

ARTYKUŁY

Adam Zaremba, Adam Szyszka***

ŹRÓDŁA DŁUGOTERMINOWYCH ANORMALNYCH STÓP ZWROTU PO PIERWSZYCH OFERTACH PUBLICZNYCH NA RYNKACH EUROPY ŚRODKOWEJ I WSCHODNIEJ¹

(Artykuł nadesłany: 03.10.2014 r. Zaakceptowany: 10.09.2015 r.)

WPROWADZENIE

Historia pierwszych ofert publicznych (*initial public offering*, IPO) oferuje badaczom kilka niewyjaśnionych zagadek. Pierwszą z nich jest grupowanie się IPO (*IPO clustering*) na światowych rynkach kapitałowych, co zostało dobrze udokumentowane w dotychczasowej literaturze przedmiotu. Począwszy od R.G. Ibbotsona i J. Jaffe (1975), liczne badania wykazały tendencję do grupowania się pierwszych ofert publicznych zarówno w ujęciu czasowym, jak i w ramach jednego sektora (Ritter, 1984; Ibbotson, Sindelar, Ritter, 1988, 1994; Hoffmann-Bruchardi, 2001; Helwege, Liang, 2004; Derrien, 2010 oraz Plotnicki, Szyszka, 2014) w odniesieniu do środkowo- i wschodnioeuropejskich rynków wschodzących). Drugim zagadkowym zjawiskiem jest „pozostawianie pieniędzy na stole“ (*money-left-on-a-table*) przez spółki debiutujące na giełdzie, czyli anormalnie wysokie natychmiastowe stopy zwrotu po debiucie giełdowym (Loughran, Ritter, 2002). Ponadto od długiego czasu toczy się ożywiona debata na temat wyników inwesty-

* Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu (adam.zaremba@ue.poznan.pl)

** Szkoła Główna Handlowa w Warszawie (aszysz1@sgh.waw.pl).

¹ Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji DEC-2013/09/B/HS4/01335.

cyjnych spółek, osiąganych w kilkuletnim okresie po IPO (*long-run underperformance*), stanowiących przedmiot niniejszego artykułu.

Zjawisko osiągnięcia niższych od przeciętnych stóp zwrotu przez spółki w długim okresie po IPO dotyczy tendencji nowo wyemitowanych akcji do osiągania gorszych wyników inwestycyjnych względem rynku w ciągu kilku lat po debiucie spółki na giełdzie. Po raz pierwszy zaobserwował je Ibbotson (1975) na rynku amerykańskim, ale formalnych, statystycznych dowodów na występowanie tego zjawiska dostarczyli dopiero J.R. Ritter (1991), T. Loughran (1993), Loughran i Ritter (1995) oraz D.K. Spiess i J. Affleck-Graves (1995). Przykładem jednego z ostatnich, kompleksowych badań w tej dziedzinie jest praca autorstwa D. Hoechle i M.M. Schmida (2009). Wiele badań dokumentuje zjawisko generowania niższych od przeciętnych stóp zwrotu również na rynkach międzynarodowych, poza Stanami Zjednoczonymi (Eckbo, Masulis, Norli, 2007). Opisanie tej tendencji na rynkach Europy Środkowej i Wschodniej zajmowali się m.in. R. Jelic i R. Briston (2003) oraz T. Jewartowski i J. Lizińska (2012).

Większość teorii podejmujących próby wyjaśnienia anormalnych, ujemnych stóp zwrotu osiąganych przez spółki w okresie po IPO opiera się na finansach behawioralnych, wskazując na efekt ekstrapolacji i „nadreaktywność” inwestorów jako główne przyczyny zawyżonej wyceny aktywów w momencie debiutu na giełdzie (Helwege, Liang, 2004; Ljungqvist, Nanda, Singh, 2006). Dyrektorzy finansowi spółek debiutujących na rynku amerykańskim, którzy uczestniczyli w anonimowych wywiadach przeprowadzonych przez J.R. Grahama i C.R. Harveya (2001) oraz J.C. Brau i S.E. Fawcetta (2006), przyznali, że przewartościowanie stanowiło ważny czynnik decyzyjny w odniesieniu do czasu publikacji ofert o pozyskanie kapitału. Również A. Szyszka (2013, 2014) wykazuje, że wykorzystanie dobrych historycznych wyników i wysokiej wyceny giełdowej stanowiły ważne argumenty za przeprowadzeniem IPO w Polsce. Literatura przedmiotu obfituje jednak również w alternatywne wyjaśnienia (np. Jain i Kini, 1994; Mikkelsen, Partch i Shah, 1997; Pagano, Panetta, Zingales, 1998). S. Teoh, V. Nanda, T.V. Singh (1998) wskazują na manipulacje dokonywane przez menedżerów przed IPO jako źródło rozczarowujących stóp zwrotu w okresie po IPO. E.M. Miller (2000) zwraca uwagę na rozbieżności w opiniach inwestorów o debiutujących spółkach. Liczne opracowania wiążą zjawisko niższych od przeciętnych stóp zwrotu w długim okresie z określonymi cechami spółki lub właściwościami IPO, takimi jak: wiek spółki (Ritter, 1991), wielkość spółki (Bhabra, Pettway, 2003; Brav, Gompers, 1997), początkowe stopy zwrotu z IPO (Krigman, Shaw, Womack, 1999; Ritter, 1991), wsparcie w postaci kapitału wysokiego ryzyka (Bessler, Seim, 2012), wielkość oferty (Ritter, 1991; Levis, 1993) lub niskie wskaźniki wartości księgowej do wartości rynkowej (Brav, Gompers, 1997; Brav, Geczy, Gompers, 2000; Gompers, Lerner, 2003).

Celem artykułu jest analiza przyczyn zjawiska polegającego na osiągnięciu niższych od przeciętnych wyników inwestycyjnych w długim okresie przez spółki debiutujące na giełdach Europy Środkowej i Wschodniej. Badanie stanowi uzupełnienie obecnego stanu wiedzy w kilku obszarach. Po pierwsze, należy wskazać

na jego zakres, zastosowano w nim bowiem pierwszą w historii badań tak szeroką próbę badawczą odnoszącą się do pierwszych ofert publicznych na giełdach europejskich rynków wschodzących. Obejmuje ona notowania 1145 spółek z 11 krajów w okresie 2002–2014. Po drugie, jest to pierwsze badanie w historii rynków wschodzących, które uwzględniła efekt kapitalizacji, wielkości i momentum. Po trzecie, w grupie nowo wyemitowanych akcji przeprowadzono test przesunięcia granicy efektywnej z uwzględnieniem skośności i kurtozy. Ponadto przeanalizowano zmiany mnożników wyceny w okresie po IPO (wartość księgową do wartości rynkowej – B/M, wskaźnik zysku do ceny rynkowej – E/P) oraz podjęto próbę ich wyjaśnienia opierając się na zmianach w zakresie kondycji finansowej spółek, tj. rentowności, zadłużenia i płynności. Kolejną innowacją są zastosowane metody badawcze. W badaniach przeprowadzonych na potrzeby niniejszego opracowania zastosowano modele trój- i czteroczynnikowe wykorzystujące dane z rynków środkowo- i wschodnioeuropejskich, jak również modele przekrojowe uwzględniające wyniki inwestycyjne spółek o mikrokapitalizacji wprowadzone po raz pierwszy przez A. Zarembę (2014). Dodatkowo przeprowadzono testy relacji monotonicznej po raz pierwszy zastosowane przez A.J. Pattona i A. Timmermana (2010).

Wnioski płynące z badań można podsumować w następujący sposób. Po pierwsze, udowodniono, że przy uwzględnieniu wyłącznie ryzyka rynkowego stare akcje generują znacznie lepsze wyniki inwestycyjne niż akcje młodsze². Premia za wiek jest – jak się wydaje – wyższa również w grupie małych spółek niż w grupie dużych spółek. Niemniej jednak anormalne stopy zwrotu w okresie po IPO nie utrzymują się po zastosowaniu trój- i czteroczynnikowych modeli wyceny aktywów. Po uwzględnieniu czynnika wielkości oraz wskaźnika wartości księgowej do wartości rynkowej okazało się, że spółki w okresie po IPO nie osiągają ani lepszych, ani gorszych wyników inwestycyjnych niż podobne do nich spółki notowane na giełdzie. Przyczyną niskich początkowo wskaźników wartości księgowej do wartości rynkowej w grupie spółek debiutujących na giełdzie, przekładających się na niższe od przeciętnych wyniki inwestycyjne, może być ich kondycja finansowa. Wykazano, że spółki od niedawna notowane na giełdzie znajdują się w znacznie lepszej sytuacji finansowej niż spółki notowane na niej od dłuższego czasu. Niemniej jednak po upływie od 2 do 5 lat wskaźniki fundamentalne tych spółek ulegają pogorszeniu, a wartości miar ich kondycji finansowej spadają do poziomu średniej rynkowej. Wyniki niniejszego badania wspierają hipotezę o zmiennym w czasie poziomie ryzyka, wyjaśniającą anormalne i niższe od przeciętnych stopy zwrotu. Wnioski płynące z analizy spółek notowanych na 11 giełdach wschodzących w regionie Europy Środkowej i Wschodniej są podobne do wstępnych wniosków przedstawionych przez A. Brava i P.A. Gompersa (1997), A. Brava, C. Geczy i P. Gompersa (2000) oraz P.A. Gompersa i J. Lerner (2003), odnoszących się do rynku amerykańskiego. W tym kontekście anomalie w okresie

² W niniejszym artykule pojęcia „stare” i „młode” są stosowane konsekwentnie jako określenie okresu, przez jaki dane akcje są notowane na giełdzie.

po IPO nie wydają się nietypowe same w sobie, ale raczej są objawem innych zjawisk, doskonale znanych we współczesnym świecie finansów.

Struktura artykułu jest następująca. W części 2 omówiono źródła danych i etap przygotowań do realizacji badań. Część 3 zawiera opis zastosowanych metod badawczych. W części 4 przedstawiono wyniki przeprowadzonych badań. Część 5 stanowi podsumowanie całego opracowania.

ZAKRES BADAŃ

W badaniach wykorzystano dane dotyczące stóp zwrotu na międzynarodowych rynkach akcji oraz dane księgowe udostępniane przez serwis Bloomberg. Uwzględniono w nim zarówno spółki notowane na giełdzie, jak i spółki nienotowane w celu uniknięcia efektu przetrwania (*survivorship bias*). Aby zagwarantować wystarczającą liczbę obserwacji (147), a jednocześnie aby zapewnić wiarygodność wyników przeprowadzanych badań zastosowano miesięczne szeregi czasowe. Pozwoliło to na uniknięcie nadmiernej ekspozycji na kwestie związane z mikrostrukturą rynku (De Moor, Sercu, 2013a). Przeanalizowano stopy zwrotu po uwzględnieniu wpływu zdarzeń korporacyjnych (splity akcji, odwrotne splity akcji, emisja akcji z prawem poboru itd.) oraz wypłat z zysku dla inwestorów (dywidendy). Badaniem objęto okres od kwietnia 2002 r. do czerwca 2014 roku. Późna data rozpoczęcia badania (kwiecień 2002 r.) wynika z chęci uniknięcia problemu małej próby badawczej i zagwarantowania, że badaniem zostanie objętych wiele spółek. Badanie opiera się na danych z serwisu Bloomberg. W celu zachowania spójności z innymi badaniami w obszarze wyceny aktywów dane zostały przefiltrowane pod kątem istotności. W pierwszej kolejności dokonano winsoryzacji (*winsorizing*) stóp zwrotu przez odrzucenie akcji generujących 2,5% najwyższych i najniższych jednomiesięcznych stóp (grupy nakładały się na siebie w pewnym zakresie). Celem tej metody jest eliminacja błędnie obliczonych stóp zwrotu z baz danych. Została ona zastosowana już m.in. przez G. Rouwenhorsta (1999) oraz A.C. Chui, S. Titmana i K.J. Wei (2010). Po zastosowaniu filtrów próba badawcza obejmuje swym zakresem 1145 spółek z następujących państw: Bułgaria (106), Chorwacja (145), Czechy (10), Estonia (12), Litwa (21), Łotwa (17), Polska (622), Rumunia (125), Słowacja (19), Słowenia (35) i Węgry (33)³. Spółka została objęta próbą badawczą w miesiącu t , jeśli możliwe jest obliczenie jej wielkości na koniec miesiąca $t - 1$ oraz stopy zwrotu w miesiącu t . Liczebność próby badawczej rosła w czasie, wraz z rozwojem rynków kapitałowych Europy Środkowej i Wschodniej, przy czym średnia liczba spółek wynosiła 682. Według naszej wiedzy, analizowana próba badawcza jest najszerszą próbą badawczą zastosowaną w historii w badaniach dotyczących wyników inwestycyjnych osiągniętych przez spółki w okresie po

³ Poszczególne, funkcjonujące w literaturze definicje krajów należących do regionu Europy Środkowej i Wschodniej różnią się między sobą, dlatego zdecydowano się na użycie listy widniejącej w glosariuszu OECD (<http://stats.oecd.org/glossary/detail.asp?ID=303> (data dostępu: 27 lipca 2014 r.)).

IPO na giełdach Europy Środkowej i Wschodniej. Wstępne dane księgowe i rynkowe zgromadzono w walutach lokalnych, ale zgodnie z koncepcją J. Liewa i M. Vassalou (2000) oraz C. Bali, N. Cakici, F. Fabozzi (2013) uznano, że porównania oparte na różnych jednostkach walutowych mogą być mylące. Szczególnie dotyczy to krajów wschodzących regionu Europy Środkowej i Wschodniej, gdzie wskaźniki inflacji i stopy wolne od ryzyka są czasami bardzo wysokie i znacznie różnią się w zależności od rynku. Z tego względu zastosowano podejście prezentowane przez M. Liu, Q. Liu i T. Ma (2011), G. Bekaerta, C. Harveya, C. Lundblada (2007) oraz A. Browna i in. (2008), a wszystkie dane denominowano w walucie euro w celu uzyskania wyników porównywalnych w skali międzynarodowej. Zgodnie z powyższym założeniem, nadwyżkowe stopy zwrotu obliczono na podstawie jednomiesięcznej stopy Euribor.

ZASTOSOWANE METODY BADAWCZE

Przebadano wyniki inwestycyjne generowane przez portfele akcji sortowanych według czasu, jaki upłynął od IPO (na potrzeby niniejszego artykułu kryterium to nazwano „wiekiem“). Dla każdego miesiąca t posortowano akcje zgodnie z ich wiekiem. Następnie na tej podstawie stworzono 5 podgrup. Pierwszą podgrupę stanowią akcje notowane na giełdzie papierów wartościowych w okresie krótszym niż 12 miesięcy, drugą akcje notowane w okresie 12–24 miesięcy, trzecią akcje notowane w okresie 24–46 miesięcy, czwartą akcje notowane w okresie 36–48 miesięcy, a ostatnią akcje notowane na giełdzie od ponad 48 miesięcy. Wreszcie akcje zważono według kapitalizacji w odpowiednich grupach w celu uzyskania portfeli i przeanalizowano stopy zwrotu.

W ramach niniejszego badania przeprowadzono szereg testów odporności. Zgodnie z wynikami wcześniejszych badań, wiele anomalii rynkowych może ulegać tak zwanemu „efektowi stycznia“, czyli skłonności akcji do generowania wyższych stóp zwrotu w styczniu w porównaniu z wynikami z pozostałych miesięcy. Tym zagadnieniem zajmowali się m.in. J.L. Horowitz, T. Loughran i N. Savin (2000) w odniesieniu do wielkości, J. Davis (1994) w stosunku do wartości, T. Loughran (1997) w odniesieniu do obu czynników, a N. Jegadeesh i S. Titman (2001) oraz Y. Yao (2012) w stosunku do efektu momentum. W celu przetestowania tej sezonowości przefiltrowano i wyeliminowano dane pochodzące ze stycznia, a następnie powtórzono analizę z pominięciem tych danych. Ponadto w ramach kontroli wiarygodności wyników badań obliczono również portfele równoważone, ale przeanalizowano tylko podstawowe dane statystyczne, analogicznie do licznych badań w zakresie wyceny aktywów. Nie zdecydowano się na bardziej szczegółowe analizy, gdyż ten sposób ważenia może zakłócać końcowe wyniki badania (Fama, French, 1998; Lewellen, 2010) oraz wiązać się z tak zwanym „zyskiem z rebalansowania“ (Willenbrock, 2011). Po trzecie, przeanalizowano również, czy otrzymane wyniki dotyczą wyłącznie walut EUR, czy znajdują zastosowanie również dla USD i JPY. Nie wykryto żadnych istotnych różnic. Niestety nie przeprowadzono standardowego podziału próby badawczej na pod-

okresy, ponieważ utworzone w ten sposób podgrupy byłyby zbyt małe dla celów jakichkolwiek formalnych interferencji.

A zatem badanie kontynuowano, analizując możliwość przesunięcia granicy efektywnej inwestora inwestującego swój kapitał w akcje na rynkach Europy Środkowej i Wschodniej, włączając portfele sortowane według wieku. Na podstawie nadwyżkowych stóp zwrotu przyjęto, że aktywami bazowymi są zerokosztowe portfele arbitrażowe odnoszące się do ryzyka rynkowego oraz efektów wielkości (*size effect*), wartości (*value effect*) oraz momentum (*momentum effect*). Wszystkie cztery efekty są uwzględnione w czteroczynnikowym modelu wyceny aktywów (pochodzącym z badań M.M. Carharta (1997)). Analogiczne podejście zastosowali m.in. W. De Groot, J. Pang, L. Swinkels (2012) podczas testowania możliwości powiększenia granicy efektywnej na skutek zwiększenia możliwości wyboru portfela za pomocą strategii przekrojowych wdrożonych na wschodzących rynkach peryferyjnych. Dane dla rynków Europy Środkowej i Wschodniej pobrano ze strony internetowej Adama Zaremby⁴, a obliczono je zgodnie z metodami przedstawionymi w opracowaniu Zaremby (2014).

Powszechnie wiadomo, że wahania stóp zwrotu na rynkach finansowych nie mają normalnego rozkładu, lecz wykazują znaczną skośność i kurtozę. Z tego względu, w ramach eksperymentu uzupełniającego, sprawdzono, czy uwzględnienie portfeli sortowanych według wieku powiększa również granicę efektywną: oczekiwana stopa zwrotu – zmodyfikowana wartość narażona na ryzyko (*MVaR*). Zastosowano wskaźnik *MVaR* rzędu 95% oraz sposób obliczeń zaproponowany przez L. Favre i J. Galeano (2002):

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

gdzie μ oznacza średnią stopę zwrotu, σ – standardowe odchylenie, S – skośność, K – kurtozę, a z_c stanowi liczbę odchyłeń standardowych właściwych dla obliczonego wskaźnika *VaR*. W przeciwieństwie do tradycyjnych wskaźników *VaR*, *MVaR* nie opiera się na założeniu normalności rozkładu stóp zwrotu. Zastosowanie *MVaR* jest spójne z podejściem inwestorów, którzy preferują rozkład stóp zwrotu o dodatniej skośności i niskiej kurtozie (Scott, Horvath, 1980; Pratt, Zeckhauser, 1987).

Istnieje wiele możliwości formalnego przetestowania istotności statystycznej przesunięcia granicy efektywnej, które podsumowali między innymi F.A. De Roon i Th.E. Nijman (2001) oraz R. Kan i G. Zhou (2008). W odniesieniu do granicy efektywnej zastosowano prosty test oparty na regresji (szczegółowe informacje zawiera opracowanie G. Hubermana i S. Kandla (1987)). Przeanalizowano, czy portfel badany względem modelu wyceny aktywów pozostawia statystycznie istotny i niewyjaśniony wyraz wolny (współczynnik alfa). Zastosowano trzy różne modele wyceny aktywów. Pierwszym z nich jest powszechnie znany model wyceny aktywów kapitałowych (*Capital Asset Pricing Model*), w skrócie CAPM (Sharpe, 1964, 1966; Lintner 1965; Mossin, 1966). Przyjmuje się w nim, że stopy zwrotu z aktywów

⁴ [Http://adamzaremba.pl/downloadable-data/](http://adamzaremba.pl/downloadable-data/) (data dostępu: 04. 08. 2014 r.).

zależą od poziomu ryzyka rynkowego ocenianego za pomocą jednego czynnika – współczynnika beta. Drugi model to trójczynnikowy model E.F. Famy i K.R. Frencha (1992, 1993). Model ten dodatkowo uwzględnia premie za kapitalizację i wielkość, prezentowane w portfelach SMB (mały minus duży) i HML (wysoki minus niski). Określają one stopy zwrotu z zerokosztowych portfeli arbitrażowych. SMB oznacza różnicę w stopach zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli spółek o małej i dużej kapitalizacji w czasie t , natomiast HML_t oznacza ogólną różnicę stóp zwrotu z portfeli akcji o wysokowartościowych (wysoka wartość księgową do rynkowej) i wzrostowych (niska wartość księgową do rynkowej). Czwarty model to czteroczynnikowy model wprowadzony przez Carharta (1997). Model ten dodatkowo obejmuje stopy zwrotu z momentum mierzone stopami zwrotu z tzw. portfeli zwycięzców i przegranych, które zastosowano w początkowych badaniach nad tą anomalią (Jegadeesh, Titman, 1993). Wskaźnik WML (zwycięzcy minus przegrani) oznacza różnicę między stopą zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli o dodatnich i ujemnych wynikach inwestycyjnych w roku poprzednim.

Następnie przetestowano wyrazy wolne, aby sprawdzić, czy są one statystycznie różne od zera. Test przeprowadzono za pomocą statystyki testowej GRS wprowadzonej przez M.R. Gibbonsa, A. Rossa i J. Shankena (1989). Statystyka testowa jest wyrażona w następujący sposób:

$$GRS = \left(\frac{T}{N}\right) \cdot \left(\frac{T-N-L}{T-L-1}\right) \cdot \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \cdot \left[1 + E_T(f)' \hat{\Omega}^{-1} E_T(f)\right]^{-1} \sim F_{N, T-N-K} \quad (2)$$

gdzie: T oznacza długość szeregu czasowego (liczebność próby), N – liczbę portfeli objaśnianych w badanej grupie, a L – liczbę czynników objaśniających. $E_T(f)$ to wektor średnich stóp zwrotu do czynników wyceny aktywów, $\hat{\Omega}$ stanowi macierz kowariancji czynników wyceny, $\hat{\alpha}$ oznacza wektor wolnych wyrazów regresji, a $\hat{\Sigma}$ to macierz kowariancji reszt w próbie badawczej. Testowe wartości krytyczne uzyskano w wyniku rozkładu Fishera ze stopniem swobody N oraz $T - N - L$.

Dodatkowo, zgodnie z podejściem zaprezentowanym przez A. Waszczuk (2013), przeprowadzono test relacji monotonicznych (MR) zaproponowany przez Pattona i Timmermanna (2010). Celem tego badania, które należy traktować jako uzupełniające w odniesieniu do badania podstawowego, opisanego w niniejszym opracowaniu, jest przeanalizowanie pełnego zakresu przekrojowej zmienności stóp zwrotu i sprawdzenie, czy rosną one systematycznie wraz ze wzrostem wieku akcji⁵. W badaniu MR zastosowano losowania według procedury *bootstrap*. Zgodnie z nią, miesięczne nadwyżkowe stopy zwrotu dla wszystkich analizowanych portfeli są losowane z powtórzeniami z oryginalnej próby badawczej. W niniejszym badaniu dokonano 30 000 losowań, generując 30 000 szeregów czasowych nadwyżkowych stóp zwrotu dla każdego badanego portfela. Następnie oblicza się średnią nadwyżkową stopę zwrotu dla każdego wylosowanego szeregu czasowego zwrotów i pomniejsza się ją przez odjęcie oryginalnych średnich z szeregów czasowych portfeli. Wreszcie testuje się hipotezę zerową zakładającą brak

⁵ Dokładny przebieg testu opisano w artykule Pattona i Timmermanna (2010).

tendencji wzrostowych w ramach grupy portfeli sortowanych według wieku (brak różnic przekrojowych, tendencja płaska) względem alternatywnej hipotezy zakładającej rosnącą relację monotoniczną pomiędzy wiekiem akcji a nadwyżkowymi stopami zwrotu. W tym celu należy obliczyć różnice w stopach zwrotu między sąsiadującymi ze sobą portfelami:

$$\Delta_i = r_{i,t} - r_{i,t-1}. \quad (3)$$

Podstawowa hipoteza brzmi następująco:

$$H_0: \Delta = 0 \text{ vs } H_1: \min_{i=1,2,\dots,n} \Delta_i > 0, \quad (4)$$

natomiast statystyka testowa jest wyrażona w następujący sposób:

$$J_T = \min_{i=1,2,\dots,n} \Delta_i. \quad (5)$$

Aby uzyskać wartość p , wystarczy po prostu obliczyć liczbę przypadków, w których $J_T < J_T^p$, gdzie J_T^p jest obliczane analogicznie do J_T , ale dotyczy wyników losowań pomniejszych o średnie, dzielonych następnie przez liczbę losowań: 30 000). Wreszcie należy wspomnieć, że w badaniu MR przeprowadzonym dla celów niniejszego opracowania wprowadzono pewną innowację. Badanie jest zazwyczaj przeprowadzane dla nieprzetworzonych (surowych) stóp zwrotu. Tymczasem w ramach niniejszego artykułu przeprowadzono je dodatkowo dla wyrazów wolnych z modeli wyceny, więc wylosowano stopy zwrotu z czynników wraz z nadwyżkowymi stopami zwrotu z portfeli, a następnie dokonano regresji nadwyżkowych stóp zwrotu z portfeli względem czynników, aby uzyskać wyrazy wolne. W końcu od uzyskanych wyników odjęto wyrazy wolne z oryginalnej próby. Pozostała część procedury przebiegała identycznie ze standardowym badaniem MR.

Celem niniejszego artykułu było również sprawdzenie, czy między czasem, jaki upłynął od IPO, a kapitalizacją rynkową analizowanych spółek zachodzą jakiegokolwiek interakcje, co sugeruje na przykład J.R. Ritter (1991). Na podstawie akcji sortowanych według wieku i wielkości zbudowano podwójne portfele. Procedury obliczeniowe są spójne z procedurami opisanymi w podobnych badaniach dotyczących wyceny aktywów (Fama, French, 2012). Na koniec każdego miesiąca $t-1$ wszystkie akcje są sortowane pod względem wielkości i wieku. Jako punkty graniczne wielkości zdefiniowano percentyle 20, 40, 60 i 80 oraz w ten sam sposób określono cztery punkty graniczne wieku w przypadku portfeli sortowanych pojedynczo. Przecięcie niezależnych 5×5 portfeli sortowanych według wielkości i wieku pozwoliło na wygenerowanie 25 różnych portfeli. Zważono je pod kątem kapitalizacji w celu uzyskania portfeli wycenianych w sposób podobny do wyceny portfeli sortowanych pojedynczo.

Literatura przedmiotu obfituje w obserwacje, zgodnie z którymi anormalne wzorce notowań małych spółek mogą znacznie wpływać na wyniki przekrojowych testów wyceny aktywów i je zakłócać (Fama, French, 2008; De Moor, Sercu, 2013b). Sprawdza się to zwłaszcza w przypadku rynków wschodnio- i środkowo-

europjskich, które cechują się ogromną liczbą spółek o mikrokapitalizacji. Zaremba (2014) zauważa, że w czerwcu 2014 r. kapitalizacja ponad 50% spółek notowanych na giełdach Europy Środkowej i Wschodniej nie przekraczała 10 mln euro, a dla 20% z nich była niższa niż 2 mln euro. Podjęto próbę zmierzenia się z tym problemem w dwojaki sposób. Po pierwsze, poza podwójnym sortowaniem portfeli 5×5 według kapitalizacji, wielkości i momentum, przetestowano dodatkowo sortowanie typu 4×5. Wyniki 5×5 obejmują wszystkie pięć kwintyli wielkości, natomiast wyniki 4×5 wykluczają portfele spółek o małej kapitalizacji (kwintyle najmniejszych akcji). Po drugie, zgodnie z sugestiami L. De Moora i P. Sercu (2013a) zastosowano model przekrojowy odzwierciedlający ryzyko z tytułu spółek o małej kapitalizacji. W szczególności zastosowano model zaproponowany przez Zarembę (2014), w którym czynnik SMB (mały minus duży) jest zastępowany w standardowych modelach trój- i czteroczynnikowych czynnikiem MMR (mikro minus pozostałe). Stopy zwrotu z czynnika MMR to stopy zwrotu z portfeli zerokosztowych *long/short* zawierających pozycje długie w kwintylu najmniejszych akcji i pozycje w pozostałych spółkach.

Wszelkie modele regresji przytaczane w niniejszym artykule oszacowano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów, a parametry regresji testowano w sposób parametryczny.

Po przeanalizowaniu zachowania akcji starszych i młodszych zbadano ewolucję charakterystyk ich firm w okresie po IPO. A zatem obliczono dwa mnożniki wyceny dla każdej spółki objętej próbą badawczą: wskaźnik zysku do ceny i wartości księgowej do ceny. Ponadto obliczono trzy wskaźniki finansowe prezentujące różne warstwy ryzyka kredytowego i jakości finansowej: marżę zysku brutto odnoszącą się do rentowności, wskaźnik sumy aktywów do łącznego kapitału zakładowego odnoszący się do zadłużenia oraz stosunek inwestycji krótkoterminowych do bieżących zobowiązań (tzw. „test kwasowy” (*acid test*)) odnoszący się do płynności. Skoncentrowano się na stosunku tych wskaźników do wartości wskaźników dla całego portfela rynkowego. W tym celu obliczono surowe wartości wskaźników dla wszystkich spółek objętych próbą badawczą, a następnie ich ilorazy (w przypadku zadłużenia, marży zysku i mnożników) lub różnice (w przypadku rentowności) względem analogicznych wskaźników dla portfela rynkowego. Następnie obliczono przekrojową średnią opisanych miar (czyli różnic we wskaźnikach między poszczególnymi spółkami a całym portfelem rynkowym) w pierwszych 60 miesiącach po IPO. Zastosowano trzy różne typy uśredniania: średnią ważoną kapitalizacją, średnią równoważoną i medianę. Ewolucję wskaźników w okresie po IPO przedstawiono na rysunkach 1 i 2.

WYNIKI PRZEPROWADZONEGO BADANIA

Tabela 1 przedstawia podstawowe dane statystyczne dotyczące nadwyżkowych stóp zwrotu z portfeli sortowanych pojedynczo według czasu, jaki upłynął od IPO. W pierwszej kolejności skupiono się na portfelach ważonych kapitalizacją,

w przypadku których nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli akcji notowanych na giełdzie od mniej niż 48 miesięcy były niższe niż stopy zwrotu ze starszych akcji. Ta wstępna informacja jest ogólnie spójna z poprzednimi badaniami dotyczącymi rynków Europy Środkowej i Wschodniej (Lyn, Zychowicz, 2003; Berk, Peterle, 2014). Surowa różnica nie jest jednak statystycznie istotna. Statystyka testowa relacji monotonicznej odrzuca hipotezę, zgodnie z którą między portfelami przekrojowymi nie występuje relacja monotoniczności. Okazuje się, że im starsze są akcje, tym wyższe osiągają stopy zwrotu. Relacja ta jest jednak przeciwna w odniesieniu do poziomu ryzyka: odchylenie standardowe stóp zwrotu jest najniższe dla starszych akcji i najwyższe dla młodszych. Młodsze akcje wykazują pewną bliską zeru asymetrię, która może być atrakcyjna dla inwestorów, gdyż rozkłady stóp zwrotu na rynkach Europy Środkowej i Wschodniej są lewoskośne. Kurtoza dla młodszych akcji jest również nieco odmienna niż w przypadku starszych akcji.

Tabela 1. Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli kwintylowych, sortowanych według czasu, jaki upłynął od IPO

Wyszczególnienie	Młode	2	3	4	Stare	O-Y	
Panel A	<i>Podstawowe dane statyczne – przed wyłączeniem stycznia</i>						<i>MR</i>
Średnia	0,81	0,87	0,71	0,81	1,13	0,32	4,83
<i>statystyka t</i>	<i>(1,15)</i>	<i>(1,39)</i>	<i>(1,23)</i>	<i>(1,21)</i>	<i>(2,11)</i>	<i>(0,61)</i>	
Odchylenie standardowe	8,53	7,56	7,04	8,08	6,49	6,42	
Skośność	0,31	-0,27	-0,14	-0,06	-0,65	-0,91	
Kurtoza	1,90	1,28	0,03	1,28	2,21	5,69	
Wskaźnik Sharpe'a	0,10	0,11	0,10	0,10	0,17	0,05	
	<i>Podstawowe dane statyczne – po wyłączeniu stycznia</i>						<i>MR</i>
Średnia	0,74	0,51	0,66	0,80	1,19	0,45	9,08
<i>statystyka t</i>	<i>(1,00)</i>	<i>(0,80)</i>	<i>(1,09)</i>	<i>(1,17)</i>	<i>(2,15)</i>	<i>(0,82)</i>	
Odchylenie standardowe	8,51	7,32	7,00	7,89	6,41	6,40	
Skośność	0,28	-0,40	-0,14	-0,10	-0,57	-0,98	
Kurtoza	2,09	1,41	0,10	1,63	2,46	6,51	
Wskaźnik Sharpe'a	0,09	0,07	0,09	0,10	0,19	0,07	
Średnia kapitalizacja rynkowa	158	161	173	208	289		

Panel B: portfele równoważone

	Młode	2	3	4	Stare	O-Y		
	<i>Podstawowe dane statyczne – przed wyłączeniem stycznia</i>							<i>MR</i>
Średnia	1,48	1,07	1,29	1,57	1,94	0,46		41,94
statystyka <i>t</i>	(2,38)	(1,81)	(2,21)	(2,55)	(3,89)	(1,02)		
Odchylenie standardowe	7,52	7,16	7,10	7,49	6,03	5,46		
Skośność	-0,15	0,13	-0,07	0,77	-0,34	-0,60		
Kurtoza	-0,04	0,25	0,37	5,05	1,23	2,13		
Wskaźnik Sharpe'a	0,17	0,11	0,10	0,10	0,17	0,05		
	<i>Podstawowe dane statyczne – po wyłączeniu stycznia</i>							<i>MR</i>
Średnia	1,42	0,71	1,11	1,33	1,71	0,29		77,04
statystyka <i>t</i>	(2,18)	(1,22)	(1,85)	(2,10)	(3,41)	(0,62)		
Odchylenie standardowe	7,53	6,80	6,99	7,34	5,84	5,55		
Skośność	-0,14	0,03	0,00	0,83	-0,28	-0,58		
Kurtoza	0,06	0,53	0,51	6,13	1,63	2,08		
Wskaźnik Sharpe'a	0,17	0,11	0,10	0,10	0,17	0,05		

Uwaga: Tabela przedstawia średnie, odchylenia standardowe, skośność, kurtozę i wskaźniki Sharpe'a dotyczące nadwyżkowych stóp zwrotu z portfeli kwintylowych sortowanych według czasu, jaki upłynął od IPO. „Młodsze” oznacza spółki notowane na giełdzie od maksymalnie 12 miesięcy, „2” oznacza 12–24 miesiące notowań na giełdzie, „3” oznacza 24–36 miesięcy, „4” oznacza 36–48 miesięcy, a „stare” oznacza spółki notowane na giełdzie od ponad 48 miesięcy. „O–Y” oznacza portfel zero-kosztowy *long/short* zawierający długie pozycje w akcjach starszych i krótkie w młodszych. Liczby podane w nawiasach oznaczają statystyki testowe. Ostatnia kolumna przedstawia wartości *p* dla testów relacji monotonicznej dla wszystkich portfeli sortowanych według wieku. Średnie, odchylenia standardowe i wartości *p* dla relacji monotonicznej (MR) są wyrażone w procentach, natomiast wielkości kapitalizacji rynkowej w milionach euro. Panel A przedstawia portfele ważone kapitalizacją, natomiast Panel B portfele równoważone. Panel A: portfele ważone według wartości.

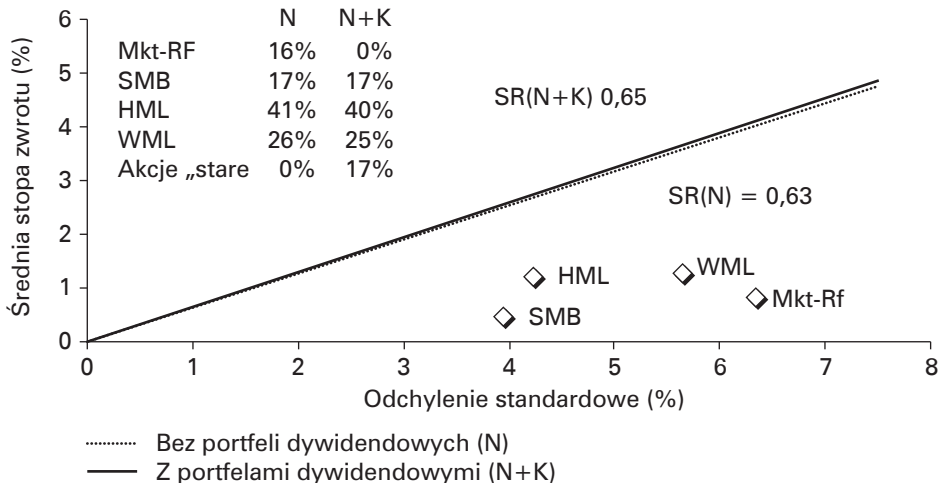
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

Analizowane wyniki, po uwzględnieniu efektu stycznia, przypominają wyniki obliczeń wstępnych. Parametry stóp zwrotu i ryzyka odzwierciedlają w dużej mie-

rze te same wahania, ale różnica między wynikami inwestycyjnymi w przypadku spółek młodszych i starszych jest nieco większa. Niemniej jednak wartość p w teście relacji monotonicznej wynosi 9,08%, co oznacza, że znajduje się na granicy odrzucenia. Zastosowanie metody ważenia równego znacząco zakłóca wyniki. W takim przypadku nie jest możliwe stwierdzenie wyraźnej relacji monotonicznej. Ponadto spółki notowane na giełdzie od mniej niż jednego roku osiągnęły lepsze wyniki inwestycyjne niż spółki notowane na giełdzie od 2 do 3 lat. Różnice w wynikach są raczej skutkiem anomalii powiązanych z ważeniem według wielkości i ważeniem równym niż proporcjonalnego wpływu na spółki małe (szczególnie w grupie spółek młodszych, które są najmniejsze pod względem kapitalizacji rynkowej). Z tego względu nie uwzględniono portfeli równoważonych na kolejnych etapach analizy.

Po obliczeniu wstępnych statystyk dla portfeli sortowanych według wieku przeprowadzono testy przesunięcia granicy efektywnej. Okazuje się, że przeciętny inwestor na rynku kapitałowym w Europie Środkowej i Wschodniej praktycznie nie jest w stanie rozszerzyć swoich możliwości inwestycyjnych ze względu na sortowanie akcji z punktu widzenia czasu, jaki upłynął od ich IPO.

Rysunek 1. Przesunięcie granicy efektywnej dla portfeli akcji sortowanych według wieku przy przyjęciu odchylenia standardowego jako miary ryzyka



Rysunek przedstawia przesunięcie granicy efektywnej na skutek włączenia portfeli akcji sortowanych według ich wieku. Podstawowe aktywa opierają się na ryzyku rynkowym („Mkt-Rf”), strategii kapitalizacji („HML”), strategii wielkości („SMB”) i strategii momentum („WML”). Kropkowana linia oznacza granicę efektywną aktywów bazowych, natomiast czarna definiuje powiększoną granicę efektywną w grupie czterech aktywów bazowych i pięciu portfeli sortowanych według wieku. Rysunek przedstawia również maksymalny osiągalny wskaźnik Sharpe’a (współczynniki nachylenia) i odpowiednie średnie ważone dla każdego poziomu, skalowane do sumy jeden.

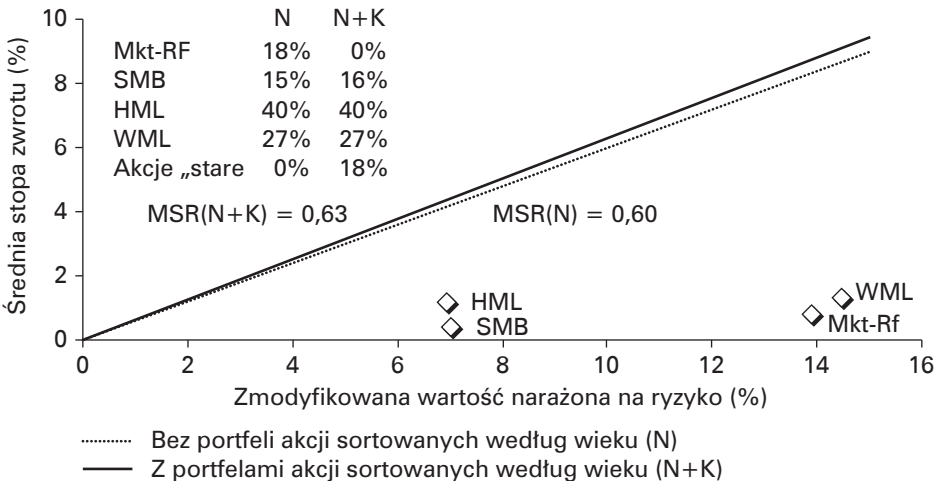
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

Uwzględnienie portfeli sortowanych według wieku tylko nieznacznie przesuwają efektywną granicę. Zjawisko to przedstawiono graficznie na rysunku 1. Maksymalnie osiągalny wskaźnik Sharpe'a po wyłączeniu portfeli sortowanych według wieku wynosi 0,63, przy czym po ich uwzględnieniu wzrasta do 0,65. W nowym portfelu o maksymalnym wskaźniku Sharpe'a inwestycje w stare akcje zajmują miejsce inwestycji w portfelach rynkowych. Co ciekawe, model nie dokonuje alokacji środków finansowych ani do portfela młodszych akcji, ani do portfela rynkowego. Wygląda na to, że stare akcje stanowią swego rodzaju lepszy substytut ryzyka rynkowego.

Badanie granicy efektywnej przy wykorzystaniu MVaR (rys. 2) daje podobne rezultaty. Przesunięcie granicy jest w tym przypadku jednak nieco większe. Maksymalnie modyfikowany wskaźnik Sharpe'a wzrasta z 0,60 do 0,63. Model alokuje również nieco więcej portfeli (18%) do starszych akcji. Kluczowe jest jednak to, że przesunięcie granicy efektywnej jest na tyle małe, że jest statystycznie nieistotne.

Wyniki analizy formalnej przesunięcia granicy efektywnej przedstawiono w tabeli 2. Model CAPM odrzuca hipotezę przesunięcia granicy efektywnej.

Rysunek 2. Przesunięcie granicy efektywnej dla portfeli akcji sortowanych według wieku przy przyjęciu MVaR jako miary ryzyka



Uwaga: Rysunek przedstawia przesunięcie granicy efektywnej na skutek włączenia portfeli akcji sortowanych według ich wieku. Podstawowe aktywa opierają się na ryzyku rynkowym („Mkt-Rf), strategii kapitalizacji („HML”), strategii wielkości („SMB”) i strategii momentum („WML”). Kropkowana linia oznacza granicę efektywną aktywów bazowych, natomiast czarna definiuje przesuniętą granicę efektywną w grupie czterech aktywów bazowych i pięciu portfeli sortowanych według wieku. Rysunek przedstawia również maksymalnie osiągalny wskaźnik Sharpe'a (współczynniki nachylenia) i odpowiednie średnie ważone dla każdego poziomu, skalowane do sumy jeden.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

Tabela 2. Wyrazy wolne z modeli wyceny aktywów objaśniających miesięczne nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli sortowanych według wieku

Wyszczególnienie	Młode	2	3	4	Stare	O-Y	GRS	wartość p	MR
<i>Z uwzględnieniem stycznia</i>									
Wyraz wolny z modelu CAPM	0,09 (0,17)	0,16 (0,38)	0,05 (0,14)	-0,01 (-0,03)	0,34 (2,40)	0,25 (0,46)	2,29	6,24	1,86
Wyraz wolny 3F	0,29 (0,51)	-0,05 (-0,12)	-0,10 (-0,24)	0,06 (0,13)	0,32 (2,10)	0,03 (0,05)	3,93	0,47	22,10
Wyraz wolny 4F	0,39 (0,62)	-0,02 (-0,05)	0,21 (0,47)	-0,26 (-0,56)	0,22 (1,34)	-0,17 (-0,27)	1,87	11,89	30,31
<i>Bez uwzględnienia stycznia</i>									
Wyraz wolny z modelu CAPM	-0,06 (-0,11)	-0,27 (-0,66)	-0,07 (-0,16)	-0,09 (-0,23)	0,32 (2,29)	0,38 (0,69)	2,17	7,59	9,05
Wyraz wolny 3F	0,21 (0,36)	-0,24 (-0,57)	-0,13 (-0,29)	0,03 (0,08)	0,33 (2,22)	0,12 (0,21)	3,98	0,45	29,96
Wyraz wolny 4F	0,25 (0,39)	-0,12 (-0,26)	0,42 (0,91)	-0,16 (-0,34)	0,24 (1,49)	0,00 (-0,01)	2,32	6,04	39,00

Uwaga: Tabela przedstawia wyrazy wolne dotyczące nadwyżek zwrotów z portfeli kwintylowych sortowanych według czasu, jaki upłynął od IPO. „Młodsze” oznacza spółki notowane na giełdzie od maksymalnie 12 miesięcy, „2” oznacza 12-24 miesiące notowań na giełdzie, „3” oznacza 24-36 miesięcy, „4” oznacza 36-48 miesięcy, a „stare” oznacza spółki notowane na giełdzie od ponad 48 miesięcy. „O-Y” oznacza portfel zerokosztowy *long/short* zawierający długie pozycje w akcjach starszych i krótkie w młodszych. Liczby podane w nawiasach to statystyki testowe. Tabela przedstawia również statystyki testowe GRS i wartości p dla testów relacji monotonicznej dla każdego przyrostu. Wyrazy wolne i wartości p dla testów relacji monotonicznej są wyrażone w procentach (%). CAPM, 3F i 4F odnoszą się, odpowiednio, do modelu wyceny aktywów kapitałowych CAPM, modelu trójczynnika i modelu czteroczynnikowego.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

W przypadku portfeli starszych akcji obserwuje się znaczące anormalne stopy zwrotu, a statystyka testowa GRS potwierdza przesunięcie granicy efektywnej. Ponadto test relacji monotonicznej wykazuje obecność monotoniczności w obrębie stóp zwrotu. Co ciekawe, na rynkach środkowo i wschodnioeuropejskich można zaobserwować nie tyle gorsze wyniki inwestycyjne w przypadku młodszych akcji, co ponadprzeciętne stopy zwrotu ze starszych akcji, powiązane z portfelem rynkowym. Wyjaśnieniem tego zjawiska może być fakt, że portfel rynkowy sam w sobie składa się w dużej mierze z młodszych akcji. Kapitalizacja firm notowanych na największym rynku w Europie Środkowej i Wschodniej, mianowicie na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, wzrosła z 28 mld euro na koniec 2002 r. do 140 mld euro na koniec 2014 roku⁶. Innymi słowy znaczny udział portfeli rynkowych jest oparty na nowych spółkach na rynku, które osiągają lepsze wyniki inwestycyjne niż spółki starsze.

W przeciwieństwie do współczynników alfa w modelu CAPM monotoniczność nie występuje przy zastosowaniu modelu trójczynnika Fama i Frencha, chociaż współczynnik alfa dla starszych akcji nadal jest dodatni i znaczący, a statystyka testowa GRS odrzuca przesunięcie. Wreszcie sytuacja dramatycznie się zmienia po zastosowaniu modelu czterocynnika. Wyraz wolny z dowolnego portfela nie jest już znacząco różny od zera, test relacji monotonicznej nie potwierdza monotoniczności, a statystyka testowa GRD nie odrzuca przesunięcia. Innymi słowy, wszystko wskazuje na to, że po zastosowaniu czynnika momentum zanika zjawisko osiągania przez młodsze akcje gorszych od przeciętnych wyników inwestycyjnych po IPO (lub, inaczej, zjawisko osiągania ponadprzeciętnych wyników inwestycyjnych przez starsze akcje po IPO). Wyłączenie stóp zwrotu za styczeń z próby badawczej nie wpływa na powyższe wyniki.

Jedną z osobliwych cech rynków wschodzących, szczególnie rynków środkowo i wschodnioeuropejskich, jest duża liczba małych spółek, co sprawia, że poziom kapitalizacji rynkowej w tych krajach zależy w dużej mierze od kilku większych spółek. Przykładowo w próbie badawczej na koniec 2014 r. dziesięć największych spółek (mniej niż 0,1% wszystkich spółek w próbie badawczej) w odniesieniu do ich wartości rynkowej odpowiada za niemal 40% całkowitej kapitalizacji rynkowej. W konsekwencji wyniki przedstawione w tabeli 2 mogą być niejednoznaczne i reprezentatywne wyłącznie dla niewielkiej liczby dużych spółek, które dominują w próbie badawczej. Z tego względu zdecydowano się na przeprowadzenie analogicznej analizy na podstawie 25 portfeli sortowanych podwójnie względem wielkości i wieku. Ponadto zdecydowano się na oddzielenie gorszych od przeciętnych wyników osiąganych po IPO i efektu wielkości, który również wpływa na różne anomalie związane z IPO (Ritter, 1991, 2013).

Tabela 3 przedstawia stopy zwrotu z 25 portfeli sortowanych według wielkości i wieku. Po pierwsze, można zauważyć, że wpływ gorszych od przeciętnych wyników inwestycyjnych po IPO jest dość nierównomierny, ale w każdym kwintylu wielkości stare akcje osiągają lepsze wyniki inwestycyjne niż akcje młodsze. Po

⁶ [Http://www.gpw.pl/analizy_i_statystyki_en](http://www.gpw.pl/analizy_i_statystyki_en).

drugie, anomalia zaznacza się silnie w przypadku małych akcji. W rzeczywistości im mniejsza spółka, tym większa skala zjawiska osiągania gorszych od przeciętnych wyników inwestycyjnych w długim okresie. Różnica między średnimi miesięcznymi nadwyżkowymi stopami zwrotu wynosi 0,63 punktu procentowego w przypadku większych spółek, 0,96 w przypadku spółek średnich (trzeci rząd) i aż 2,57 w przypadku najmniejszych spółek. Wyniki inwestycyjne osiągane przez stare akcje mniejszych spółek są dużo lepsze niż wyniki generowane przez inne portfele, a średnia nadwyżkowa stopa zwrotu w tej grupie wynosi 3,98% w ujęciu miesięcznym. W odniesieniu do ryzyka (w kontekście odchylenia standardowego) można zaobserwować, że akcje mniejszych spółek są obciążone większym ryzykiem, a stare akcje są bezpieczniejsze.

Tabela 3. Nadwyżkowe stopy zwrotu z 5x5 portfeli sortowanych według wieku

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Młode	2	3	4	Stare	Młode	2	3	4	Stare
Małe	1,42	1,99	2,95	3,04	3,98	9,67	11,67	13,32	10,97	7,23
2	0,62	1,44	0,65	2,19	1,75	8,50	9,75	10,88	14,51	6,85
3	0,50	0,07	1,28	-0,74	1,46	8,07	7,71	9,85	7,85	6,64
4	0,88	0,88	-0,05	1,16	1,23	8,96	9,19	7,66	8,70	6,38
Duże	0,49	0,98	0,81	0,45	1,12	9,02	8,33	7,57	8,40	6,60

Uwaga: Tabela przedstawia średnie wartości i odchylenia standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu dla 25 portfeli sortowanych według wielkości (kapitalizacji rynkowej) i wieku (czasu, jaki upłynął od IPO). „Młode” oznacza spółki notowane na giełdzie od maksymalnie 12 miesięcy, „2” oznacza 12–24 miesiące notowań na giełdzie, „3” oznacza 24–36 miesięcy, „4” oznacza 36–48 miesięcy, a „stare” oznacza spółki notowane na giełdzie od ponad 48 miesięcy.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

Zastosowanie modeli wieloczynnikowych w analizie nadwyżkowych stóp zwrotu z 25 portfeli sortowanych podwójnie pozwala na uzyskanie dodatkowych informacji o generowanych przez nie wynikach inwestycyjnych. Po korekcie o ryzyko rynkowe (model CAPM) niektóre portfele wykazują anormalne nadwyżkowe stopy zwrotu. Wykazano statystycznie istotny, dodatni wyraz wolny we wszystkich portfelach obejmujących zarówno najmniejsze i największe spółki. Po zastosowaniu modelu trójczynnikowego większość dodatnich stóp zwrotu jednak zanika. Dodatkowo współczynniki alfa są istotne wyłącznie dla starszych akcji najmniejszych i największych spółek. To ciekawa obserwacja w kontekście wyników przedstawionych w tabeli 2, ponieważ wszystko wskazuje na to, że po korekcie na potrzeby modelu trójczynnikowego anormalne stopy zwrotu ze starszych akcji są generowane niemal wyłącznie przez największe spółki, a akcje spółek średnich

nie osiągają już anormalnych współczynników alfa. Wreszcie po zastosowaniu modelu czteroczynnikowego, który dodatkowo uwzględnia efekt momentum, zanikają również anormalne stopy zwrotu w przypadku spółek o dużej kapitalizacji. Jediną grupą, która wykazuje dodatnie wyrazy wolne, są akcje najmniejszych spółek. Ponadto można wyróżnić dwa portfele o znacząco ujemnych stopach zwrotu skorygowanych o ryzyko w grupie młodszych spółek. Powyższe obserwacje są spójne z większością hipotez przedstawionych w literaturze przedmiotu, w których zastosowano regresję czynnika do szacowanych anormalnych wyników inwestycyjnych po IPO. Dla IPO współczynniki alfa są statystycznie nieistotnie różne od zera w badaniach, które przeprowadzili: Ritter i Welch (2002), B.E. Eckbo i O. Norli (2005) oraz Eckbo, R.W. Masulis i Norli (2007).

Tabela 4. Wyrazy wolne z modeli wyceny aktywów objaśniających miesięczne nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli 5x5 sortowanych według wieku

	Wyraz wolny					Statystyka t				
	Młode	2	3	4	Stare	Młode	2	3	4	Stare
<i>CAPM</i>										
Małe	0,66	1,31	2,48	2,56	3,45	1,04	1,51	2,32	2,98	7,03
2	0,08	0,68	-0,06	1,39	1,10	0,12	1,06	-0,08	1,27	2,94
3	-0,09	-0,51	0,64	-1,43	0,78	-0,17	-1,00	0,91	-3,03	2,37
4	0,12	0,14	-0,67	0,40	0,59	0,22	0,23	-1,38	0,76	1,80
Duże	-0,20	0,26	0,07	-0,34	0,31	-0,34	0,51	0,18	-0,71	2,16
<i>Model trójczynnikowy (SMB)</i>										
Małe	0,67	0,91	1,54	1,61	2,55	1,03	1,02	1,39	1,78	6,17
2	0,04	-0,01	-0,91	-0,42	0,12	0,07	-0,01	-1,19	-0,39	0,46
3	-0,38	-0,92	0,11	-1,93	0,03	-0,73	-1,76	0,15	-3,98	0,12
4	0,16	-0,29	-1,27	-0,28	-0,05	0,27	-0,48	-2,65	-0,54	-0,16
Duże	-0,04	0,00	0,06	-0,20	0,33	-0,06	0,01	0,13	-0,39	2,17
<i>Model czteroczynnikowy (SMB)</i>										
Małe	1,01	0,98	1,36	2,18	2,50	1,45	1,00	1,13	2,23	5,53
2	0,10	0,20	-0,84	-0,02	0,01	0,15	0,30	-1,00	-0,01	0,04
3	-0,01	-0,71	0,27	-1,78	-0,11	-0,01	-1,25	0,34	-3,37	-0,39
4	0,59	0,00	-1,14	-0,34	-0,14	0,93	0,00	-2,17	-0,59	-0,43
Duże	-0,02	-0,24	0,19	-0,52	0,23	-0,03	-0,42	0,40	-0,93	1,40
<i>Model trójczynnikowy (MMR)</i>										
Małe	0,68	0,56	0,00	0,76	0,63	0,85	0,51	0,00	0,70	1,31
2	0,21	0,31	-0,96	-0,53	-0,18	0,27	0,37	-0,96	-0,38	-0,40
3	0,49	-0,51	0,32	-1,42	0,02	0,70	-0,77	0,35	-2,31	0,05

4	0,52	-0,30	-1,32	-1,17	0,24		0,73	-0,40	-2,12	-1,81	0,57
Duże	0,35	0,11	0,26	-0,34	0,37		0,45	0,16	0,50	-0,55	2,03
<i>Model czteroczynnikowy (MMR)</i>											
Małe	0,97	0,58	-0,18	1,29	0,60		1,15	0,49	-0,13	1,13	1,17
2	0,23	0,43	-0,96	-0,24	-0,33		0,28	0,49	-0,91	-0,16	-0,69
3	0,76	-0,36	0,43	-1,33	-0,16		1,04	-0,52	0,44	-2,05	-0,36
4	0,90	-0,07	-1,24	-1,23	0,11		1,20	-0,09	-1,88	-1,80	0,24
Duże	0,35	-0,15	0,38	-0,63	0,28		0,43	-0,22	0,68	-0,97	1,46

Uwaga: Tabela przedstawia wyrazy wolne i odpowiednie statystyki testowe z modeli wyceny nadwyżkowych stóp zwrotu z 25 portfeli utworzonych na podstawie przecięcia sortowań według wieku (czas, jaki upłynął od IPO) i wielkości (kapitalizacja rynkowa). „Młode” oznacza spółki notowane na giełdzie od maksymalnie 12 miesięcy, „2” oznacza 12–24 miesiące notowań na giełdzie, „3” oznacza 24–36 miesięcy, „4” oznacza 36–48 miesięcy, a „stare” oznacza spółki notowane na giełdzie od ponad 48 miesięcy. Wyrazy wolne są wyrażone w procentach (%). „SMB” i „MMR” odnoszą się do modeli opartych odpowiednio na czynnikach: mały-minus-duży i mikro-minus-reszta.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

Tradycyjny czynnik SMB może być niewłaściwie określony dla rynków Europy Środkowej i Wschodniej, dlatego zastosowano dodatkowo modele oparte na czynnikach MMR (mikro-minus-reszta). Ich zastosowanie znacznie wpłynęło na wyniki badania. Model trójczynnikowy oparty na MMR wyjaśnia wszystkie dodatnie, anormalne stopy zwrotu poza dwoma portfelami o znaczących ujemnych wyrazach wolnych. Wreszcie model czteroczynnikowy oparty na MMR wyjaśnia wszystkie dodatnie i ujemne anormalne stopy zwrotu z wyjątkiem słabych wyników inwestycyjnych portfeli czteroletnich akcji średnich spółek.

Dane zawarte w tabeli 5 stanowią podsumowanie analiz dotyczących wyników po IPO w długim okresie. W pierwszej kolejności skoncentrowano się na 25 sortowanych portfelach obejmujących akcje małych spółek. Model CAMP został silnie odrzucony w teście GRS (statystyka t jest równa 3,44). Średni bezwzględny wyraz wolny wynosi 0,81%, a model wyjaśnia średnio 40,45% przypadków wahań. Po zastosowaniu tradycyjnych modeli trój i czteroczynnikowych, statystyka testowa GRS spadła odpowiednio do poziomu 2,79 i 2,45, ale modele nadal napotykały silne odrzucenie. Modele wyjaśniają ponad 49% przypadków stóp zwrotu i średni bezwzględny wyraz wolny bliski 0,6%. Powodem odrzucenia obu wspomnianych wyżej modeli wieloczynnikowych mogą być anormalne wyniki inwestycyjne generowane przez najmniejsze spółki. MMR zastępuje SMB, przy czym model trójczynnikowy nie został odrzucony. Statystyki testowe GRS i odpowiadające im wartości p wynoszą odpowiednio 1,22 i 23,92, a średni bezwzględny wyraz wolny spada jeszcze bardziej do poziomu 0,5%. Po zastosowaniu czteroczynnikowego modelu opartego na MMR statystyka testowa GRS spada dalej do poziomu 1,16, a odpowiadająca jej wartość p zmniejsza się do poziomu 28,71%. Alternatywna metoda obliczania anormalnych wyników inwestycyjnych spółek

o mikrokapitalizacji, czyli wyłączenie 5 portfeli z kwintyla najmniejszych spółek, ogólnie potwierdza opisane wyżej wnioski. Jedynym odrzuconym modelem jest model CAPM. Po wprowadzeniu czynnika HML wszystkie modele zostały zaakceptowane (żaden nie został odrzucony). Innymi słowy nie wykryto przesunięcia granicy efektywnej.

Tabela 5. Podsumowania testów nadwyżkowych stóp zwrotu z inwestycji w portfele sortowane według wielkości i wieku

Wyszczególnienie	5x5					4x5				
	GRS	wartość ρ	$ \alpha $	R^2	$s(\alpha)$	GRS	wartość ρ	$ \alpha $	R^2	$s(\alpha)$
CAPM	3,44	0,00	0,81	40,45	1,07	1,94	1,50	0,49	44,97	0,64
Model trójczynnikowy (SMB)	2,79	0,01	0,59	49,80	1,04	1,67	4,67	0,38	53,73	0,61
Model czteroczynnikowy (SMB)	2,45	0,07	0,62	49,50	0,94	1,20	26,31	0,37	53,45	0,55
Model trójczynnikowy (MMR)	1,22	23,92	0,50	43,84	0,68	1,25	22,86	0,50	46,83	0,59
Model czteroczynnikowy (MMR)	1,16	28,71	0,57	43,58	0,71	1,11	35,08	0,53	46,60	0,66

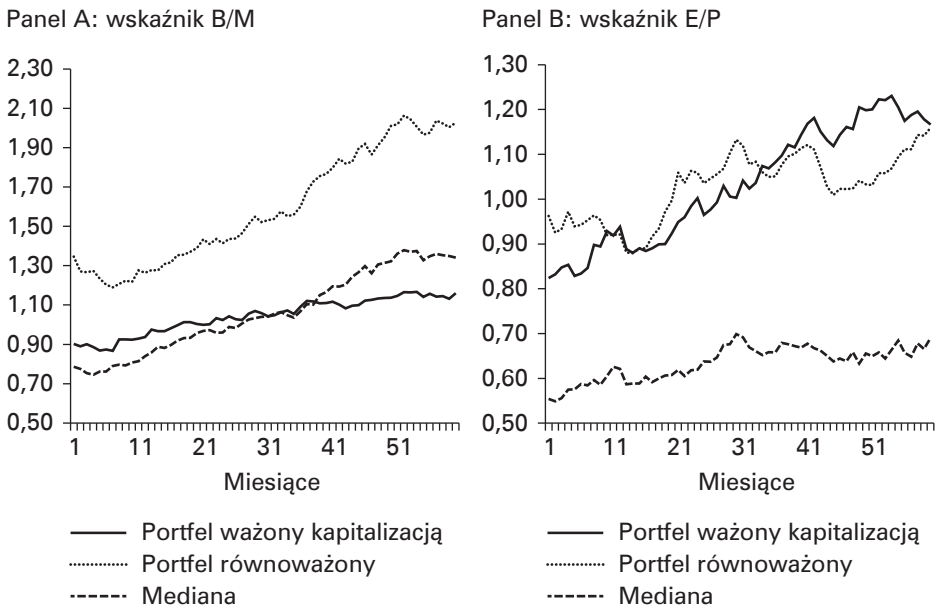
Uwaga: Tabela przedstawia wyniki regresji dla modeli CAPM, trójczynnikowego i czteroczynnikowego. Celem modeli jest wyjaśnienie nadwyżek zwrotów z 25 i 20 portfeli sortowanych według wieku (czas, jaki upłynął od IPO) i wielkości (kapitalizacja rynkowa). GRS to statystyka testowa wprowadzona przez Gibbonsa, Rossa i Shankena (1989), współczynnik $|\alpha|$ to bezwzględny, średni wyraz wolny, R^2 to średnia R^2 , a $s(\alpha)$ oznacza standardowe odchylenie wyrazów wolnych. Wartości ρ , wyrazy wolne, R podniesione do kwadratu oraz standardowe odchylenia wyrazów wolnych są wyrażone w procentach (%). Wyniki 5x5 obejmują wszystkie pięć kwintyli wielkości, natomiast wyniki 4x5 wykluczają portfele spółek o małej kapitalizacji. „SMB” i „MMR” odnoszą się do modeli opartych odpowiednio na czynnikach mały-minus-duży i mikro-minus-reszta.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

Podsumowując wyniki dotychczasowych badań, można stwierdzić, że zjawisko osiągnięcia niższych od przeciętnych stóp zwrotu w okresie po IPO przez spółki na rynkach Europy Środkowej i Wschodniej można całkowicie wyjaśnić czynnikiem HML, po uwzględnieniu efektu wielkości. Po skorygowaniu stóp zwrotu o efekt wielkości i kapitalizacji wspomniane zjawisko zanika, a portfele sortowane według wieku nie powiększają już granicy efektywnej. Powyższa obserwacja pozwala na wyciągnięcie wniosku, że źródłem gorszych od przeciętnych wyników inwestycyj-

nych w okresie po IPO może być po prostu stosunkowo wysoki wskaźnik wartości księgowej do wartości rynkowej w okresie po IPO, który generuje ujemne stopy zwrotu korygowane w modelu CAMP w pierwszych latach notowań akcji na rynku. Takie wnioski zgadzałyby się z wynikami badań przeprowadzonych przez Brava i Gompersa (1997), Brava, Geczy i Gompersa (2000) oraz Gompersa i Lerner (2003), którzy udowadniają, że spółki w okresie po IPO mają charakter wzrostowy, co w ostatnich dekadach jest strategią inwestycyjną o raczej niskiej skuteczności.

Rysunek 3. Ewolucja mnożników wyceny spółek w okresie po IPO



Uwaga: Rysunek przedstawia ewolucję mnożników wyceny spółek w okresie 60 miesięcy po IPO. Obliczenia są oparte nie na mnożnikach samych w sobie, lecz na ich stosunku do średnich ważonych kapitalizacją na rynku ogólnym. Panele A i B przedstawiają ewolucję odpowiednio wskaźnika B/M (wartość księgowa do wartości rynkowej; wielkość niemianowana) i E/P (wskaźnik zysku do ceny rynkowej; wielkość niemianowana). Podane liczby przedstawiają średnie ważone kapitalizacją („VW”), średnie równoważone („EW”) i mediany.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

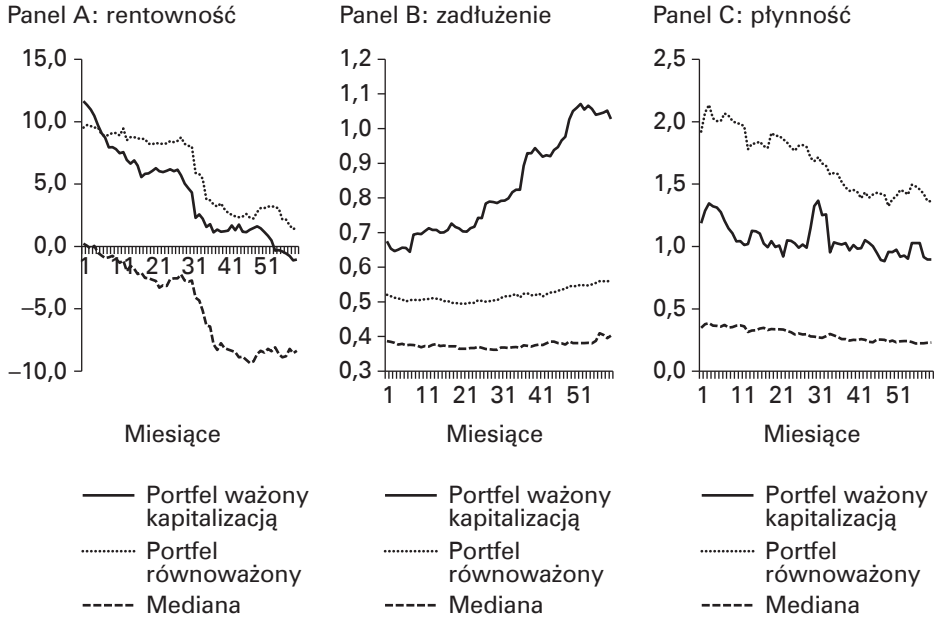
Rysunek 3 przedstawia, jak zmieniała się przeciętna wycena debiutujących spółek w stosunku do wyceny innych spółek na giełdzie. Panel A obrazuje średni wskaźnik wartości księgowej do wartości rynkowej dla wszystkich akcji w próbie badawczej w stosunku do wskaźnika wartości księgowej do wartości rynkowej dla całego rynku. Przyglądając się bliżej metodzie ważenia kapitalizacją, można zauważyć, że nowe spółki na rynku są początkowo notowane ze średnio o 10% niższymi wskaźnikami wartości księgowej do wartości rynkowej od całego rynku.

Wraz z upływem czasu wskaźniki wartości księgowej do wartości rynkowej systematycznie rosną, osiągając poziom charakterystyczny dla całej giełdy około 2 lata po debiucie. Wzrost wskaźników wartości księgowej do wartości rynkowej trwa do około 50. miesiąca po IPO. Ogólnie ten sam wzór można zaobserwować w przypadku średniej równoważonej i mediany wskaźnika wartości księgowej do wartości rynkowej. Ponadto opisane wyżej zachowanie potwierdzają również obserwacje poczynione na wskaźniku zysku do ceny rynkowej (Panel B). Analogicznie natychmiast po IPO wskaźniki zysku do ceny rynkowej są o około 15% niższe od średniej rynkowej, osiągając poziom rynkowy w ciągu 24 miesięcy po IPO.

Przekonujący wydaje się wniosek, że zmienność mnożników wyceny i początkowo niskich wskaźników wartości księgowej do wartości rynkowej może być przyczyną osiągania gorszych od przeciętnych wyników inwestycyjnych w okresie po IPO. Do podobnych wniosków doszli D. Hoechle i M.M. Schmid (2009), którzy przeanalizowali stosunek wskaźnika wartości rynkowej do księgowej względem wskaźnika wartości rynkowej do wartości sprzedaży. Jednakże bez odpowiedzi pozostaje pytanie, dlaczego wskaźniki wartości księgowej do wartości rynkowej są tak niskie na samym początku. Jedną z tez wyjaśniających efekt kapitalizacji jest wpływ ryzyka, co oznacza, że spółki wysokowartościowe są po prostu obciążone wyższym ryzykiem niż spółki wzrostowe, a nadmierny poziom ryzyka wymaga jakiejś formy kompensacji. Zwiększony poziom ryzyka powiązany z efektem kapitalizacji nie zawiera się jednak w ryzyku rynkowym i obejmuje, przykładowo, jakość kredytową. W celu weryfikacji tej hipotezy obliczono kilka wskaźników finansowych, uznawanych za sprawiedliwą reprezentację różnych wymiarów jakości kredytowej: marżę zysku brutto świadczącą o rentowności, wskaźnik sumy aktywów do łącznego kapitału podstawowego świadczący o zadłużeniu oraz tak zwany *acid test* świadczący o poziomie płynności. Rysunek 4 przedstawia średnie z trzech cech charakterystycznych z 60 miesięcy po IPO.

W poniższym opisie skoncentrowano się na średnich ważonych kapitalizacją, chociaż średnie równoważone i mediany w dużej mierze podążają tym samym trendem i potwierdzają otrzymane wyniki. Po pierwsze, marża zysku brutto jest początkowo średnio o 12% wyższa od średniej rynkowej. Po 53 miesiącach spada do poziomu średniej rynkowej. Po drugie, nowe spółki na rynku są początkowo mniej zadłużone niż te, które działają na rynku od dłuższego czasu. Niemniej jednak ich zadłużenie systematycznie wzrasta i po czterech latach osiąga średnią rynkową. Po trzecie, spółki bezpośrednio po IPO dysponują zazwyczaj większymi zasobami gotówkowymi. Wskaźnik inwestycji krótkoterminowych do bieżących zobowiązań jest o około 19% wyższy od średniej. I znów wyniki próby kwasowej spadają do średniej w okresie dwóch lat po IPO. Podsumowując, spółki debiutujące na rynku znajdują się zazwyczaj w znacznie lepszej sytuacji finansowej niż pozostałe spółki na rynku. Ich rentowność i płynność jest większa, a zadłużenie mniejsze. Niemniej jednak w okresie po IPO wskaźniki fundamentalne systematycznie ulegają pogorszeniu. Po upływie 2–5 lat osiągają zazwyczaj poziomy rynkowe. Opisane wyżej zachowania średnich wskaźników finansowych mogą wpływać na zmienność mnożników wyceny.

Rysunek 4. Ewolucja wskaźników finansowych spółek w okresie po IPO



Uwaga: Rysunek przedstawia ewolucję wskaźników finansowych w ciągu 60 miesięcy po IPO. Panele A, B i C przedstawiają, odpowiednio, ewolucję rentowności (marża zysku brutto), zadłużenia (suma aktywów do łącznego kapitału podstawowego) i płynności (próba kwasowa). Obliczenia bazują nie na wskaźnikach samych w sobie, lecz na ich stosunku do średnich ważonych kapitalizacją na rynku ogólnym (w przypadku zadłużenia i marży zysku; wielkości niemianowane) lub różnicy w stosunku do średnich ważonych kapitalizacją na rynku ogólnym (w przypadku rentowności; punkty procentowe). Podane liczby stanowią średnie ważne kapitalizacją („VW”), średnie równo ważne („EW”) i mediany.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

UWAGI KOŃCOWE

Celem artykułu było zbadanie i wyjaśnienie zjawiska anormalnych wyników inwestycyjnych osiąganych przez spółki w okresie po IPO na rynkach Europy Środkowej i Wschodniej. Realizacja tego celu wymagała wykonania kilku odrębnych badań, które doprowadziły do wniosków przedstawionych w niniejszym artykule.

Po pierwsze, udowodniono, że przy uwzględnieniu wyłącznie ryzyka rynkowego (ocenianego tradycyjnie za pomocą współczynnika beta) stare akcje generują znacznie lepsze wyniki inwestycyjne niż akcje młodsze. Premia za wiek wydaje się silniejsza w grupie małych spółek niż w grupie dużych spółek. Wpływ wieku na stopy zwrotu z akcji jest najwyraźniej widoczny w grupie najmniejszych i najstarszych spółek, które generują znaczące dodatnie anormalne stopy zwrotu.

Po drugie, przeanalizowano, czy anormalne stopy zwrotu generowane w okresie po IPO utrzymują się po zastosowaniu trój i czteroczynnikowych modeli (pomijając kwestię tego, czy premie za czynniki inne niż współczynnik beta są zasadne, czy nie). Okazuje się, że po uwzględnieniu efektów wielkości i wskaźnika wartości księgowej do wartości rynkowej spółki w okresie po IPO nie generują gorszych wyników inwestycyjnych niż podobne do nich spółki notowane na giełdzie. Zjawisko anormalnych stóp zwrotu zanika. W tym kontekście anomalie w okresie po IPO nie są nietypowe same w sobie, ale raczej stanowią objaw innych zjawisk, doskonale znanych we współczesnym świecie finansów.

Wreszcie przeanalizowano źródła niskich początkowo wskaźników wartości księgowej do wartości rynkowej spółek debiutujących na giełdzie, które przekładają się na niższe od przeciętnych wyniki inwestycyjne. Wykazano, że nowe spółki notowane na giełdzie znajdują się w znacznie lepszej sytuacji finansowej niż spółki notowane na niej od dłuższego czasu. Lepsza kondycja finansowa może oznaczać, na przykład, niższe ryzyko kredytowe i niższy wskaźnik wartości księgowej do wartości rynkowej. Po upływie 2 do 5 lat wskaźniki fundamentalne ulegają jednak pogorszeniu, a jakość finansowa spada do poziomu średniej. Wyniki niniejszego badania potwierdzają tezę o zmiennym w czasie poziomie ryzyka, wyjaśniającą anormalne i niższe od przeciętnych stopy zwrotu.

Wyniki badania są jednak obarczone kilkoma ważnymi ograniczeniami. Po pierwsze, badanie nie uwzględnia ograniczonej płynności i kosztów transakcji, które z reguły są wyższe na rynkach wschodzących, zwłaszcza w grupie małych i mikrospółek. Po drugie, na niektórych badanych rynkach obowiązują regulacje w zakresie inwestycji i przepływów kapitałowych. Są one jednak dość mało znaczące, 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 globalny kryzys finansowy, mający miejsce w tym okresie. Dłuższe szeregi czasowe dla rynków Europy Środkowej i Wschodniej są jednak trudno dostępne.

W odniesieniu do przyszłych badań nad koncepcjami przedstawionymi w niniejszym artykule można wyróżnić dwa podstawowe kierunki. Po pierwsze, zakres geograficzny próby badawczej należałoby rozszerzyć o rynki wschodzące i peryferyjne. Ciekawym zabiegiem byłoby przeanalizowanie innych rynków w celu identyfikacji tych samych schematów. Po drugie, warto pogłębić badania pod kątem najbardziej podstawowych przyczyn osiągnięcia przez spółki niższych od przeciętnych wyników inwestycyjnych w okresie po IPO. Wyniki niniejszego badania wskazują, że anormalne ujemne stopy zwrotu wynikają z nachylenia w stronę spółek wzrostowych w grupie spółek debiutujących i stopniowego pogarszania wskaźników fundamentalnych. Niemniej jednak bez odpowiedzi pozostaje pytanie, dlaczego wskaźniki wartości księgowej do wartości rynkowej dla nowo notowanych spółek są tak niskie, a ich kondycja finansowa się pogarsza.

BIBLIOGRAFIA

- 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", Vol. 39, s. 101–115.
- Bekaert G., Harvey C., Lundblad C. (2007), *Liquidity and expected returns: Lessons from emerging markets*, "Review of Financial Studies", Vol. 20, s. 1783–1831.
- Berk A.S., Peterle P. (2014), *Initial and Long-run IPO Returns in Central and Eastern Europe*, Working paper, presented at International Conference on Finance, Banking and Regulation, Brasilia – Brazil, July 16–18, 2014.
- Bessler W., Seim M. (2012), *The performance of venture-backed IPOs in Europe. Venture Capital: An International*, "Journal of Entrepreneurial Finance", Vol. 14, s. 215–239.
- Bhabra H., Pettway R. (2003), *IPO prospectus information and subsequent performance*, "Financial Review", Vol. 38, s. 369–397.
- Brau J.C., Fawcett S.E. (2006), *Initial public offerings: An analysis of theory and practice*, "Journal of Finance", Vol. 61, s. 399–436.
- Brav A., Gompers P. (1997), *Myth or reality? The long-run underperformance of initial public offerings: Evidence from venture and non-venture-backed companies.*, "Journal of Finance", Vol. 52, s. 1791–1821.
- Brav A., Geczy C., Gompers P. (2000), *Is the abnormal return following equity issuances anomalous?* "Journal of Financial Economics", Vol. 56, s. 209–249.
- Brown A., Du D.Y., Rhee S.G., Zhang L. (2008), *The returns to value and momentum in Asian markets*, "Emerging Markets Review", Vol. 9, s. 79–88.
- Carhart M.M. (1997), *On persistence in mutual fund performance*, "Journal of Finance", Vol. 52, s. 57–82.
- Chui A.C., Titman S., Wei K.J. (2010), *Individualism and momentum around the world*, "Journal of Finance", Vol. 65, s. 361–392.
- Davis J. (1994), *The cross-section of realized stock returns: the pre-Compustat evidence*, "Journal of Finance", Vol. 49, s. 1579–1593.
- Derrien F. (2010), *Initial public offerings*, w: *Behavioral Finance*, H.K. Baker, J. Nofsinger (eds.), John Wiley and Sons, Hoboken, NJ, s. 475–490.
- De Groot W., Pang J., Swinkels L. (2012), *The Cross-Section of Stock Returns in Frontier Emerging Markets*, "Journal of Empirical Finance", Vol. 19, s. 796–818.
- De Moor L., Sercu P. (2013a), *The smallest firm effect: An international study*, "Journal of International Money and Finance", Vol. 32, s. 129–155.
- De Moor L., Sercu P. (2013b), *The smallest stocks are not just smaller: global evidence*, "European Journal of Finance" (forthcoming).
- De Roon F.A., Nijman Th.E. (2001), *Testing for mean-variance spanning: A survey*, "Journal of Empirical Finance", Vol. 8, s. 111–155.
- Eckbo, B.E., Norli O. (2005), *Liquidity risk, leverage and long-run IPO returns*, "Journal of Corporate Finance", Vol. 11, s. 1–35.
- Eckbo B.E., Masulis R.W., Norli O. (2007), *Security Offerings*, "Tuck School of Business Working Paper", No. 2005–28 (available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=863664>).
- Fama E., French K. (2008), *Dissecting anomalies*, "Journal of Finance", Vol. 63, s. 1653–1678.

- Fama E., French K. (1998), *Value versus growth: the international evidence*, "Journal of Finance", Vol. 53, s. 1975–1999.
- Fama E.F. French K.R. (1992), *The cross-section of expected stock returns* "Journal of Finance", Vol. 47, s. 427–466.
- Fama E.F., French K.R. (1993), *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, "Journal of Financial Economics", Vol. 33, s. 3–56.
- Fama E.F., French K.R. (2012), *Size, value, and momentum in international stock returns*, "Journal of Financial Economics", Vol. 105, s. 457–472.
- Favre L., Galeano J. (2002), *Mean-modified value-at-risk optimization with hedge funds*, "Journal of Alternative Investments", Vol. 5, s. 21–25.
- Gibbons M.R., Ross S.A., Shanken J. (1989), *A test of the efficiency of a given portfolio*, "Econometrica", Vol. 57, s. 1121–1152.
- Gompers P.A., Lerner J. (2003), *The really long-run performance of initial public offerings: The pre-Nasdaq evidence*, "Journal of Finance", Vol. 58, s. 1355–1392.
- Graham J.R., Harvey C.R. (2001), *The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field*, "Journal of Financial Economics", Vol. 60, s. 187–243.
- Helwege J., Liang N. (2004), *Initial public offerings in hot and cold markets*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", Vol. 39, s. 541–569.
- Hoechle D., Schmid M.M. (2009), *Predicting and Explaining IPO Underperformance*, "Working Paper" (available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1014011> – data dostępu: 08.08.2014).
- Hoffmann-Bruchardi U. (2001), *Clustering of initial public offerings, information revelation and underpricing*, "European Economic Review", Vol. 45, s. 353–383.
- Horowitz J.L., Loughran T., Savin N. (2000), *Three analyses of the firm size premium*, "Journal of Empirical Finance", Vol. 7, s. 143–153.
- Huberman G., Kandel S. (1987), *Mean-variance spanning*, "Journal of Finance", Vol. 42, s. 837–888.
- Ibbotson R.G. (1975), *Price performance of common stock new issues*, "Journal of Financial Economics", Vol. 2, s. 235–272.
- Ibbotson R.G., Jaffe J. (1975), *Hot issue markets*, "Journal of Finance", Vol. 30, s. 1027–1042.
- Ibbotson R.G., Sindelar J.L., Ritter J.R. (1988), *Initial public offerings*, "Journal of Applied Corporate Finance", Vol. 1, s. 37–45.
- Ibbotson R.G., Sindelar J.L., Ritter J.R. (1994), *The market's problem with the pricing of initial public offerings*, "Journal of Applied Corporate Finance", Vol. 7, s. 66–74.
- Jain B.A., Kini O. (1994), *The post-issue operating performance of IPO firms*, "Journal of Finance", Vol. 49, s. 1699–1726.
- Jegadeesh N., Titman S. (1993), *Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency*, "Journal of Finance", Vol. 48, s. 65–91.
- Jelic R., Briston R. (2003), *Privatisation initial public offerings: the Polish experience*, "European Financial Management", Vol. 9, s. 457–484.
- Jewartowski T., Lizińska J. (2012), *Short- and Long-Term Performance of Polish IPOs*. "Emerging Markets Finance and Trade", Vol. 48, s. 59–75.
- Kan R., Zhou G. (2008), *Tests of mean-Variance spanning*, "OLIN Working Paper", No. 99 (available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.231522> – data dostępu: 08.08.2014).

- Krigman L., Shaw W., Womack K. (1999), *The persistence of IPO mispricing and the predictive power of flipping*, "Journal of Finance", Vol. 54, s. 1015–1044.
- Levis M. (1993), *The long-run performance of initial public offerings: The UK experience 1980–1988*, "Financial Management", Vol. 22, s. 28–44.
- Lewellen J. (2011), *The cross-section of expected stock returns* ("Working Paper", available online: <http://faculty.tuck.dartmouth.edu/images/uploads/faculty/jonathan-lewellen/ExpectedStockReturns.pdf> – data dostępu: 01.08.2014).
- Liew J., Vassalou M. (2000), *Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth?*, "Journal of Financial Economics", Vol. 57, s. 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", Vol. 47, s. 13–37.
- Liu M., Liu Q., Ma T. (2011), *The 52-week high momentum strategy in international stock markets*, "Journal of International Money and Finance", Vol. 30, s. 180–204.
- Ljungqvist A., Nanda V., Singh R. (2006), *Hot markets investor sentiment and IPO pricing*, "Journal of Business", Vol. 79, s. 1667–1702.
- Loughran T. (1993), *NYSE vs NASDAQ returns: Market microstructure or the poor performance of initial public offerings*, "Journal of Financial Economics", Vol. 33, s. 241–260.
- Loughran T. (1997), *Book-to-market across firm size, exchange, and seasonality: is there an effect?*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", Vol. 30, s. 607–618.
- Loughran T., Ritter J. R. (1995), *The new issues puzzle*, "Journal of Finance", Vol. 50, s. 23–51.
- Loughran T., Ritter J.R. (2002), *Why don't issuers get upset about leaving money on the table in IPOs?*, "Review of Financial Studies", Vol. 15, s. 413–443.
- Lyn E.O., Zychowicz E.J. (2003), *The performance of new equity offerings in Hungary and Poland*, "Global Finance Journal", Vol. 14, s. 181–195.
- Mikkelson W.H., Partch M., Shah K. (1997), *Ownership and operating performance of companies that go public*, "Journal of Financial Economics", Vol. 44, s. 281–308.
- Miller E.M. (2000), *Long run underperformance of initial public offerings: an explanation*, "University of New Orleans Department of Economics and Finance Working Paper" (http://scholarworks.uno.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1015&context=econ_wp).
- Mossin J. (1966), *Equilibrium in a capital asset market*, "Econometrica", Vol. 34, s. 768–783.
- Pagano M., Panetta F., Zingales L. (1998), *Why do companies go public? An empirical analysis*, "Journal of Finance", Vol. 53, s. 27–64.
- 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", Vol. 98, s. 605–625.
- Plotnicki M., Szyszka A. (2014), *IPO market timing. The evidence of the disposition effect among corporate managers*, "Global Finance Journal", Vol. 25 (1), s. 48–55 (<http://dx.doi.org/10.1016/j.gfj> – data dostępu: 05.03. 2014).
- Pratt J., Zeckhauser R. (1987), *Proper risk aversion*, "Econometrica", Vol. 55, s. 143–154.

- Ritter J.R., Welch I. (2002), *A review of IPO activity, pricing, and allocations*, "Journal of Finance", Vol. 57, s. 1795–1828.
- Ritter J. R. (1984), *The 'hot issue' market of 1980*, "Journal of Business", Vol. 32, s. 215–240.
- Ritte J.R. (1991), *The long-run performance of initial public offerings*, "Journal of Finance", Vol. 46, s. 3–27.
- Ritter J.R. (2013), *Initial Public Offerings: Updated Statistics on Long-run Performance* ("Working Paper", available at: <http://bear.warrington.ufl.edu/ritter/ipos2012longrun.pdf> – data dostępu: 08.08.2014).
- Rouwenhorst G. (1999), *Local factors and turnover in emerging markets*, "Journal of Finance", Vol. 54, s. 1439–1464.
- Scott R., Horvath P. (1980), *On the direction of preference for moments of higher order than the variance*, "Journal of Finance", Vol. 35, s. 915–919.
- Sharpe W.F. (1964), *Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk*, "Journal of Finance", Vol. 19, s. 425–442.
- Spieß D.K., Affleck-Graves J. (1995), *Underperformance in long-run stock returns following seasoned equity offerings*, "Journal of Financial Economics", Vol. 38, s. 243–267.
- Szyszka A. (2013), *Behavioral Finance and Capital Markets: How Psychology Influences Investors and Corporations*, Palgrave Macmillan, New York, NY.
- Szyszka A. (2014), *Factors influencing IPO decisions. Do corporate managers use market and corporate timing? A Survey*, "International Journal of Management and Economics" (forthcoming).
- Teoh S., Welch I., Wong T. (1998), *Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings*, "Journal of Finance", Vol. 53, s. 1935–1974.
- Waszczuk A. (2013), *A risk-based explanation of return patterns – Evidence from the Polish stock market*, "Emerging Markets Review", Vol. 15, s. 186–210.
- Willenbrock S. (2011), *Diversification return, portfolio rebalancing, and the commodity return puzzle*, "Financial Analyst Journal", Vol. 67, s. 42–49.
- Yao Y. (2012), *Momentum, contrarian, and the January seasonality*, "Journal of Banking and Finance", Vol. 36, s. 2757–2769.
- Zaremba A. (2014), *Value, size, momentum, and the special role of microcaps in the CEE market stock returns* ("Working Paper", available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2473818> – data dostępu: 08.08.2014).

STRESZCZENIE

Artykuł jest poświęcony zjawisku długookresowych anormalnych stóp zwrotu po pierwszych ofertach publicznych (IPO). Zaprezentowane badanie jest oparte na notowaniach ponad 1100 spółek z 11 krajów Europy Środkowej i Wschodniej z lat 2002–2014. Uzyskane wyniki świadczą o tym, że „stare akcje” osiągają lepsze wyniki inwestycyjne niż „akcje młodsze”, ale wyłącznie w przypadku przyjęcia ryzyka rynkowego jako jedynego źródła ryzyka. Po uwzględnieniu efektów wielkości i wartości, okazuje się, że młode akcje nie są z punktu widzenia inwestorów ani lepsze, ani gorsze niż pozostałe firmy. Spółki wchodzące na giełdę charakte-

ryzują się bowiem niższymi wskaźnikami wartości księgowej do rynkowej i znajdują się w znacznie lepszej sytuacji finansowej niż spółki notowane na niej od dłuższego czasu. Niemniej jednak po upływie 2–5 lat wskaźniki fundamentalne spółek ulegają pogorszeniu, a kondycja finansowa powraca do poziomu średniej rynkowej.

Słowa kluczowe: IPO, debiuty giełdowe, oferty publiczne, długoterminowe anormalne stopy zwrotu po debiucie, Europa Środkowa i Wschodnia, wycena aktywów, przekrojowa zmienność stóp zwrotu, rynki CEE, efekt wielkości, efekt wartości, efekt momentum.

SOURCES OF LONG-TERM POST- IPO UNDERPERFORMANCE IN CENTRAL AND EASTERN EUROPEAN COUNTRIES

ABSTRACT

The paper examines the long-term post-IPO performance and its sources in the Central and Eastern European (CEE) markets. We use sorting, cross-sectional tests, regression, and tests of a monotonic relation to investigate over 1100 stocks from 11 CEE countries for the period 2002–2014. We test the performance of portfolios of age-sorted stocks. “Old stocks” perform significantly better than “young stocks”, but only if the market beta is the sole risk factor considered. After controlling for the size and value effects, the IPO firms do not reveal abnormal returns over non-issuing companies. The market newcomers have higher book-to-market ratios and are in better financial condition than their older counterparts. However, over a few years the financial conditions deteriorate.

Keywords: IPO, long-run underperformance, Central and Eastern Europe, asset pricing, cross-section of stock returns, CEE markets, value effect, size effect, momentum effect.

JEL Classification: G11, G12, G14