



Adam Zaremba

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu
Wydział Zarządzania
Katedra Inwestycji i Rynków Kapitałowych
adam.zaremba@ue.poznan.pl

Adam Szyszka

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie
Kolegium Gospodarki Światowej
Katedry Rynków Kapitałowych
aszysz1@sgh.waw.pl

MODEL WYCENY AKTYWÓW OPARTY NA DŁUGOTERMINOWYCH REAKCJACH CENOWYCH PO IPO NA PRZYKŁADZIE RYNKU POLSKIEGO¹

Streszczenie: W niniejszym artykule zaproponowano nowy przekrojowy model wyceny aktywów, który uwzględnia wpływ zjawiska długoterminowych ujemnych anormalnych stóp zwrotu po pierwszej emisji publicznej. Skuteczność modelu w objaśnianiu ponadprzeciętnych stóp zwrotu z portfeli podwójnie sortowanych według wieku i wielkości przedsiębiorstw zostaje skonfrontowana z tradycyjnymi modelami CAPM trójczynnikowym modelem Famy–Frencha. Badanie bazuje na notowaniach 885 spółek z polskiego rynku akcji w latach 2001-2014. Nowy model dobrze radzi sobie z objaśnieniem stóp zwrotu, podczas gdy tradycyjne modele zostają odrzucone. Dodatkowo badanie dostarcza świeżych dowodów na długoterminowe ujemne anormalne stopy następujące po IPO w Polsce. Anomalia jest szczególnie silna wśród małych spółek giełdowych.

Słowa kluczowe: IPO, długoterminowe ujemne stopy zwrotu, wycena aktywów, analiza przekrojowa, polski rynek akcji.

Wprowadzenie

Zjawisko długoterminowych ujemnych anormalnych stóp zwrotu odnosi się do obserwowanej na rynkach giełdowych tendencji świeżo debiutujących spółek do osiągnięcia gorszych stóp zwrotu niż inne portfele o podobnym ryzyku i parametrach. Na giełdach amerykańskich zostało ono po raz pierwszy udoku-

¹ Niniejsze badanie zostało sfinansowane przy wsparciu programu OPUS Narodowego Centrum Nauki i stanowi część projektu „Decyzje finansowe przedsiębiorstw na nieefektywnym rynku kapitałowym” (2013/09/B/HS4/01335).

mentowane przez Ibbotsona [1975], a formalne dowody statystyczne zostały dostarczone przez Rittera [1991], Loughrana [1993], Loughrana i Rittera [1995] oraz Spiessa i Affleck-Gravesa [1995]. Wyniki ich badań zostały w późniejszym czasie potwierdzone m.in. przez Servaes i Rajana [1997], Brava i Gompersa [1997] oraz Gompersa i Lernerę [1999]. Wśród bardziej aktualnych badań warto wymienić kompleksową analizę przeprowadzoną przez Hoechlego i Schmidę [2009]. W literaturze przedmiotu funkcjonuje również znacząca liczba badań wskazujących na występowanie omawianej anomalii na rynkach międzynarodowych poza USA, na przykład w Austrii [Aussenegg, 2005], Francji [Brounen i Eichholtz, 2002], Niemczech [Stehle i in., 2000], Grecji [Thomadakis i in., 2012] lub w Wielkiej Brytanii [Levis, 1993]². Dowody w zakresie rynku polskiego zostały dostarczone przez np. Jelica i Bristona [2003], Jewartowskiego i Lizińską [2012], oraz Lizińską i Czapiewskiego [2014].

Większość teorii tłumaczących długoterminowe ujemne stopy zwrotu po IPO odnosi się do zjawisk z obszaru finansów behawioralnych [Helwege i Liang, 2004; Ritter, 1995; Ljungqvist i in., 2006]. Podejmowane są również próby wyjaśnienia anomalii na gruncie bardziej racjonalnym, jak choćby przy pomocy manipulacji zarządu [Teoh, 1998] lub zróżnicowania opinii inwestorów [Miller, 2000]. Liczne badania wskazują także na zależności pomiędzy długoterminowymi ujemnymi stopami zwrotu po IPO, a konkretnymi cechami spółek lub IPO, wśród których można wymienić wiek firmy [Ritter, 1997], wielkość spółki [Bhabra & Pettway, 2003; Brav & Gompers, 1997], natychmiastowe stopy zwrotu podczas debiutu [Krigman i in., 1999, Ritter, 1991], wsparcie funduszy typu *venture capital* [Bessler & Seim, 2012] oraz wielkość oferty publicznej [Ritter, 1991; Levis, 1993].

Niniejszy artykuł podejmuje próbę zbudowania pomostu pomiędzy badaniami nad długoterminowymi reakcjami cenowymi po pierwszych ofertach publicznych a literaturą poświęconą przekrojowym modelom wyceny aktywów. Nadrzędnym celem prezentowanego badania jest zaproponowanie i przetestowanie przekrojowego modelu wyceny aktywów (*cross-sectional asset pricing model*), który uwzględni zjawisko ponadprzeciętnych ujemnych stóp zwrotu po debiucie. Dodatkowo, badanie dostarcza nowych dowodów na funkcjonowanie długoterminowych anomalii po IPO, wykorzystując przy tym metody badawcze, które nie były wcześniej stosowane w tym zakresie na rynku polskim. W szczególności pomiar ponadprzeciętnych stop zwrotu uwzględnia anomalie związane z niską kapitalizacją i wskaźnikiem ceny do wartości księgowej. Zagadnienia te nie

² Warto zauważyć, że część badań poddaje pod wątpliwość fakt występowania omawianego zjawiska [na przykład Brav i Gompers, 1997; Eckbo i Norli, 2000; Loughran i Ritter, 2000].

były dotychczas brane pod uwagę ze względu na brak łatwo dostępnych danych i zweryfikowanych empirycznie modeli.

Badanie opiera się na danych dotyczących akcji spółek notowanych na wszystkich rynkach Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie (rynek główny, New-Connect). Okres analiz obejmuje lata 2001-2014. W ramach testów modeli wyceny aktywów, podjęte zostają próby objaśnienia ponadprzeciętnych stóp zwrotu z portfeli podwójnie sortowanych według wieku³ spółek i ich wielkości. Stopy zwrotu z opisanych portfeli oceniane są przy pomocy modeli wyceny aktywów.

Struktura niniejszej pracy jest następująca: w następnej części są omówione weryfikowane modele wyceny i testy służące do ich sprawdzania; kolejne sekcje zawierają przedstawienie źródeł i technik przygotowania danych oraz zmiennych, a także prezentację wyników badań. Artykuł wieńczy podsumowanie i wskazanie kierunków dalszych badań.

1. Modele wyceny aktywów i metody badawcze

W niniejszym artykule testowana jest moc objaśniająca cztery różne modele wyceny aktywów, które są estymowane z danych przekrojowych. Dwa z nich to dobrze udokumentowane modele, natomiast dwa kolejne to nowe wzorce, które biorą pod uwagę anomalie związane z zachowaniem cen akcji po debiucie giełdowym. Pierwszy analizowany model to klasyczny Model Wyceny Aktywów Kapitałowych (*Capital Asset Pricing Model*, CAPM) [Sharpe, 1964, 1966; Lintner, 1965; Mossin, 1966]. Model ten zakłada, że stopy zwrotu z aktywów zależą wyłącznie od stóp zwrotu z portfela rynkowego, przy czym zależność ta jest opisywana przez poniższe równanie regresji.

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

gdzie $R_{i,t}$, $R_{m,t}$ i $R_{f,t}$ to stopy zwrotu z analizowanego instrumentu i , portfela rynkowego oraz instrumentu wolnego od ryzyka w czasie t , natomiast α_i i $\beta_{rm,i}$ to parametry regresji. Wyraz wolny α_i mierzy ponadprzeciętne stopy zwrotu i jest określany mianem alfy Jensena.

Drugi badany model to trójczynnikiowy model Fama–Frencha [Fama & French 1992, 1993]:

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

³ Określenia „wiek”, „młody” oraz „stary” w niniejszym artykule odnoszą się do czasu, który upłynął od IPO spółki.

gdzie $\beta_{rm,i}$, $\beta_{SMB,i}$, $\beta_{HML,i}$ i α_i stanowią estymowane parametry modelu. $\beta_{rm,i}$ jest analogiczna do bety z modelu CAPM, jednak nie jest jej równa. Bety $\beta_{SMB,i}$, $\beta_{HML,i}$ odnoszą się do ekspozycji na czynniki ryzyka SMB_t oraz HML_t , przez które należy rozumieć stopy zwrotu z zerokosztowych portfeli arbitrażowych. SMB_t to różnica w stopach zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli małych i dużych spółek w czasie t , natomiast HML_t to różnica w stopach zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli spółek wysokowartościowych (wysoki współczynnik wartości księgowej do rynkowej, B/M) i wzrostowych (niski współczynnik wartości księgowej do rynkowej, B/M). Innymi słowy, SMB i HML to stopy zwrotu z zerokosztowych portfeli *long/short* zbudowanych w oparciu o parametry kapitalizacji rynkowej i B/M.

Trzeci model to alternatywny model trójczynnikiowy, który uwzględnia czynnik odnoszący się do długoterminowych anormalnych stóp zwrotu występujących po IPO, a odpowiadające mu równanie regresji jest następujące:

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

Model inkorporuje czynnik „stare minus młode” (*old minus young*, OMY), który mierzy różnicę w stopach zwrotu pomiędzy spółkami starymi i młodymi. Szczegółowe omówienie czynnika OMY znajduje się w kolejnej części.

Ostatni to model czterocynnikiowy, który uwzględnia wszystkie omawiane dotychczas czynniki. Jest on opisywany przez równanie poniżej.

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

Wszystkie modele regresji są estymowane przy wykorzystaniu Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów i testowane w sposób parametryczny. Wzoru-
jąc się na bogatej literaturze przedmiotu, modele są weryfikowane poprzez ocenę wyników inwestycyjnych podwójnie sortowanych portfeli, które są precyzyjnie opisane w części dotyczącej danych. Ocenie podlega, czy zastosowanie danego modelu pozostawia statystycznie istotną nieobjaśnioną ponadprzeciętną stopę zwrotu (wyraz wolny), czyli popularnie zwaną „alfę”. W celu zweryfikowania, czy wyrazy wolne w ramach grupy portfeli są łącznie różne od zera, wykorzystana zostaje popularna statystyka testowa GRS, która została zasugerowana przez Gibbon-
sa i in. [1989]. Statystyka testowa jest obliczana w następujący sposób:

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

gdzie T stanowi długość szeregu czasowego (liczebność próby), N to liczba objaśnianych portfeli w ramach grupy, a L oznacza liczbę czynników objaśniają-

cych. $E_T(f)$ to wektor oczekiwanych stóp zwrotu z czynników wyceny (rozumianych jako zwyczajna średnia arytmetyczna – zob. Cochrane [2005, p. 231]), $\hat{\Omega}$ to macierz kowariancji czynników wyceny aktywów, \hat{a} to wektor wyrazów wolnych z regresji, natomiast $\hat{\Sigma}$ jest macierzą kowariancji błędów losowych. Wartości krytyczne dla testu pochodzą z rozkładu Fishera o N i $T-N-L$ stopniach swobody.

2. Źródła i przygotowanie danych

Podstawowe źródło danych stanowi baza danych Bloomberg. Wykorzystane zostają dane dotyczące wszystkich polskich spółek dostępnych w serwisie, bez jakiegokolwiek formy filtrowania próby. Ponadto w skład próby wchodzi zarówno spółki obecnie notowane, jak i takie, których akcje zostały z jakiegoś powodu wycofane z obrotu (upadłość, przejęcie, LBO, MBO, wykluczenie itp.). Podstawowy okres badania to IV 2001-I 2014. W danym miesiącu próbie poddano jedynie te spółki, dla których możliwe było otrzymanie wszystkich charakterystyk niezbędnych do obliczenia czynnika wyceny (na przykład kapitalizacja giełdowa oraz czas od debiutu dla czynnika OMY). Liczba spółek w próbie zwiększa się ze 130 na początku okresu badawczego do 885 na końcu, a przeciętnie wynosi 365. Wcześniejsze dane nie zostają wykorzystane, ponieważ ilość spółek notowanych na GPW jest niewystarczająca i budowa portfeli testowych okazuje się niewykonalna. Ponadto w niektórych przypadkach konieczne było skrócenie okresu badania do XI 2001-I 2014, bowiem zbyt mała liczba spółek uniemożliwiała sformowanie portfeli testowych. Przypadki te są wyraźnie wskazane w części poświęconej omówieniu wyników. Na koniec należy również wspomnieć, że w odniesieniu do większości obliczeń próba zostaje dodatkowo podzielona na dwie podpróby z arbitralnie przyjętą datą graniczną 31 XII 2007 r., co ma na celu zweryfikowanie odporności uzyskanych wyników.

Zgodnie z modelami zaprezentowanymi w równaniach (1), (2), (3) oraz (4), wykorzystane zostają cztery różne czynniki wyceny aktywów: $R_m - R_f$, HML , SMB oraz OMY . $R_m - R_f$ to różnica pomiędzy stopą zwrotu z indeksu WIG (najszerszy polski dochodowy indeks rynku akcji) a miesięczną stopą WIBID. Ponadto wszystkie nadwyżkowe stopy zwrotu w dalszej części opracowania są obliczane ponad stopę WIBID. Czynniki SMB i HML pochodzą ze strony internetowej Adama Zaremby⁴ i są kalkulowane według procedury omówionej w jego artykule [Zaremba, 2014]. Metodologia obliczeniowa bazuje na klasycznych czynnikach

⁴ <http://adamzaremba.pl/downloadable-data/>.

Famy–Frencha, które są udostępniane na stronie internetowej Kennetha Frencha⁵, oraz jest zgodna z metodologią wielu analogicznych badań naukowych [na przykład Fama & French, 2012; Cakici i in., 2013; de Groot i in., 2012, Zaremba, 2015a, 2015b].

Ostatni czynnik – OMY – obliczano specjalnie na potrzeby niniejszego badania według określonej procedury. Najpierw wszystkie spółki zostają przypisane do dwóch portfeli, przy czym kryterium podziału stanowi ich wielkość (kapitalizacja giełdowa). Punkt odcięcia zostaje zdefiniowany jako mediana kapitalizacja spółek w danym miesiącu. Spółki o kapitalizacji powyżej mediany są traktowane jako duże, a poniżej mediany jako małe. Z natury rzeczy, oba portfele są równe pod względem liczebności. Warto zauważyć, że na polskim rynku akcji notowana jest stosunkowo duża liczba spółek o bardzo niskiej kapitalizacji, więc opisany wyżej portfel dużych firm stanowi 97-99% całkowitej kapitalizacji rynku. W następnej kolejności wszystkie spółki są ponownie sortowane według czasu, który upłynął od ich debiutu (dalej: wiek spółek). Wyznaczone zostają trzy zasadnicze punkty graniczne: do 3 lat (spółki młode), od 3 do 6 lat (średnie) i powyżej 6 lat (stare). Innymi słowy, firmy, które zadebiutowały na parkiecie nie dalej jak 3 lata wcześniej, określane są jako młode, natomiast te, których papiery są już w obrocie od przeszło 6 lat, jako stare. Wyznaczone w ten sposób punkty graniczne są następnie aplikowane do grup firm małych i dużych, więc w efekcie powstaje sześć odrębnych podgrup podwójnie sortowanych według wielkości i wieku. Następnie, bazując na opisanym podziale, formowanych jest 6 portfeli ważonych kapitalizacją, które zostają oznaczone jako BY, BM, BO, SY, SM i SO, gdzie B i S odnoszą się do wielkości (duże i małe), a Y, M i O odnoszą się do spółek młodych, średni i starych. Stopa zwrotu w miesiącu t z czynnika OMY jest obliczana jako różnica pomiędzy średnią arytmetyczną stóp zwrotu z portfeli małych i dużych spółek starych (R_{SO} , R_{BO}) a średnią arytmetyczną stóp zwrotu z portfeli małych i dużych spółek młodych (R_{SY} , R_{BY}):

$$OMY_t = \frac{1}{2}(R_{SO,t} + R_{BO,t}) - \frac{1}{2}(R_{SY,t} + R_{BY,t}). \quad (6)$$

Dodatkowo obliczany jest czynnik OMY wyłącznie w odniesieniu do małych spółek (OMY_S) i dużych spółek (OMY_B), które zasadniczo są liczone według obu wspomnianych podgrup.

$$OMY_{S,t} = R_{SO,t} - R_{SY,t}, \quad (7)$$

$$OMY_{B,t} = R_{BO,t} - R_{BY,t}. \quad (8)$$

⁵ <http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/>.

Modele opisane równaniami (1), (2), (3) i (4) są testowane względem 25 portfeli sortowanych według wieku i wielkości. Procedura tworzenia tych 5×5 podwójnie sortowanych portfeli jest analogiczna do 2×3 portfeli wielkościami-wiekowych, koniecznych do wyznaczenia stóp zwrotu z czynników wyceny. W pierwszej kolejności wszystkie spółki są sortowane według wielkości, tak aby znaleźć punkty odcięcia na poziomie 20, 40, 60 i 80 percentyli. Następnie procedura ta jest powtórzona ze wskaźnikiem wieku (czasu od debiutu), a wszystkie spółki są podzielone według czasu, jaki upłynął od ich debiutu na: do 12 miesięcy, 13-24 miesięcy, 25-36 miesięcy, 37-60 miesięcy oraz ponad 60 miesięcy. Wskazane punkty odcięcia są przyjęte arbitralnie na podstawie dotychczasowych badań dotyczących zjawiska ujemnych anormalnych stóp zwrotu. Na koniec oba podziały zostały na siebie nałożone, a każda spółka została przyporządkowana do ważonych kapitalizacją portfeli wiekowo-wielkościowych.

Podsumowując prezentację źródeł danych i metod badawczych, należy zwrócić uwagę, że przeprowadzone badanie charakteryzuje się kilkoma istotnymi ograniczeniami. Mogły mieć one ważki wpływ na uzyskane wyniki. Po pierwsze, przyjęty okres badawczy obejmował tzw. „globalny kryzys finansowy”, który w znaczący sposób mógł zniekształcić przekrojowe wzorce stop zwrotu w analizowanym okresie. Po drugie, badanie nie bierze pod uwagę ograniczeń płynności, które istotnie utrudniają rekonstrukcję portfeli. Po trzecie wreszcie, krótka sprzedaż przeważającej większości akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, jest praktycznie niemożliwa bądź też poważnie utrudniona. W rezultacie konstrukcja części portfeli zakładająca krótkie pozycje w akcjach może być uznana za kontrowersyjną.

3. Wyniki i interpretacja

Niniejsza część rozpoczyna się od statystyk opisowych 25 portfeli skonstruowanych na podstawie wielkości i wieku. Następnie przeanalizowane zostanie zachowanie czynnika wyceny *OMY* na polskim rynku akcji. Na koniec przedstawiono wyniki testów modeli wyceny aktywów, w ramach których czynniki wyceny aktywów objaśniają stopy zwrotu z podwójnie testowanych portfeli.

Rezultaty obliczeń dla 25 portfeli sortowanych podwójnie według wieku i wielkości prezentuje tabela 1. Rozpoczynając od portfeli ważonych kapitalizacją, najstarsze małe spółki wyróżniały się najwyższą nadwyżkową logarymiczną stopą zwrotu, która sięgnęła aż 5,31% miesięcznie. Z drugiej strony, wyniki wypracowane przez duże młode spółki, były wyjątkowo kiepskie, a nadwyżkowe stopy

zwrotu okazały się przeciętnie bliskie zeru i wyniosły 0,14% miesięcznie. Powyższe obserwacje generalnie potwierdzają spostrzeżenia z wcześniejszych badań, że efekt długoterminowych ujemnych stóp zwrotu jest silniejszy wśród małych spółek [Bhabra & Pettway, 2003; Brav & Gompers, 1997; Lizińska & Czapiewski, 2014]. Opisana różnica z różnym nasileniem występuje w obu analizowanych podokresach. Warto również podkreślić, że wprawdzie im mniejsze spółki, tym wyższa premia za wiek, jednak szczegółowy rozkład stóp zwrotu jest dość nierówny. Na przykład, średniej wielkości 2- lub 3-letnie spółki notują znaczące ujemne stopy zwrotu.

Tabela 1. Nadwyżkowe stopy zwrotu z 25 ważonych kapitalizacją portfeli spółek sortowanych według wieku i wielkości [%]

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Młode	2	3	4	Stare	Młode	2	3	4	Stare
<i>11/30/2002-01/31/2014</i>										
Małe	1,28	0,90	1,24	3,12	5,31	10,62	14,52	10,79	10,06	16,26
2	-0,48	0,76	0,11	0,43	1,57	8,92	10,21	9,24	9,91	10,42
3	0,78	-0,85	-0,48	0,10	1,17	9,02	9,19	10,02	8,15	9,05
4	0,53	0,87	0,38	0,72	1,27	8,09	10,52	10,48	8,20	8,54
Duże	0,14	-0,07	0,34	0,75	0,70	7,48	9,11	7,63	7,36	6,69
<i>11/30/2002-01/31/2007</i>										
Małe	1,63	2,98	1,73	5,81	7,20	10,74	18,64	10,40	11,07	15,94
2	0,66	2,91	1,22	1,50	4,72	8,54	11,67	10,88	11,02	11,32
3	2,37	0,32	1,24	2,48	3,83	7,63	10,20	10,35	8,79	8,95
4	1,83	4,21	2,61	2,34	4,02	7,10	11,93	11,62	8,50	8,37
Duże	1,60	2,35	1,68	2,44	2,04	7,11	6,70	7,18	7,64	5,76
<i>01/31/2008-01/31/2014</i>										
Małe	0,97	-0,86	0,83	0,84	3,70	10,58	9,56	11,18	8,55	16,47
2	-1,45	-1,06	-0,82	-0,48	-1,10	9,17	8,45	7,53	8,83	8,81
3	-0,57	-1,83	-1,93	-1,92	-1,08	9,91	8,19	9,56	7,00	8,56
4	-0,58	-1,97	-1,51	-0,66	-1,07	8,74	8,24	9,07	7,72	8,01
Duże	-1,10	-2,13	-0,80	-0,69	-0,44	7,61	10,35	7,87	6,84	7,23

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 2 raportuje średnie oraz odchylenie standardowe z portfeli czynnikowych na polskim rynku akcji. Czynniki OMY wydaje się najsilniejszy ze wszystkich analizowanych. Ze statystyką testową na poziomie 1,98 jest on istotny statystycznie w wysokości 95%. Miesięczny efekt tego czynnika jest dodatni we wszystkich analizowanych podokresach, natomiast w pełnej grupie wynosi przeciętnie 0,7%. Ponownie, zgodnie z wcześniejszymi obserwacjami, premia za wiek jest silniejsza wśród mniejszych spółek niż wśród większych. Czynniki OMY_S oraz OMY_B wynoszą odpowiednio 0,85% i 0,38%. Stopy zwrotu z czynnika są wyższe niż premia za ryzyko rynkowe oraz SMB. Są także nieznacznie niższe niż stopy zwrotu z HML, jednak ze względu na niższą zmienność, OMY oznacza się istotnością statystyczną na wyższym poziomie.

Tabela 2. Średnie, odchylenia standardowe i statystyki testowe dla czynników wyceny

	Rm-Rf	SMB	HML	HML _S	HML _B	HML _{S-B}	OMY	OMY _S	OMY _B	OMY _{S-B}
<i>04/30/2001-01/31/2014</i>										
Średnia (%)	0,56	0,42	0,76	0,75	0,62	0,00	0,70	0,85	0,38	0,27
Odch. (%)	6,60	5,12	5,25	7,74	5,03	7,83	4,36	7,01	4,68	8,18
t-stat	1,05	1,01	1,79	1,20	1,53	0,01	1,98	1,50	1,01	0,41
<i>04/30/2001-12/31/2007</i>										
Średnia (%)	1,28	1,49	0,39	0,24	0,31	-0,22	1,13	1,82	0,26	1,44
Odch. (%)	6,35	5,94	5,65	9,23	5,00	9,60	4,89	7,88	4,43	8,28
t-stat	1,81	2,26	0,62	0,24	0,56	-0,21	2,08	2,08	0,54	1,56
<i>01/31/2008-01/31/2014</i>										
Średnia (%)	-0,24	-0,78	1,17	1,32	0,96	0,25	0,22	-0,23	0,51	-1,02
Odch. (%)	6,82	3,70	4,77	5,67	5,07	5,26	3,66	5,76	4,98	7,93
t-stat	-0,30	-1,79	2,10	1,98	1,62	0,41	0,50	-0,35	0,88	-1,10

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 3 podsumowuje badania nad kwestią, czy oraz które modele czynnikowe najlepiej objaśniają stopy zwrotu z portfeli podwójnie sortowanych według wieku i wielkości. Po pierwsze, model CAPM zostaje odrzucony i charakteryzuje się statystyką testową GRS na poziomie 15,27. Model objaśnia 41,1% wariancji. Odpowiadająca mu przeciętna wartość bezwzględna wyrazu wolnego plasuje się na poziomie 0,73%. Po zastosowaniu dwóch dodatkowych czynników – HML i SMB – wyniki modeli wyraźnie się poprawiają. Przeciętna wartość bezwzględna wyrazu wolnego spada do 0,62%, a R^2 wzrasta do 52,1%. Odpowiadająca modelowi statystyka GRS wynosi 1,46, co oznacza, że model wciąż pozostaje odrzucony. Ostatecznie włączenie do modelu czynnika OMY zamiast HML prowadzi do istotnej poprawy. Wprawdzie R^2 wręcz zwiększa się o 0,2 punktu procentowego, jednak przeciętna wartość bezwzględna wyrazu wolnego obniża się do 0,58. Co najistotniejsze, statystyka testowa GRS wynosi tylko 1,22, co sprawia, że model nie zostaje odrzucony.

Tabela 3. Podsumowanie wyników analiz modeli czynnikowych

	GRS	$ \alpha $ [%]	R^2 [%]	$s(\alpha)$ [%]
CAPM	15,27	0,73	41,1	1,14
Model trójczynnikiowy (Mkt-Rf, SMB, HML)	1,46	0,62	52,1	0,98
Model trójczynnikiowy (Mkt-Rf, SMB, OMY)	1,22	0,58	51,9	0,98
Model czterocynnikiowy (Mkt-Rf, SMB, HML, OMY)	1,34	0,64	53,1	0,99

Źródło: Opracowanie własne.

Na koniec przeanalizowany zostaje model uwzględniający wszystkie omawiane dotychczas czynniki wyceny (ryzyko rynkowe, SMB, HML, OMY), jednak obliczenia prowadzą do mieszanych wyników. R^2 jest najwyższe ze wszyst-

kich modeli, jednak przeciętna wartość bezwzględna wyrazu wolnego spada do 0,64. Statystyka testowa GRS wynosi 1,34, co oznacza, że model zostaje odrzucony przy 10% poziomie istotności statystycznej, jednak nie zostaje wyeliminowany przy poziomie 5%.

Podsumowując, ani model CAPM, ani model trójczynnikiowy Famy–Frencha nie są w stanie objaśnić anormalnych stóp zwrotu z portfeli sortowanych według wieku. Problem zostaje rozwiązany dopiero po zmodyfikowaniu modeli bazowych, tak by uwzględniały one dodatkowy czynnik odnoszący się do wieku spółek: OMY.

Podsumowanie

Znaczenie rynku kapitałowego dla polskiej gospodarki rośnie nieustannie od 20 lat. Stąd też coraz istotniejsza jest również potrzeba stworzenia skutecznych narzędzi służących do analizowania funkcjonowania rynku. Celem niniejszego artykułu jest propozycja nowego czynnika wyceny aktywów, który może zostać wbudowany w odpowiednie modele wyjaśniające anormalne stopy zwrotu występujące po pierwszych ofertach publicznych. Spełnienie powyższego celu wymaga realizacji szeregu odrębnych zadań. W rezultacie niniejszy artykuł poszerza obecny stan wiedzy na kilka sposobów.

Po pierwsze udokumentowano, że starsze spółki wypracowują wyższe stopy zwrotu niż młodsze, chociaż natężenie tej anomalii jest zmienne w czasie. „Premia za wiek” wydaje się silniejsza wśród małych spółek niż pomiędzy dużymi. Wpływ wieku na stopy zwrotu jest najbardziej ewidentny w gronie najmniejszych i najstarszych firm giełdowych, które uzyskują wysokie dodatnie ponadprzeciętne stopy zwrotu.

Po drugie, zaproponowany zostaje nowy czynnik wyceny aktywów – OMY (stare minus młode). Jest on obliczany jako różnica pomiędzy stopami zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli starych oraz młodych przedsiębiorstw i okazuje się istotny statystycznie na wyższym poziomie niż tradycyjne czynniki, takie jak ryzyko rynkowe, SML i HML.

Po trzecie wreszcie, zostają przetestowane oraz porównane cztery różne modele wyceny aktywów, przy pomocy których podejmowane są próby objaśniania ponadprzeciętnych stóp zwrotu z portfeli sortowanych podwójnie według wieku i wielkości. Ogólnie rzecz biorąc, model CAPM nie radzi sobie z objaśnianiem stóp zwrotu i zostaje odrzucony. Model trójczynnikiowy Famy–Frencha tłumaczy większy odsetek przekrojowej zmienności stóp zwrotu, jednak nadal

jest wyeliminowany. Jedną z przyczyn jest niska moc objaśniająca czynnika HML w stosunku do długoterminowych ujemnych stóp zwrotu występujących po IPO. Ostatecznie po włączeniu do modeli czynnika OMY nie są one odrzucane na poziomie istotności statystycznej 5%. Jednak żaden z wykorzystywanych modeli nie jest w stanie objaśnić ponadprzeciętnych dodatnich stóp zwrotu z najbardziej skrajnego portfela, który zawiera najmniejsze i najstarsze spółki giełdowe.

Przyszłe badania powinny skoncentrować się na trzech zasadniczych zagadnieniach. Po pierwsze, zakres geograficzny badania powinien zostać rozszerzony. Po drugie trzeba przetestować zachowanie modeli po włączeniu do nich kolejnych czynników wyceny aktywów, jak choćby momentum. Po trzecie wreszcie, należałoby przeprowadzić bardziej wnikliwą analizę ponadprzeciętnych stóp zwrotu z najbardziej skrajnego portfela pod względem wieku i wielkości, z których objaśnieniem nie radzą sobie modele analizowane w niniejszej pracy.

Literatura

- Bessler W., Seim M. (2012), *The performance of venture-backed IPOs in Europe*, „Venture Capital: An International Journal of Entrepreneurial Finance”, vol. 14, nr 4, s. 215-239.
- Bhabra H., Pettway R. (2003), *IPO Prospectus Information and Subsequent Performance*, „Financial Review”, vol. 38, nr 1, s. 369-397.
- Cakici N., Fabozzi F.J., Tan S. (2013), *Size, value and momentum in emerging market stock returns*, „Emerging Markets Review”, vol. 16, s. 46-65.
- Cochrane, J.H. (2005), *Asset pricing*, Princeton: Princeton University Press.
- de Groot W., Pang J., Swinkels L.A.P. (2012), *The Cross-Section of Stock Returns in Frontier Emerging Markets*, „Journal of Empirical Finance”, vol. 19, no 5, s. 796-818.
- Eckbo B.E., Norli Ø. (2005), *Liquidity Risk, Leverage and Long-Run IPO Returns*, „Journal of Corporate Finance”, vol. 11, iss. 1-2, s. 1-35.
- Fama E.F., French K.R. (2012), *Size, value, and momentum in international stock returns*, „Journal of Financial Economics”, vol. 105, nr 3, s. 457-472.
- Gibbons M.R., Ross S.A., Shanken, J. (1989), *A test of the efficiency of a given portfolio*, „Econometrica”, vol. 57, s. 1121-1152.
- Helwege J., Liang N. (2004), *Initial Public Offerings in Hot and Cold Markets*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis”, vol. 39, nr 3, s. 541-569.
- Ibbotson R.G. (1975), *Price performance of common stock new issues*, „Journal of Financial Economics”, vol. 2, s. 235-272.
- Jelic R., Briston R. (2003), *Privatisation Initial Public Offerings: the Polish Experience*, „European Financial Management”, vol. 9, nr 4, s. 457-484.

- Jewartowski T., Lizińska J. (2012), *Short- and Long-Term Performance of Polish IPOs*, „Emerging Markets Finance and Trade”, vol. 48, nr 2, s. 59-75.
- Krigman L., Shaw W., Womack K. (1999), *The Persistence of IPO Mispricing and the Predictive Power of Flipping*, „Journal of Finance”, vol. 54, nr 3, s. 1015-1044.
- Levis M. (1993), *The Long-Run Performance of Initial Public Offerings: The UK Experience 1980-1988*, „Financial Management”, vol. 22, nr 1, s. 28-44.
- 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.
- Lizińska J., Czapiewski L. (2014), *Performance of Polish IPO Firms: Size and Profitability Effect*, „Gospodarka narodowa”, vol. 269, nr 1, s. 53-71.
- Ljungqvist A., Nanda V., Singh R. (2006), *Hot Markets, Investor Sentiment and IPO Pricing*, „Journal of Business”, vol. 79, nr 4, s. 1667-1702.
- Loughran T., Ritter J.R. (2000), *Uniformly least powerful tests of market efficiency*, „Journal of Financial Economics”, vol. 55, s. 361-389.
- 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., Ritter J.R. (1995), *The new issues puzzle*, „Journal of Finance”, vol. 50, nr 1, s. 23-51.
- 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.
- Ritter J.R. (1991), *The long-run performance of initial public offerings*, „Journal of Finance”, vol. 46, nr 1, s. 3-27.
- Servaes H., Rajan R. (1997), *Analyst following of public offerings*, „Journal of Finance”, vol. 52, nr 2, s. 507-529.
- Sharpe W.F. (1964), *Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk*, „Journal of Finance”, vol. 19, s. 425-442.
- Sharpe W.F. (1966), *Mutual fund performance*, „Journal of Business”, vol. 39, s. 119-138.
- 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.
- Teoh S., Welch I., Wong T., (1998), *Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings*, „The Journal of Finance”, vol. 53, nr 6, s. 1935-1974.
- Thomadakis S., Nounis C., Gounopoulos D. (2012), *Long-term Performance of Greek IPOs*, „European Financial Management”, vol. 18, nr 1, s. 117-141.
- Zaremba A. (2014), *Cross-Sectional Asset Pricing Models for the Polish Market*. SSRN Working Paper: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2396884>.

Zaremba A. (2015a), *Country selection strategies based on value, size and momentum*, „Investment Analyst Journal”, vol. 44, nr 3, s. 171-198. <http://dx.doi.org/10.1080/10293523.2015.1060747>.

Zaremba A. (2015b), *Value, size, momentum, and unique role of microcaps in CEE market stock returns*, „Eastern European Economics”, vol. 53, nr 3, s. 221-241. <http://dx.doi.org/10.1080/00128775.2015.1034059>.

ASSET PRICING AND THE LONG-RUN POST-IPO UNDERPERFORMANCE ON THE POLISH STOCK MARKET

Summary: In this paper we propose a new cross-sectional asset pricing model employing a Young-minus-Old (OMY) factor, which accounts for long-run post-IPO underperformance. We test the model using stock returns from the Warsaw Stock Exchange, second most active IPO market in Europe after London, in the period from April 2001 to January 2014. We form portfolios double-sorted on size and age and attempt to explain their returns with the new model and also the traditional, well-established models such as CAPM and the Fama-French three-factor model. The CAPM and F-F models are rejected, while our model explains the returns well. Additionally, we deliver fresh out-of-sample evidence for the long-term underperformance of initial public offerings in Poland. The anomaly is particularly strong among the small companies.

Keywords: IPO, long-run underperformance, asset pricing, cross-section of stock returns, market sentiment, underreaction, overreaction, Polish stock market.