

Międzyrynkowa premia za wartość w okresach kryzysów finansowych

Adam Zaremba*

Streszczenie: *Cel* – Badanie wyników międzyrynkowych strategii inwestowania w wartość w okresach kryzysów finansowych.

Metodologia badania – Badanie bazuje na próbie 66 państw z lat 2000–2013. Pochodzące z sortowań portfele państw są oceniane za pomocą wieloczynnikowych modeli wyceny aktywów.

Wynik/Oryginalność/Wartość – Artykuł wnosi dwójaki wkład do literatury przedmiotu. Po pierwsze, dostarcza świeżych dowodów na to, że rynki wysokowartościowe charakteryzują się wyższymi długoterminowymi stopami zwrotu aniżeli rynki niskowartościowe. Po drugie, wyniki przeprowadzonych badań wskazują, że przewaga krajów wysokowartościowych nad niskowartościowymi zmniejsza się w okresach kryzysów finansowych, ponieważ premia za wartość wykazuje ujemną korelację ze zmianami spreadów kredytowych, spreadów TED czy oczekiwanej zmienności.

Słowa kluczowe: premia za wartość, inwestowanie w wartość, inwestycje międzynarodowe, kryzys finansowy

Wprowadzenie

Premia za wartość, polegająca na tym, że spółki wysokowartościowe przynoszą w długim terminie wyższe stopy zwrotu aniżeli spółki wzrostowe, stanowi jedną z najlepiej udokumentowanych anomalii rynku kapitałowego. Chociaż fakt jej istnienia nie budzi wątpliwości, wciąż istnieje wiele zagadek, które ją otaczają.

Celem niniejszego artykułu jest poszerzyć stan wiedzy w literaturze światowej na dwa sposoby. Po pierwsze, premia za wartość jest zwykle analizowana na poziomie pojedynczych spółek. Niniejsze badanie wynosi ją do poziomu globalnego i stawia sobie za cel przeanalizowanie jej na poziomie państw. Innymi słowy, postawiono pytanie, czy premia za ryzyko funkcjonuje również na poziomie międzyrynkowym, a więc czy rynki wysokowartościowe wypracowują wyższe stopy zwrotu niż rynki niskowartościowe. Po drugie, o ile funkcjonowanie premii za ryzyko jest akceptowane przez większość środowiska akademickiego, o tyle jej pochodzenie budzi kontrowersje. Jedną z hipotez, wywodząca się z grona teorii neoklasycznych, zakłada, że premia za ryzyko stanowi rekompensatę za nierynkowe ryzyka związane z inwestycjami. Implikacją tego wyjaśnienia jest fakt, że gdy inwestorzy postrzegają sytuację rynkową jako „kryzys finansowy”, a poziom szeroko pojętych ryzyk nierynkowych (płynność, ryzyko kredytowe itp.), charakterystycznych dla okresów kryzysowych, zwiększa się, powinno temu

* dr Adam Zaremba, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, e-mail: adam.zaremba@ue.poznan.pl

towarzyszyć pogorszenie stóp zwrotu spółek wartościowych. Niniejszy tekst jest bodaj pierwszą w literaturze światowej próbą zweryfikowania tej implikacji na poziomie międzyrynkowym.

Opracowanie składa się z trzech części. Najpierw przedstawiono podstawy teoretyczne przeprowadzanych badań. Następnie opisano źródła danych i metody badawcze. W kolejnej sekcji zaprezentowano wyniki badań empirycznych. Obliczenia przeprowadzono na bodaj największej w dotychczasowej literaturze przedmiotu próbie notowań z 66 państw w latach 2000–2013. Opracowanie wieńczy podsumowanie i sugestie dotyczące dalszych badań¹.

1. Podstawy teoretyczne

Efekt wartości ma swoje początki w pracach Grahama i Dodda (1934) i jest jedną z najlepiej udokumentowanych anomalii na rynku kapitałowym. Jest to zasadniczo tendencja spółek o wysokiej relacji wartości fundamentalnych do ceny (spółki wartościowe) do wypracowywania wyższych stóp zwrotu aniżeli spółki o niskiej relacji wartości fundamentalnych do ceny (spółki wzrostowe).

Do odróżnienia spółek wartościowych od wzrostowych wykorzystuje się różnego rodzaju wskaźniki. Do najczęściej stosowanych należy wskaźnik ceny do zysku, który przedstawia relację wartości rynkowej spółki do zysku za cztery kwartały (P/E), w różnych konwencjach stosuje się wartości historyczne lub prognozowane. Wskaźnik został zastosowany w prekursorskich badaniach w tej dziedzinie (Basu 1977; De Bondt, Thaler 1985), ale jest wykorzystywany również obecnie (Cahine 2008). Z kolei Fama i French (1992, 1993) spopularyzowali wskaźnik ceny do wartości księgowej (P/BV), który jest dziś stosowany najpowszechniej (np. Capaul i in. 1993; Fama, French 1998; Black, McMillian 2004; Huang, Yang 2008). Oprócz dwóch wspomnianych często stosuje się również wskaźniki ceny do przepływów pieniężnych – P/CF (La Porta i in. 1997; Bauman i in. 1998; Fama, French 1998; Brown i in. 2008) oraz ceny do sprzedaży – P/S (Leledakis, Davidson 2001; Jeong i in. 2009)².

Premia za wartość jest bogato udokumentowana w literaturze. Prekursorskie formalne próby badawcze zostały podjęte przez Nicholsona (1960, 1968), jednak pierwsze „nowoczesne” analizy przypisuje się Basu (1975, 1977), który przebadał stopy zwrotu z portfeli spółek z NYSE w latach 1957–1971, podzielonych na podstawie wskaźnika P/E. Formalne dowody statystyczne zostały dostarczone także przez Stattmana (1980) i Rosenberga i in. (1985), którzy z kolei wykorzystali wskaźnik P/BV. Davis (1994) potwierdził działanie efektu w USA, a Chan i in. (1991) oraz Capaul i in. (1993) odnotowali to na innych rynkach zagranicznych. Efekt wartości został także udokumentowany w badaniach Famy i Frencha (1998, 2012), Rouwenhorsta (1999), Lama (2002), Gharghoriego i in. (2009), Chui i in. (2010), Asnessa i in. (2013), Zaremba i Konieczki (2014, 2015) oraz Zaremba (2015)³.

¹ Wyniki niniejszego badania zostały również przedstawione w artykule Zaremba (2014).

² Warto zauważyć, że ze względów praktycznych i merytorycznych często wykorzystuje się odwrotności opisanych wskaźników. Takie podejście zostało wykorzystane w niniejszym artykule.

³ Interesujący przegląd został dokonany w opracowaniu Hoekjan (2011).

Wskaźniki wartości są tradycyjnie wykorzystywane do objaśnienia przekrojowej zmienności stóp zwrotu z pojedynczych akcji. Niemniej można zaobserwować także pewne analogie na poziomie całych rynków i państw. Wprawdzie dowody w tym zakresie nie są obfite, jednak przeprowadzone dotychczas badania zdają się generalnie potwierdzać istnienie takiej relacji (Asness i in. 1997; Kouwenberg, Salomons 2005; Bhojraj, Swaminathan 2006; Kim 2012; Garff 2013; Ansess i in. 2013).

Wprawdzie sam fakt istnienia premii za wartość jest obecnie uważany za raczej bezdyskusyjny, jednak uzasadnienie jego źródeł budzi już pewne kontrowersje. W literaturze funkcjonują dwie podstawowe grupy wyjaśnień: behawioralna i neoklasyczna.

Wyjaśnienia neoklasyczne odnoszą się do zmiennych w czasie ryzyk, których nie można bezpośrednio przypisać ryzyku rynkowemu mierzonemu współczynnikiem beta (Fama, French 1993, 1995, 1996; Davis i in. 2000; Lettau, Ludvigson 2001; Zhang 2005; Campbell i in. 2009). Relatywny poziom ryzyka związany ze spółkami wartościowymi i wzrostowymi może się zmieniać w toku przebiegu cyklu koniunkturalnego w taki sposób, że spółki wartościowe stają się ryzykowniejsze w okresie dekonunktury gospodarczej. Listę różnych modeli objaśniających istnienie premii za wartość na gruncie racjonalnym można znaleźć w pracach Lewellena i in. (2006), Phalippou (2007) oraz Daniela i Titman (2012). Griffin i Lemmon (2002) zauważają, że spółki wartościowe wiążą się z większym ryzykiem kredytowym niż wzrostowe. Ali i in. (2003) zauważają, że premia za wartość koncentruje się w spółkach charakteryzujących się dużym ryzykiem specyficznym, co ma odniesienie do ograniczonych możliwości arbitrażu. Jensen i in. (1997) wskazują, że spółki wartościowe są dość wrażliwe na zmiany warunków ekonomicznych, jak choćby koniunktura gospodarcza czy stopy procentowe. Petkova i Zhang (2005) dostrzegają, że spółki wartościowe cechują się pozytywną kowariancją współczynników beta z oczekiwaną premią za ryzyko rynkowe, podczas gdy współczynniki beta spółek wzrostowych mają tendencję do zachowań odwrotnych. Ponadto w części artykułów analizowano zachowanie się spółek wartościowych w okresach warunków kryzysowych, które charakteryzują się podwyższonym ryzykiem. Yamani i Swanson (2012) dostarczają dowodów, że spółki wartościowe wypracowywały niskie lub ujemne stopy zwrotów podczas kryzysów finansowych, takich jak międzynarodowy kryzys zadłużeniowy, kryzys ERM, kryzys azjatycki czy atak terrorystyczny 11 września 2001 roku.

Z drugiej strony zwolennicy teorii behawioralnych wskazują, że premia za wartość jest związana ze zmieniającą się w czasie błędną wyceną spółek, która może być na przykład konsekwencją ekstrapolatywnych oczekiwań inwestorów (De Bondt, Thaler 1985; Lakonishok i in. 1994; Daniel, Titman 1997; Daniel i in. 1998; Barberis, Shleifer 2003). Hipoteza neoklasyczna zakłada, że premia za wartość powinna być pozytywnie skorelowana z cyklem koniunkturalnym (Carlson i in. 2004; Zhang 2005), natomiast Gulen i in. (2011) wylicza, że premia za wartość rośnie w okresach dekonunktury. Z kolei Campello i in. (2008) wskazują, że premia za ryzyko jest antycykliczna, natomiast popularne wskaźniki ryzyka, jak choćby spready korporacyjne (zamiennik ryzyka kredytowego) nie mają większego znaczenia. Montone (2012) argumentuje, że jeżeli spółki wartościowe są antycykliczne i zapewniają

zabezpieczenie przed szokami realnymi i finansowymi, to powinny przynosić niższe stopy zwrotu, a tak się jednak nie dzieje. Du (2011) pokazuje, że premia za ryzyko wykazuje negatywną korelację z Chicago Fed National Activity Index (CFNAI-MA3). Wylicza on, że premia za ryzyko jest silniej powiązana. Na fakt, że teorie neoklasycznie nie przystają w pełni do danych empirycznych, wskazuje również Phalippou (2007).

Jeżeli premia za wartość zmienia się w czasie (bądź to cyklicznie, bądź to antycyklicznie), stwarza to pewne możliwości prognozowania jej. Część prób w tym zakresie była dotychczas całkiem udana. Asness i in. (2000) oraz Cohen i in. (2003) wskazują, że premię za wartość można prognozować za pomocą tzw. spreadu wartości, czyli różnicy pomiędzy zwyczajowymi 30-procentowymi punktami granicznymi, wyodrębniającymi spółki wartościowe i wzrostowe z całego rynku. Bauer i Molenaar (2002) oraz Bauer i in. (2004) przewidują premię za wartość na podstawie szerokiego wachlarza wskaźników. Chen i in. (2008) oraz Li i in. (2013) posługują się przekształconym modelem Gordona, aby prognozować czynnik wartości. Niestety, część badań sugeruje jednak, że premia za wartość może być trudna do prognozowania. Fama i French (2002) sugerują, że przeciwieństwie do premii za ryzyko, premia za wartość jest raczej stabilna w czasie.

2. Źródła danych i metody badawcze

Zagadnienie premii za wielkość i wartość jako objaśnienia dla przekrojowej zmienności w krajowych stopach zwrotu zostało zbadane przy wykorzystaniu indeksów MSCI⁴ z 66 różnych państw⁵ w okresie 31 maja 2000 – 30 listopada 2013. Wszelkie dane dotyczące cen i zmiennych fundamentalnych pochodzą z serwisu Bloomberg. W pierwszej kolejności przeanalizowano stopy zwrotu z inwestowania w wartość i wzrost na rynkach międzynarodowych. W związku z tym rynki zostały posortowane według średnioważonych czynników wartości dla wszystkich notowanych spółek na danym rynku. Wykorzystano cztery różne wskaźniki wartości – EP (odwrotność P/E), BVMV (odwrotność P/BV), CFP (odwrotność P/CF) oraz SP (odwrotność P/S). Łączna liczba indeksów w próbie zwiększa się wraz z rozwojem globalnych rynków kapitałowych z 47 na początku badania do 66 pod koniec. Wcześniejsze dane pominięto z obawy, że zbyt mała liczba rynków w próbie mogłaby zaburzyć ostateczne wyniki. Posłużono się miesięcznymi szeregami czasowymi.

Na podstawie czynników wartości skonstruowano trzy odrębne portfele dla każdego czynnika, które obejmują kolejno 30% rynków z najniższymi wskaźnikami, 30% rynków z najwyższymi wskaźnikami oraz pozostałe 40% „średniowych” rynków. Portfele są równo-

⁴ Uzyskane wyniki badań są odporne wymianę indeksów MSCI na indeksy giełd lokalnych.

⁵ Argentyna, Australia, Austria, Bahrajn, Belgia, Brazylia, Bułgaria, Kanada, Chile, Chiny, Kolumbia, Cypr, Czechy, Dania, Egipt, Estonia, Finlandia, Francja, Niemcy, Wielka Brytania, Grecja, Hongkong, Węgry, Islandia, Indie, Indonezja, Irlandia, Włochy, Japonia, Jordania, Kuwejt, Łotwa, Liban, Litwa, Luksemburg, Malezja, Meksyk, Maroko, Holandia, Nowa Zelandia, Norwegia, Oman, Pakistan, Peru, Filipiny, Polska, Portugalia, Katar, Rumunia, Rosja, Arabia Saudyjska, Singapur, Słowenia, RPA, Korea Płd., Hiszpania, Szwecja, Szwajcaria, Tajwan, Tajlandia, Turcja, Ukraina, Zjednoczone Emiraty Arabskie, Stany Zjednoczone, Wenezuela, Wietnam.

ważone. Przyjęto założenie, że z punktu widzenia pojedynczego inwestora całe rynki (lub instrumenty je odwzorowujące) są wystarczająco płynne, aby uzasadnić takie podejście. Równoległe ze stopami zwrotu z portfeli czynnikowych obliczono także stopy zwrotu z portfela rynkowego. Jako reprezentację portfela rynkowego wykorzystano średnią ważoną kapitalizacją rynkową ze wszystkich rynków znajdujących się w próbie w analizowanym okresie. Wszystkie obliczenia wykonywano w dolarach amerykańskich (USD), jednak uzyskane wyniki są odporne na konwersję danych na euro (EUR) oraz japońskie jeny (JPY).

Następnie skonstruowano w pełni zabezpieczone portfele *long/short market-neutral* (MN), które naśladują zachowanie czynników wartości. Budowa portfeli MN przybiera taką formę, że mają one dodatnią ekspozycję na rynki o wysokiej wyższej oczekiwanej stopie zwrotu, a ujemną na spółki o niższej. Ujmując rzecz inaczej, portfele zawsze zawierają 100% pozycji długiej w 30% rynków o najwyższym wskaźniku EP, BVMV, SP lub CFP oraz 100% pozycji krótkiej w 30% rynków o najniższym EP, BVMV, SP lub CFP. Z uwagi na fakt, że tak skonstruowany portfel nie wymaga angażowania kapitału, portfele zostały dodatkowo całkowicie zabezpieczone za pomocą długiej pozycji w instrumencie wolnym od ryzyka, przy czym za reprezentację stopy zwrotu z instrumentu wolnego od ryzyka przyjęto 1-miesięczne bidy na stawki BBA Libor USD. Ponownie, podobnie jak w poprzednim przypadku, portfele są równoważone.

Ostatecznie stopy zwrotu z portfeli zabezpieczonych *long/short market-neutral* zostały przetestowane względem czterech różnych modeli: modelu zerowego, modelu rynkowego, CAPM oraz trójczynnika modelu Famy–Frencha⁶. Testy bazują na logarytmicznych stopach zwrotu. Pierwszy model (*zero model*) zakłada, że oczekiwana stopa zwrotu wynosi zero, więc test odpowiada na pytanie, czy stopy zwrotu są statystycznie różne od zera. Drugi model to klasyczny model rynkowy (*market model*), który został zaproponowany przez Fama i in. (1969):

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

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

gdzie R_{it} i R_{mt} to stopy zwrotu z instrument i w okresie t , ε_{it} to błąd standardowy o wartości oczekiwanej 0, natomiast α_i i β_i to parametry modelu rynkowego. Analogicznie do wcześniejszych obliczeń jako reprezentacja modelu rynkowego wykorzystano średnią stopę zwrotu ze wszystkich rynków w próbie ważoną ich kapitalizacją.

Trzeci wykorzystany model to Model Wyceny Aktywów Kapitałowych (CAPM, Capital Asset Pricing Model, Sharpe 1964, 1966; Lintner 1965; Mossin 1966). Zgodnie z tym modelem, przeprowadzono regresję nadwyżkowych stóp zwrotu z portfeli MN względem nadwyżkowych stóp zwrotu z portfela rynkowego:

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

⁶ Szczegółowy przegląd i charakterystyka modeli oczekiwanych stóp zwrotu zawarto na przykład w pracach Campbella i in. (1997) oraz Cochrane'a (2005).

gdzie R_{it} , R_{mt} i R_{ft} to stopy zwrotu z portfeli *long/short*, portfela rynkowego i instrument wolnego od ryzyka, a α_i i β_i to parametry regresji. Stopa wolna od ryzyka jest reprezentowana – analogicznie do wcześniejszych obliczeń przez 1-miesięczne bity na BBA Libor USD, Euribor lub Tibor w ujęciach USD, EUR i JPY. Wyraz wolny α_i mierzy średnią ponadprzeciętną stopę zwrotu (tzw. alfę Jensena).

Ostatni wykorzystany model to trójczynnikowy model Famy i Frencha (Fama, French 1992, 1993):

$$R_{it} = \alpha + R_f + \beta_{rm} \cdot (R_{mt} - R_f) + \beta_{SMB} \cdot SMB + \beta_{HML} \cdot HML + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

gdzie β_{rm} , β_{SMB} , β_{HML} , i α stanowią estymowane parametry modelu, β_{rm} jest analogiczna do współczynnika beta w modelu CAPM, ale nie jest jej równa; β_{SMB} , β_{HML} reprezentują ekspozycje na czynniki ryzyka *SMB*, *HML*, które z kolei oznaczają zerokosztowe portfele arbitrażowe. Portfel *SMB* zawiera długą pozycję w amerykańskich małych spółkach i krótką w dużych, natomiast portfel *HML* długą pozycję w spółkach o wysokim wskaźniku wartości księgowej do rynkowej, a krótką w spółkach o niskim wskaźniku. Wykorzystano obliczone wcześniej dane, które są dostępne na stronie internetowej Kennetha Frencha⁷.

We wszystkich modelach hipoteza zerowa zakłada, że alfa nie jest statystycznie różna od zera, a hipoteza alternatywna, że jednak nie jest równa zero. Parametry równania są estymowane klasyczną metodą OLS i testowane w sposób parametryczny.

Na koniec przeanalizowano zależność pomiędzy premią za wartość a serią wskaźników związanych z „kryzysowymi warunkami” na rynkach finansowych. Przeprowadzono regresję premii za wartość w ujęciu logarytmicznym względem zmiennych fundamentalnych przy wykorzystaniu następującego modelu:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \ln \frac{x_{j,t}}{x_{j,t-1}} + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

gdzie $R_{i,t}$ to logarytmiczna stopa zwrotu w okresie t z zerokosztowego niezabezpieczonego portfela naśladowującego czynnik wartości i , α_i oraz β_i to estymowane parametry modelu, $\varepsilon_{i,t}$ to czynnik losowy o wartości oczekiwanej zero, natomiast $x_{j,t}$ to wartość czynnika fundamentalnego (zmienna „kryzysowa”) j w okresie t .

W odróżnieniu od wcześniejszych obliczeń na bazie danych miesięcznych model estymowano na danych kwartalnych, aby wyeliminować krótkoterminowy szum rynkowy. Wykorzystano wszystkie wspomniane wcześniej czynniki wartości: EP, CFP, SP i BVMV. Ponadto zastosowano pięć różnych zmiennych odnoszących się do napięcia rynkowego i oceny oczekiwanej sytuacji gospodarczej. Spready AAA i BAA pomiędzy amerykańskimi dziesięcioletnimi obligacjami korporacyjnymi i skarbowymi odnoszą się do ryzyka kredytowego. Jako zmienną reprezentującą płynność na rynkach finansowych przyjęto trzymiesięczny spread TED dla amerykańskiego rynku międzybankowego. Prognozowana zmienność na giełdzie przedstawiano przy wykorzystaniu indeksu VIX liczonego przez Chicago Board Options Exchange, który stanowi popularną miarę zagregowanej zmienności implikowanej krótkoterminowych opcji na S&P500. Dodatkowo do zmiennych włączono także JP Morgan

⁷ www.mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html (27.08.2014).

Global PMI Manufacturing Index. Jest to indeks dyfuzyjny liczony na podstawie ankiet rozsyłanych do ponad 10 tys. menedżerów logistyki z 32 krajów. Celem włączenia powyższej zmiennej jest uchwycenie zależności pomiędzy premią za wartość a oczekiwaniami odnośnie do sytuacji gospodarczej. Na koniec należy zaznaczyć, że wszystkie zmienne, łącznie z PMI, zostały przedstawione w procentach, aby ułatwić prezentację uzyskanych wyników. Modele estymowano metodą KMNK i testowano w sposób parametryczny.

3. Wyniki badań

W tabeli 1 zobrazowano wyniki inwestycyjne zabezpieczonych portfeli czynnikowych typu *long/short market-neutral* oraz ich istotność statystyczną. Czynniki wartości pozwoliły wypracować dodatnie stopy zwrotu, które istotnie różniły się od zera.

Tabela 1

Stopy zwrotu z portfeli long/short

	Model zerowy		Model rynkowy		CAPM		Model trójczynnikiowy Famy–Frencha			
	Średnia st. zwr.	Zmienność	β	α	β	α	HML	SMB	β	α
EP	0,75%	2,71%	0,16	0,72%	0,17	0,56%	0,04	0,15	0,13	0,48%
	(3,51)		(4,12)	(3,53)	(4,20)	(2,79)	(0,66)	(1,90)	(3,04)	(2,34)
CFP	0,49%	2,39%	0,01	0,49%	0,01	0,30%	0,02	0,16	-0,02	0,22%
	(2,61)		(0,29)	(2,59)	(0,35)	(1,63)	(0,39)	(2,26)	(-0,54)	(1,16)
SP	0,48%	3,20%	0,16	0,45%	0,16	0,30%	0,13	0,09	0,12	0,20%
	(1,92)		(3,39)	(1,86)	(3,44)	(1,22)	(1,91)	(0,98)	(2,33)	(0,83)
BVMV	0,64%	2,93%	0,09	0,62%	0,09	0,45%	0,22	0,21	0,01	0,27%
	(2,77)		(1,99)	(2,72)	(2,05)	(1,99)	(3,46)	(2,44)	(0,24)	(1,25)

W nawiasach przedstawiono poziom istotności statystycznej (statystyki *t*).

Źródło: opracowanie własne.

Najwyższa stopa zwrotu została wypracowana przez wskaźnik EP, natomiast najniższa przez wskaźnik SP. Za wyjątkiem wskaźnika SP i CFP dodatnie stopy zwrotu pozostają istotne statystycznie nawet po skorygowaniu o ryzyko według podejścia CAPM. Model Famy–Frencha wskazuje, że część przekrojowej zmienności stóp zwrotu może zostać objaśniona za pomocą czynników wartości i wielkości. Na przykład czynniki HML i SML wyjaśniają niemal całkowicie globalny BVMV. Ostatecznie, po skorygowaniu o model FF, jedynie czynnik EP przynosi statystycznie istotną dodatnią alfę.

W tabeli 2 zobrazowano wyniki analizy regresji. Przeprowadzone analizy pozwalają na wiele interesujących obserwacji dotyczących zależności pomiędzy czynnikami wartości a zmiennymi „kryzysowymi”.

Tabela 2

Modele regresji

	AAA		BAA		VIX		PMI		TED	
	β	α	β	α	β	α	β	α	β	α
BVMV	-0,184 (-3,83)	0,018 (2,55)	-0,120 (-2,61)	0,018 (2,43)	-0,070 (-2,73)	0,017 (2,30)	0,316 (2,74)	0,018 (2,44)	-0,038 (-2,94)	0,016 (2,24)
SP	-0,204 (-4,07)	0,009 (1,24)	-0,124 (-2,56)	0,009 (1,17)	-0,064 (-2,34)	0,008 (1,04)	0,252 (2,01)	0,009 (1,13)	-0,037 (-2,64)	0,008 (0,97)
CFP	-0,023 (-0,58)	0,009 (1,55)	-0,041 (-1,14)	0,009 (1,58)	0,015 (0,76)	0,009 (1,58)	0,005 (0,05)	0,009 (1,55)	-0,016 (-1,61)	0,009 (1,48)
EP	-0,175 (-3,73)	0,017 (2,49)	-0,120 (-2,72)	0,017 (2,39)	-0,052 (-2,07)	0,016 (2,22)	0,378 (3,52)	0,017 (2,49)	-0,025 (-1,89)	0,016 (2,16)

W nawiasach przedstawiono poziom istotności statystycznej.

Źródło: opracowanie własne.

Przed wszystkim zmiany w zmiennych kryzysowych są skorelowane z wartościami premii za wartość. Istotności statystyczne współczynników beta są niemal zawsze wyższe od 2, a czasami nawet od 5. Zależność pomiędzy AAA, BAA, TED i VIX a premiami za wartość jest ujemna, co oznacza, że wzrosty tych wartości zbiegają się w czasie ze spadkami premii za wartość. W przypadku ostatniej zmiennej – PMI – zależność ta jest odwrotna: im bardziej PMI rośnie, tym niższe premie za wartość. Naturalnie – odwrotna zależność wynika z konstrukcji indeksu i jest zbieżna z poprzednimi obserwacjami. Warto także zauważyć, że w większości przypadków wyrazy wolne pozostają statystycznie istotne, co wskazuje, że czynniki ryzyka nie objaśniają w pełni premii za wartość. Ostatecznie czynnik wartości liczony na podstawie wskaźnika ceny do przepływów pieniężnych nie przejawia tych samych właściwości co pozostałe wskaźniki, jednak wyjaśnienie tego zjawiska nie mieści się w zakresie niniejszego artykułu.

Uwagi końcowe

W niniejszym artykule zaprezentowano, że premia za wartość może zostać wykorzystana do prognozowania stóp zwrotu z rynków akcji. Portfele państw budowane na podstawie wskaźników (P/E, P/CF, P/S, P/BV) pozwalały wypracowywać ponadprzeciętne stopy zwrotu, nawet po skorygowaniu o ryzyka z modelu Famy–Frencha. Dodatkowo badanie to przyczynia się do dyskusji nad źródłami efektu wartości. Przeprowadzone obliczenia wykazują, że kiedy globalne czynniki opisujące rynkowe postrzeganie poziomu ryzyka (speady kredytowe, TED, VIX, odwrócony PMI) rosną, wtedy dochody z premii za wartość spadają. Innymi słowy, wydaje się, że gdy inwestorzy postrzegają sytuację rynkową jako fundamentalnie ryzykowną, wycofują swoje środki z państw wysokowartościowych i inwestują chętniej w państwach wzrostowych. Obserwacja ta jest zgodna z neoklasycznym objaśnieniem premii za wartość.

Międzyrynkowa premia za wartość jest stosunkowo świeżym obiektem badań na rynkach finansowych, więc jej źródła i determinanty nie są jeszcze zrozumiane. Przyszłe badania powinny koncentrować się na znalezieniu przyczyn, dlaczego międzyrynkowa premia za wartość jest ujemnie skorelowana z poziomem postrzeganego ryzyka, jak spready kredytowe czy TED. Jest szczególnie istotne w kontekście faktu, że obserwacja ta zaprzecza większości dotychczasowych badań na poziomie pojedynczych spółek, które wskazują, że premia za wartość jest raczej antycykliczna.

Literatura

- Ali A., Hwang L.-S., Trombley M. (2003), *Arbitrage risk and the book-to-market anomaly*, „Journal of Financial Economics”, vol. 69, s. 355–373.
- Asness C., Friedman J., Kraill R., Liew J. (2000), *Style timing, Value versus growth*, „Journal of Portfolio Management”, vol. 26, s. 50–60.
- Asness C.S., Liew J.M., Stievens R.L. (1997), *Parallels Between the Cross-Sectional Predictability of Stocks and Country Returns*, „Journal of Portfolio Management”, vol. 23(3), s. 78–87.
- Asness C.S., Moskowitz T.J., Pedersen L.H. (2013), *Value and momentum everywhere*, „Journal of Finance”, vol. 68(3), s. 929–985.
- Barberis N., Shleifer A. (2003), *Style investing*, „Journal of Financial Economics”, vol. 68(2), s. 161–199.
- Basu S. (1975), *The Information Content of Price-Earnings Ratios*, „Financial Management”, vol. 4(2), s. 53–64.
- Basu S. (1977), *The Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratio*, „Journal of Finance”, vol. 32(3), s. 663–682.
- Bauer R., Derwall J., Molenaar R. (2004), *The real-time predictability of the size and value premium in Japan*, „Pacific-Basin Finance Journal”, vol. 12(5), s. 503–523.
- Bauer R., Molenaar R. (2002), *Is the Value Premium Predictable in Real Time?*, Available at SSRN, www.ssrn.com/abstract=321401 or www.dx.doi.org/10.2139/ssrn.321401 (27.08.2014).
- Bauman W.S., Conover C.M., Miller R.E. (1998), *Growth versus value and large-cap versus small-cap stocks in international markets*, „Financial Analysts Journal”, vol. 54(2), s. 75–89.
- Bhojraj S., Swaminathan B. (2006), *Macromomentum: Returns Predictability in International Equity Indices*, „Journal of Business”, vol. 79(1), s. 429–451.
- Black A.J., McMillan D.G. (2004), *Non-linear predictability of value and growth stocks and economic activity*, „Journal of Business Finance & Accounting”, vol. 31(3), s. 439–474.
- Brown S., Rhee G.S., Zhang L. (2008), *The return to value in Asian stock markets*, „Emerging Markets Review”, vol. 9, s. 194–205.
- Cahine S. (2008), *Value versus growth stocks and earnings growth in style investing strategies in Euro-markets*, „Journal of Asset Management”, vol. 9, s. 347–358.
- Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C. (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, USA.
- Campbell J.Y., Polk C., Vuolteenaho T. (2009), *Growth or Glamour? Fundamentals and Systematic Risk in Stock Returns*, „Review of Financial Studies”, vol. 23(1), s. 304–344.
- Campello M., Chen L., Zhang L. (2008), *Expected returns, yield spreads, and asset pricing tests*, „Review of Financial Studies”, vol. 21(3), s. 1297–1338.
- Capaul C., Rowley I., Sharpe W.F. (1993), *International value and growth stock returns*, „Financial Analysts Journal”, vol. 49(1), s. 27–36.
- Carlson M., Fisher A., Giammarino R. (2004), *Corporate Investment and Asset Price Dynamics: Implications for the Cross Section of Returns*, „Journal of Finance”, vol. 59(6), s. 2577–2603.

- Chan L.K.C., Hamao Y., Lakonishok J. (1991), *Fundamentals and stock returns in Japan*, „Journal of Finance”, vol. 46, s. 1739–1764.
- Chen L., Petkova R., Zhang L. (2008), *The expected value premium*, „Journal of Financial Economics”, vol. 87(2), s. 269–280.
- Chui A.C.W., Titman S., Wei K.C.J. (2010), *Individualism and momentum around the world*, „Journal of Finance”, vol. 65, s. 361–392.
- Cochrane J.C. (2005), *Asset Pricing*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, USA.
- Cohen R.B., Polk C., Vuolteenaho T. (2003), *The value spread*, „Journal of Finance”, vol. 58(2), s. 609–641.
- Daniel K., Hirshleifer D., Subrahmanyam A. (1998), *Investor Psychology and Security Market Under- and Overreaction*, „Journal of Finance”, vol. 53(6), s. 1839–1885.
- Daniel K., Titman S. (1997), *Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns*, „Journal of Finance”, vol. 52(1), s. 1–33.
- Daniel K., Titman S. (2012), *Testing factor-model explanations of market anomalies*. „Critical Finance Review”, vol. 1(1), s. 103–139.
- Davis J.L. (1994), *The cross-section of realized stock returns: The pre-COMPUSTAT evidence*, „Journal of Finance”, vol. 49, s. 1579–1593.
- Davis J.L., Fama E.F., French K.R. (2000), *Characteristics, Covariances, and Average Returns: 1929 to 1997*, „Journal of Finance”, vol. 55(1), s. 389–406.
- De Bondt W.F.M., Thaler R. (1985), *Does the Stock Market Overreact?*, „Journal of Finance”, vol. 40(3), s. 793–805.
- Du D. (2011), *Value Premium and Investor Sentiment*, „Advances in Behavioral Finance & Economics: The Journal of the Academy of Behavioral Finance”, vol. 1(2), s. 87–101.
- Fama E.F., Fisher L., Jensen M., Roll R. (1969), *The adjustment of stock prices to new information*, „International Economic Review”, vol. 10, s. 1–21.
- Fama E.F., French K.R. (1992), *The cross-section of expected stock returns*, „Journal of Finance”, vol. 47, s. 427–466.
- Fama E.F., French K.R. (1993), *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, „Journal of Financial Economics”, vol. 33, s. 3–56.
- Fama E.F., French K.R. (1995), *Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns*, „Journal of Finance”, vol. 50(1), s. 131–155.
- Fama E.F., French K.R. (1996), *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*, „Journal of Finance”, vol. 51(1), s. 55–84.
- Fama E.F., French K.R. (1998), *Value versus growth: the international evidence*, „Journal of Finance”, vol. 53(6), s. 1975–1999.
- Fama E.F., French K.R. (2002), *The equity premium*, „Journal of Finance”, vol. 57(2), s. 637–659.
- Fama E.F., French K.R. (2012), *Size, Value, and Momentum in International Stock Returns*, „Journal of Financial Economics”, vol. 105(3), s. 457–472.
- Garff D. (2013), *Multi-Style Global Equity Investing: A Statistical Study on Combining Fundamentals, Momentum, Risk and Valuation for Improved Performance*, Working paper, available at SSRN: www.ssrn.com/abstract=2367400 (27.08.2014).
- Gharghori P., Lee R., Veerarahgavan M. (2009), *Anomalies and stock returns: Australian evidence*, „Accounting & Finance”, vol. 49(3), s. 555–576.
- Graham B., Dodd D.L. (1934), *Security Analysis*, McGraw-Hill, New York, NY, United States.
- Griffin J., Lemmon M., Lemmon M. (2002), *Book-to-Market Equity, Distress Risk, and Stock Returns*, „Journal of Finance”, vol. 57, s. 2317–2336.
- Gulen H., Xing Y., Zhang L. (2011), *Value versus Growth: Time-Varying Expected Stock Returns*, „Financial Management”, vol. 40(2), s. 381–407.
- Hoekjan R. (2011), *The performance of value vs. growth stocks during the financial crisis*, Master Thesis, University of Twente, available online, www.essay.utwente.nl/62263 (27.08.2014).
- Huang Y., Yang J. (2008), *Value premium in the Chinese stock market: free lunch or paid lunch?*, „Applied Financial Economics”, vol. 23(4), s. 315–324.

- Jegadeesh N., Titman S. (1993), *Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency*, „Journal of Finance”, vol. 48 (1), s. 65–91.
- Jensen R., Johnson R., Mercer J.M. (1997), *New Evidence on Size and Price-to-Book Effects in Stock Returns*, „Financial Analysts Journal”, vol. 53, s. 34–42.
- Jeong J.G., Lee G., Mukherji S. (2009), *Do Dow stocks offer a value premium?*, „Journal of Wealth Management”, vol. 12(3), s. 95–103.
- Kim D. (2012), *Value Premium Across Countries*, „Journal of Portfolio Management”, vol. 38(4), s. 75–86.
- Kouwenberg R., Salomons R. (2005), *The Value Premium in Emerging Equity Markets and Local Macroeconomic Conditions*, Working paper, available online: www.people.few.eur.nl/kouwenberg/Value%20EM%20Paper%20v2.5b.pdf (27.08.2014).
- La Porta R., Lakonishok J., Shleifer A., Vishny R.W. (1997), *Good news for value stocks: further evidence on market efficiency*, „Journal of Finance”, vol. 52, s. 859–874.
- Lakonishok J., Shleifer A., Vishny R.W. (1994), *Contrarian investment, extrapolation, and risk*, „Journal of Finance”, vol. 49(5), s. 1541–1578.
- Lam K. (2002), *The relationship between size, book-to-market equity ratio, earnings-price ratio, and return for the Hong Kong stock market*, „Global Finance Journal”, vol. 13(2), s. 163–179.
- Leledakis G., Davidson I. (2001), *Are Two Factors Enough? The U.K. Evidence*, „Financial Analyst Journal”, vol. 57(6), s. 96–105.
- Lettau M., Ludvigson S. (2001), *Resurrecting the (C)CAPM: a Cross-Sectional Test when Risk Premia are Time-Varying*, „Journal of Political Economy”, vol. 109(6), s. 1238–1287.
- Lewellen J., Nagel S., Shanken J. (2006), *A skeptical appraisal of asset-pricing tests*, NBER Working paper 12360.
- Li Y., Ng D., Swaminathan B. (2013), *Predicting market returns using aggregate implied cost of capital*, „Journal of Financial Economics”, vol. 110(2), s. 419–436.
- Lintner J. (1965), *The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets*, „Review of Economics & Statistics”, vol. 47, s. 13–37.
- Montone M. (2012), *The Puzzling Countercyclicality of the Value Premium: Empirics and a Theory*, Working paper, available at SSRN: www.ssrn.com/abstract=1970109 (27.08.2014).
- Mossin J. (1966), *Equilibrium in a capital asset market*, *Econometrica* 34, s. 768–783.
- Nicholson S.F. (1960), *Price-Earnings Ratios*, „Financial Analyst Journal”, vol. 16(4), s. 43–45.
- Nicholson S.F. (1968), *Price-Earnings Ratios in Relation to Investment Returns*, „Financial Analyst Journal”, vol. 24(1), s. 105–109.
- Petkova R., Zhang L. (2005), *Is value riskier than growth?*, „Journal of Financial Economics”, vol. 79, s. 187–202.
- Phalippou L. (2007), *Can Risk-Based Theories Explain the Value Premium?*, „Review of Finance”, vol. 11(2), s. 143–166.
- Rosenberg B., Reid K., Lanstein R. (1985), *Persuasive evidence of market inefficiency*, „Journal of Portfolio Management”, vol. 11, s. 9–17.
- Rouwenhorst K.G. (1999), *Local returns factors and turnover in emerging stock markets*, „Journal of Finance”, vol. 54, s. 1439–1464.
- 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.
- Stattman D. (1980), *Book values and stock returns*, „The Chicago MBA Journal of Selected Papers”, vol. 4, s. 25–45.
- Yamani E., Swanson P. (2012), *Financial Crises and Global Value Premium, Revisiting Fama-French*, Working paper, available at SSRN: www.fma.org/Atlanta/Papers/YAMANI1.pdf (27.08.2014).
- Zaremba A. (2014), *Country Value Premiums and Financial Crises*, „International Journal of Finance & Banking Studies”, vol. 3(1), s. 12–50.
- Zaremba A. (2015), *Value, Size, Momentum and Unique Role of Microcaps in CEE Market Stock Returns*, Working paper, available at SSRN: www.ssrn.com/abstract=2473818 lub www.dx.doi.org/10.2139/ssrn.2473818 (27.08.2014).

- Zaremba A., Konieczka P. (2014), *The Role of Dividend Yields in Portfolio Optimization – Evidence from the CEE Market*, Working paper, available at SSRN: www.ssrn.com/abstract=2521051 lub www.dx.doi.org/10.2139/ssrn.2521051 (27.08.2014).
- Zaremba A., Konieczka P. (2015), *Are Value, Size and Momentum Premiums in CEE Emerging Markets Only Illusionary?*, „Finance a úvěr-Czech Journal of Economics and Finance”, vol. 65(1), s. 84–104.
- Zhang L. (2005), *The value premium*, „Journal of Finance”, vol. 60(1), s. 67–103.

INTERMARKET VALUE PREMIA IN TIMES OF FINANCIAL STRESS

Abstract: *Purpose* – The paper focuses on the inter-market value premium across countries and their performance during financial crisis.

Design/methodology/approach – I investigate data from 66 markets between years 2000 and 2013. Country portfolios from sorts on value variables are evaluated with asset pricing models.

Findings/originality/value – The paper contributes in two ways. First, I provide out-of-sample evidence that the high-value countries perform visibly better than the low-value countries. Second, I demonstrate that returns to the high-value countries decrease in financial crisis conditions, because the country-level value premium is negatively correlated with the credit spreads, TED spread and expected volatility.

Keywords: value premium, international investments, financial crises