

**dr Wiktor Cwynar**

Zakład Finansów i Rachunkowości

Wyższa Szkoła Biznesu – National-Louis University w Nowym Sączu

## Zmienność – dobra, czy zła? Analiza polskiego rynku kapitałowego

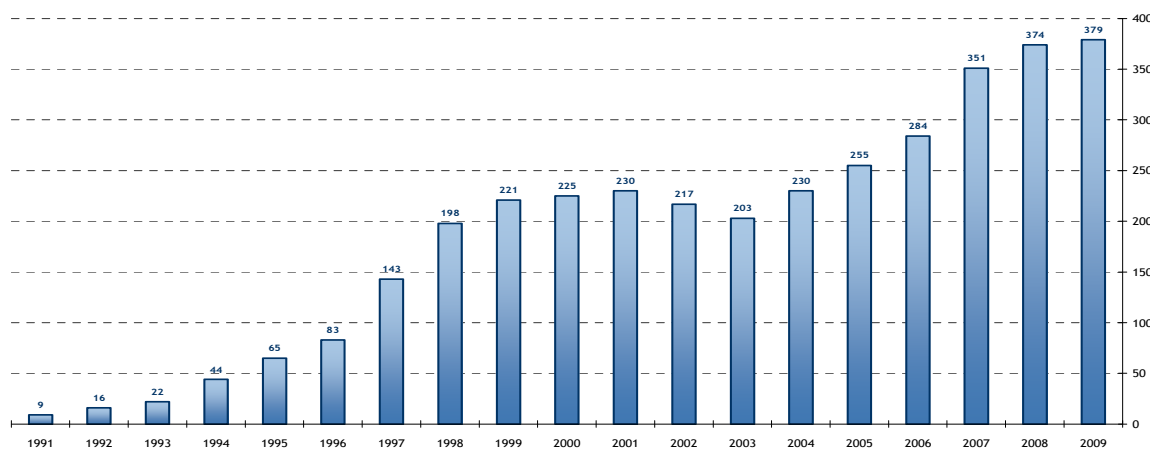
### Wprowadzenie

Model CAPM jest dzisiaj najczęściej stosowaną techniką pomiaru wymaganej stopy zwrotu z kapitału własnego, jednak wykorzystywanie tego modelu do szacowania kosztu kapitału właścicielskiego podmiotów ze stosunkowo młodych rynków kapitałowych może prowadzić do uzyskania wyników niewłaściwie oddających faktyczne ryzyko inwestycji w walory określonej spółki. Ostatnie lata dynamicznego rozwoju rynku kapitałowego w Polsce rodzą pytanie, czy jest on już rynkiem na tyle dojrzałym, by móc uznać aplikację modelu CAPM za w pełni uzasadnioną. W niniejszym tekście analizowany jest m.in. charakter rozkładu rynkowych stóp zwrotu spółek notowanych na GPW w Warszawie, by na tej podstawie ocenić, czy warta rozważania jest substytucja modelu CAPM (zakładającego rozkład normalny) jednym z wariantów modelu *downside* CAPM (opartego o rozkład skośny).

### Zmieniający się rynek

Giełda papierów wartościowych w Warszawie z roku na rok staje się wiodącym rynkiem kapitałowym nie tylko w regionie środkowo-wschodniej Europy, ale też południowo-wschodniej. Pod względem wielu charakterystyk, jak chociażby liczby notowanych spółek czy liczby rocznych debiutów, warszawski parkiet już w chwili obecnej jest niekwestionowanym liderem w regionie (na koniec grudnia 2009 r. na GPW w Warszawie notowanych było 379 spółek, w tym 25 zagranicznych).

Wykres 1. Liczba spółek notowanych na GPW w Warszawie (stan na koniec 2009 r.)\*

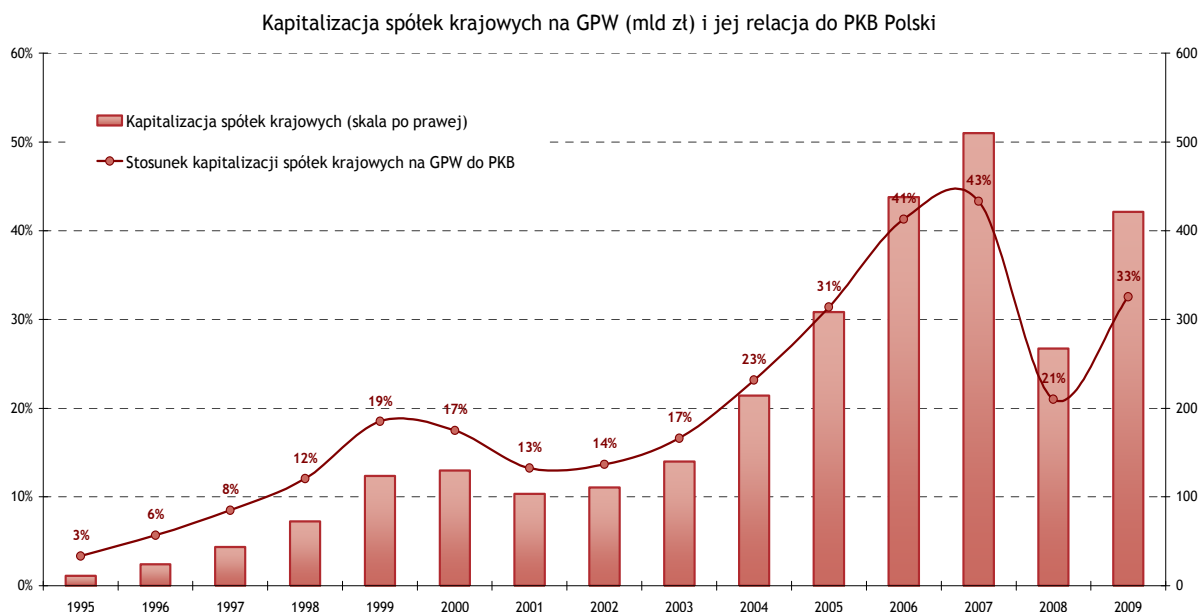


Źródło: Opracowanie własne

\* W roku 2003 na warszawskim parkiecie pojawiła się pierwsza zagraniczna spółka – Bank of Austria Creditanstalt. W kolejnych latach liczba zagranicznych spółek notowanych w Warszawie wyniosła odpowiednio: 5, 7, 12, 23, 25 i 25.

Pod względem wielkości mierzonej kapitalizacją rynkową do 2009 r. warszawski parkiet ustępował w regionie jedynie austriackiej Wiener Boerse, uważanej za głównego konkurenta Warszawy, jednak z najnowszych danych europejskiego stowarzyszenia giełd (FESE) wynika, że na koniec 2009 r. kapitalizacja warszawskiej giełdy wyniosła 105 mld euro, czyli o 26 mld euro więcej niż w przypadku rynku wiedeńskiego (dzięki listopadowym debiutom nowej emisji PKO BP i PGE), czyniąc z GPW w Warszawie największy rynek kapitałowy w regionie CEE i południowo-wschodniej Europy (warszawski parkiet zdystansował także giełdę w Atenach). Według raportu *IPO Watch Europe* firmy PricewaterhouseCoopers po trzech kwartałach 2009 r. GPW znajduje się na drugim miejscu w Europie po NYSE Euronext pod względem liczby debiutów (22 nowe spółki) oraz na trzecim, ustępując jedynie giełdom w Londynie oraz Luksemburgu pod względem wartości ofert (140 mln euro). Kapitalizacja spółek krajowych na GPW w Warszawie stanowi 1/3 wielkości PKB naszego kraju (w szczycie ostatniej hossy było to blisko 50%), co obrazuje, jak ważnym elementem w krajobrazie gospodarczym Polski stała się warszawska giełda papierów wartościowych. Pojawia się uzasadnione pytanie o to, czy w ślad za dokonującymi się zmianami GPW dojrzała na tyle, by z pełnym przekonaniem stosować w odniesieniu do notowanych na niej walorów klasyczne metody oceny ryzyka i metody wyjaśniające zachowanie się stóp zwrotu.

**Wykres 2. Kapitalizacja spółek krajowych na GPW w Warszawie (mld zł) i jej relacja do PKB Polski**



Źródło: Opracowanie własne

## Testy modelu CAPM na warszawskim parkiecie – wczoraj, dziś i jutro

Jedną z takich metod jest model wyceny aktywów kapitałowych – CAPM (*capital asset pricing model*). Powstało wiele prac na temat użyteczności i zasadności stosowania tego modelu w polskich warunkach (zwykle opartych o dwa podejścia: tradycyjne – Fama-MacBeth, oraz warunkowe – Pettengill-Sundaram-Mathur). Zdecydowana większość wyników badań prezentowanych w tych pracach przemawia za odrzuceniem modelu CAPM jako opisującego zachowanie się stóp zwrotu na

warszawskim parkiecie. Znaczna ich liczba koncentruje się na wczesnych okresach funkcjonowania polskiej giełdy. Najświeższe badania w tym obszarze prowadzili m.in. R. Wolski<sup>1</sup>, T. Brzęczek<sup>2</sup>, G. Trzpiot i D. Krężołek<sup>3</sup> (styczeń 2000 r. – grudzień 2005 r.) oraz K. Byrka-Kita i D. Rozkrut<sup>4</sup> (styczeń 2000 r. – grudzień 2007 r.). Cytowane badania nie wychodzą poza rok 2007. W rzeczywistości można przyjąć, że warszawski parkiet zmienia się z miesiąca na miesiąc. Nawet w okresie kryzysu finansowego i ostatniej bessy nie zaobserwowaliśmy zmniejszenia liczby notowanych spółek na GPW w Warszawie, choć dynamika przyrostu nie była już tak znaczna jak w latach 2004–2007. Coraz większa liczba spółek oraz perspektywa kolejnych dużych debiutów na GPW (tab. 1) przełożą się w najbliższych latach na zmiany udziałów indeksu WIG i zmniejszenie wpływu spółek z indeksu WIG20 na kształtowanie się indeksu szerokiego rynku.

Tab. 1. IPO oraz SPO planowane na GPW w Warszawie w 2010 r.

Rodzaj oferty	Nazwa	Branża	Wartość oferty	Termin	Inne informacje
MSP	<b>PZU</b>	ubezpieczenia	8,1 mld zł	1 połowa 2010	29,9% KZ
MSP	<b>LOT</b>	transport	?	?	
MSP	<b>Tauron</b>	energetyka	8 mld zł	2 010	20%+20% KZ
MSP	<b>PGE</b>	energetyka	4 mld zł	2 połowa 2010	<20% KZ
MSP	<b>LW Bogdanka</b>	węgiel	1,5 mld	2 010	56% KZ
MSP	<b>PKP Intecity</b>	transport	0,5 mld zł	2 010	
MSP	<b>Lotos</b>	paliwa	0,4 mld	2 010	>13% KZ
prywatna	<b>Kulczyk Oil Vent.</b>	paliwa	1 mld zł	2 010	
prywatna	<b>Black Red White</b>	meble	1 mld zł	2 010	

Źródło: <http://prywatyzacja.msp.gov.pl>, [www.ipo.pl](http://www.ipo.pl)

Rosnąca liczba spółek oraz wzrost postrzegania przez gospodarstwa domowe rynku kapitałowego jako miejsca do dogodnego lokowania nadwyżek kapitałowych znacząco przekładają się na wielkość obrotów na naszym rynku. Powoduje to poprawę płynności notowanych na GPW spółek, choć w dalszym ciągu mamy do czynienia z koncentracją obrotu na tzw. Blue Chipach. Nie ulega zatem wątpliwości, że nasz rynek z roku na rok zaczyna przybierać kształt coraz bardziej dojrzałego. Rosnąca liczba spółek, ich kapitalizacja oraz płynność w naturalny sposób pozwalają przypuszczać, że rozwój ten nie pozostaje bez znaczenia dla zastosowalności metod statystycznej analizy rynku, w tym także szacowania parametru beta w modelu CAPM. Aby zbadać, czy jest tak w rzeczywistości, przeprowadzonych zostało kilka testów założeń, które winny być spełnione, by móc stosować model CAPM na dowolnym rynku, w tym na polskim rynku kapitałowym. Dla celów analiz statystycznych jako moment początkowy w czasie przyjęty został styczeń 2003 r., czyli okres, od kiedy

<sup>1</sup> R. Wolski, *Badanie liniowego charakteru zależności opisanej klasycznym CAPM, technika Famy i MacBetha*, „Rynek kapitałowy – skuteczne inwestowanie”, Zeszyty Naukowe nr 389, Finanse. Rynki finansowe. Ubezpieczenia nr 2, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2004, s. 527–539.

<sup>2</sup> T. Brzęczek, *Weryfikacja modelu wyceny aktywów kapitałowych na polskim rynku kapitałowym*, „Rynek kapitałowy – skuteczne inwestowanie”, Zeszyty Naukowe nr 389, Finanse. Rynki finansowe. Ubezpieczenia nr 2, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2004, s. 175–189.

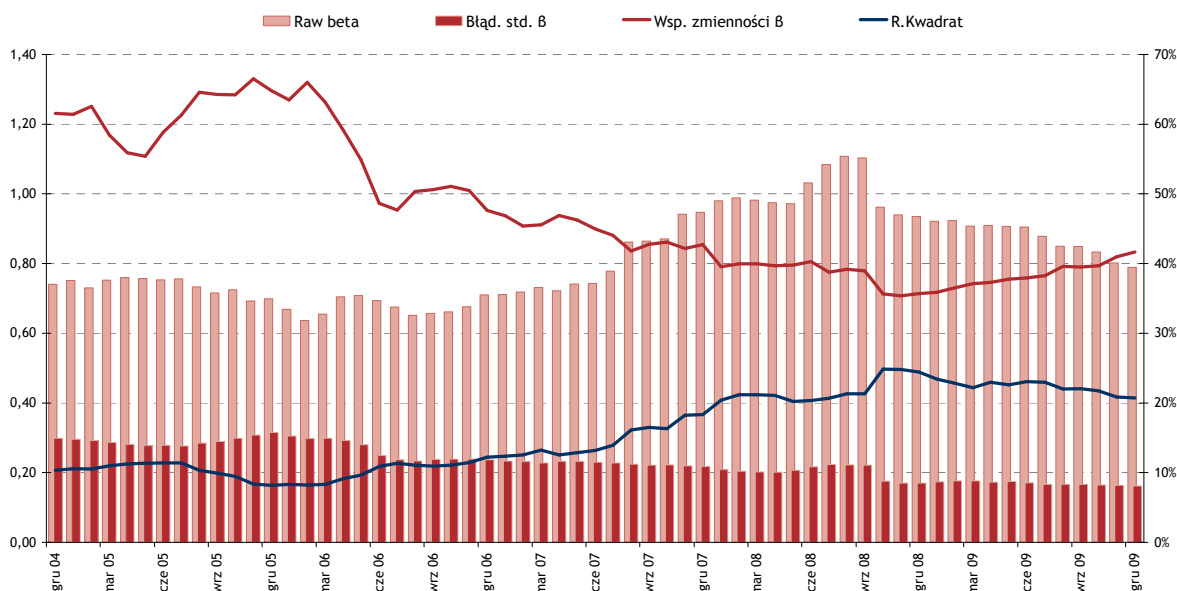
<sup>3</sup> G. Trzpiot, D. Krężołek, *Statystyczna weryfikacja modelu CAPM na przykładzie polskiego rynku kapitałowego*, „Ekonomia i organizacja gospodarki żywnościowej”, Zeszyty Naukowe SGGW, Warszawa 2006, nr 60.

<sup>4</sup> K. Byrka-Kita, D. Rozkrut, *Test CAPM w warunkach polskiego rynku kapitałowego wzorowany na technice Pettengilla, Sundarama oraz Mathura*, [w:] *Zarządzanie finansami. Wycena przedsiębiorstw i zarządzanie wartością*, red. D. Zarzecki, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2009, s. 685–697.

wyraźnemu zwiększeniu uległa liczba spółek, ich kapitalizacja oraz średni obrót sesyjny. Szczególnie istotna jest płynność rynku, której wzrost powinien rzutować na jakość otrzymanych wyników.

Powszechnie uważa się, że indeks beta dla szerokiego rynku powinien być bliski 1. Na polskim rynku akcji to założenie nie jest spełnione (co widać na wykresie 3) głównie ze względu na wysoką koncentrację wpływu spółek z WIG20 na kształtowanie się WIG. Istotne jest to, że wraz ze wzrostem średniego obrotu sesyjnego w latach 2004–2007 wielkość błędu standardowego pomiaru beta istotnie malała i obecnie nie odbiega istotnie od tego odnotowywanego na rynkach rozwiniętych (obserwowana tendencja ma charakter malejący i sięgnęła poziomu poniżej 0,2). Z roku na rok maleje także rozproszenie wartości indeksów beta dla poszczególnych spółek, czego dowodem jest stopniowy spadek współczynnika zmienności bet do okolic 35% na koniec 2008 r. Nawet burzliwe lata bessy i okres dynamicznego odbicia, które po nich nastąpiło, nie spowodowały znaczących zmian w powyższych miarach (błąd oszacowania indeksu beta pozostał poniżej 0,2, zaś współczynnik zmienności wzrósł nieznacznie do okolic 40%).

**Wykres 3. Szacunki indeksu beta dla wszystkich spółek notowanych na GPW w Warszawie i wybrane statystyki opisujące te szacunki**



Źródło: Opracowanie własne

Niestety, polski rynek akcji wciąż zmaga się z problemem dopasowania liniowej postaci modelu. Mimo że do końca 2008 r. zauważalny był wzrost średniej wartości współczynnika determinacji, to obecnie trend ten przeszedł w ruch boczny, a przeciętna wartość  $R^2$  ustabilizowała się na poziomie niewiele ponad 0,2.

### Zmienność – dobra czy zła?

Ze statystycznego punktu widzenia model CAPM jest modelem opartym o średnią i wariancję. Zakłada on, że rozkład stóp zwrotu z akcji i rynku jest normalny. Tymczasem, jak pokazuje praktyka zachowań rynków kapitałowych, dla wielu notowanych walorów rozkład stóp zwrotu jest asymetryczny (pojawia się skośność w rozkładzie stóp zwrotu). Uwaga ta dotyczy przede wszyst-

kim rynków młodych, rozwijających się, włączając rynek polski. Oparcie modelu o wariację (odchylenie standardowe) zakłada, że w ocenie ryzyka inwestycji uwzględniany jest każdy rodzaj zmienności – zarówno dodatni (wzrost), jak i ujemny (spadek stóp zwrotu). Spółka w silnym, lecz stabilnym – na tle zmian indeksu giełdowego – trendzie spadkowym, będzie odznaczać się niską wartością indeksu beta, lecz czy ta wartość sygnalizuje wysokie ryzyko z perspektywy inwestora? Dobrym przykładem jest tutaj spółka Wasko SA, której beta liczona na tygodniowych logarytmicznych stopach zwrotu za lata 2008–2009 wynosi 0,436. Teoretycznie oznacza to więc, że ryzyko związane z inwestycją w ten walor jest dużo niższe od ryzyka rynkowego, mierzonego indeksem WIG. Do zupełnie innych wniosków można jednak dojść, analizując wykres 4 ze stopą zwrotu spółki na tle WIG. W badanym okresie akcje Wasko SA straciły na wartości blisko 70% przy spadku WIG „tylko” o 28%. Porównując odchylenie standardowe dla stóp zwrotu spółki i WIG (5,4% wobec 4,2% dla indeksu), również nie widać niepokojących sygnałów dla inwestora. Oznacza to, że ocena ryzyka za pomocą klasycznej bety może okazać się znacznie zaniżona, wszystko za sprawą niskiej korelacji z indeksem (0,339).

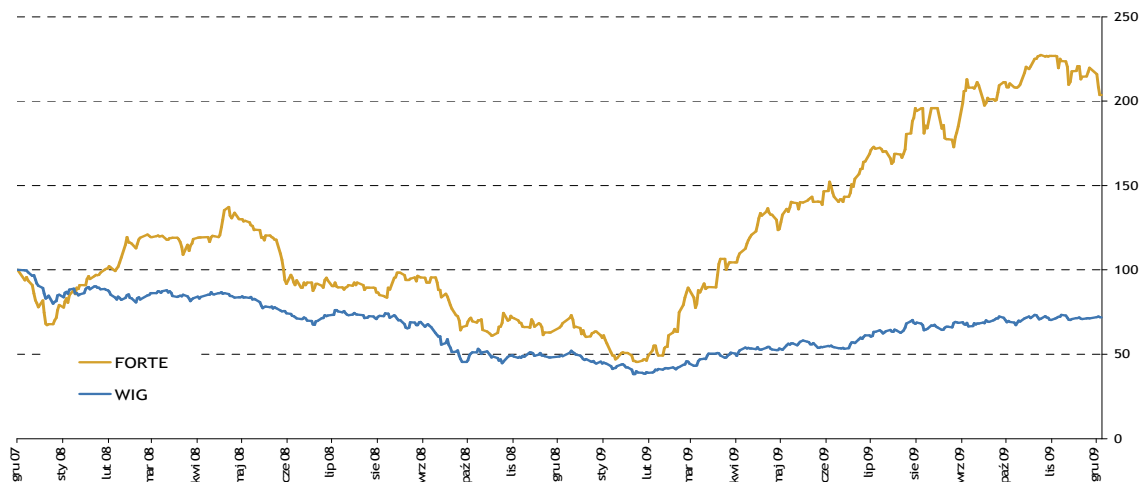
Przykładem z drugiego bieguna jest Fabryka Mebli Forte SA. Notowania tej spółki w latach 2008–2009 charakteryzowały się zmiennością znacznie przewyższającą WIG (odchylenie standardowe liczone na tygodniowych logarytmicznych stopach zwrotu wyniosło 7,8% przy wartości 4,2% dla WIG), mimo tego w badanym okresie stopa zwrotu z inwestycji w akcje spółki wyniosła prawie 104% (przy stracie 28% z indeksu WIG). Klasyczna beta tej spółki wyniosła jednak 0,705 (niewiele poniżej średniej rynkowej rzędu 0,789), mimo że inwestycja ta z punktu widzenia inwestora okazała się dużo korzystniejsza.

**Wykres 4. Stopa zwrotu z inwestycji w akcje Wasko SA oraz indeks WIG w latach 2008–2009**



*Źródło: Opracowanie własne*

Wykres 5. Stopa zwrotu z inwestycji w akcje Forte SA oraz indeks WIG w latach 2008–2009



Źródło: Opracowanie własne

Niezwykle plastycznie zależności pomiędzy zmiennością a ryzykiem zarysowuje T. Lott<sup>5</sup>, posługując się analogią biologiczną. Wysoki poziom zmienności (zmierzonej wariancją) wcale nie musi świadczyć o wysokim poziomie ryzyka, tak jak wysoki poziom łącznego cholesterolu nie musi sygnalizować zagrożenia miażdżycą. Cholesterol może być dobry (HDL) albo zły (LDL). Podobnie jest ze zmiennością – pewne zmiany w rentowności walorów są pożądane z perspektywy inwestora (wzrost, z ang. *upside*), inne zaś niechciane (spadek, z ang. *downside*). Tak, jak wysoka wartość wskaźnika HDL/LDL świadczy o zdrowym sercu, tak wysoka wartość wskaźnika zmienności w górę do zmienności w dół świadczy o zdrowym portfelu (inwestycji). Rozbicie łącznej wariancji na wariancję „dobrą” i „złą” jest szczególnie istotne w odniesieniu do walorów cechujących się wysokimi poziomami odchylenia standardowego okresowych stóp zwrotu. Poniższa tabela wyraźnie pokazuje, iż udział spółek o asymetrycznych rozkładach stóp zwrotu jest wciąż znaczący (choć z roku na rok ulega obniżeniu), co usprawiedliwia substytucję w pomiarze ryzyka inwestycji wariancji tzw. semiwariancją.

Tab. 2. Udział spółek o asymetrycznych rozkładach stóp zwrotu w poszczególnych okresach

Badany okres	Liczba wszystkich spółek uczestniczących w badaniu	Liczba spółek o bezwzgl. wartości współczynnika skośności >1	Odsetek (w %)
<b>dane tygodniowe, 2 lata</b>			
2008-2009	297	54	18,2
2007-2008	241	45	18,7
2006-2007	220	49	22,3
2005-2006	199	63	31,7
<b>dane tygodniowe, 1 rok</b>			
2009	335	89	26,6
2008	317	79	24,9
2007	260	48	18,5
2006	234	61	26,1

Źródło: Opracowanie własne

<sup>5</sup> D.P. Collins, *Measuring Risk against Returns*, “Futures” 2003, April, <http://www.allbusiness.com/human-resources/benefits-insurance-benefits/511148-1.html>.

## Downside CAPM

Jeśli interesuje nas pomiar zagrożenia inwestycji faktycznymi stratami, czyli ryzyka wynikającego ze „złej” zmienności, powinniśmy posłużyć się tą częścią wariancji, która mierzy ujemne odchylenia stóp zwrotu (z ang. *semivariance* albo *downside variance*), zwłaszcza jeśli rozkład stóp zwrotu danego walory nie jest symetryczny. W efekcie w miejsce modelu CAPM w takiej sytuacji posługujemy się modelem D-CAPM, opartym nie o tradycyjny indeks beta, ale o *downside* beta. W literaturze spotkać można przynajmniej trzy warianty takiego modelu D-CAPM:

- model Bawa i Lindenberg z 1977 r.<sup>6</sup>, opisany dalej skrótem: BL,
- model Harlow i Rao z 1989 r.<sup>7</sup>, opisany dalej skrótem: HR,
- model Estrada z 2002 r.<sup>8</sup>, opisany dalej skrótem: E.

W modelu BL ryzyko jest opisane ujemnymi odchyleniami od benchmarku wyznaczonego przez stopę wolną od ryzyka. *Downside* beta dla waloru  $i$  ( $D\beta_i^{BL}$ ) jest wyrażony za pomocą następującej formuły:

$$D\beta_i^{BL} = \frac{E[(R_i - R_f) \times \min(R_m - R_f, 0)]}{E[\min(R_m - R_f, 0)]^2},$$

gdzie  $R_i$  opisuje zwrot z waloru  $i$ ,  $R_f$  jest stopą wolną od ryzyka, a  $R_m$  odzwierciedla rynkową stopę zwrotu. W powyższej formule licznik reprezentuje kosemiwariancję zwrotów z portfela rynkowego kształtujących się poniżej  $R_f$  z nadwyżkowymi zwrotami z waloru  $i$  (tzn. zestawionymi ze stopą  $R_f$ ), podczas gdy mianownik reprezentuje semiwariancję zwrotów z portfela rynkowego kształtujących się poniżej  $R_f$ . Model BL w porównaniu z tradycyjnym modelem CAPM wyłącza z analiz obserwacje stóp zwrotu, dla których  $R_m - R_f > 0$ . D-beta w modelu BL mierzy, jak wrażliwy jest zwrot z akcji  $i$  (zarówno dodatnio, jak i ujemnie) na negatywne zmiany w zwrocie rynkowym (te kształtujące się poniżej  $R_f$ ).

W modelu HR ryzyko jest rozumiane jako ujemne odchylenia w stosunku do benchmarku wyznaczonego przez średnią (stopę zwrotu) (odpowiednio waloru  $i$  portfela rynkowego). *Downside* beta dla waloru  $i$  ( $D\beta_i^{HR}$ ) jest wyrażony za pomocą następującej formuły:

$$D\beta_i^{HR} = \frac{E[(R_i - \mu_i) \times \min(R_m - \mu_m, 0)]}{E[\min(R_m - \mu_m, 0)]^2},$$

gdzie  $\mu_i$  oraz  $\mu_m$  reprezentują odpowiednio średnią stopę zwrotu z waloru  $i$  oraz średnią stopę zwrotu z portfela rynkowego. Model HR – podobnie jak model BL – wyłącza z analiz pewne obserwacje stóp zwrotu, a mianowicie te, dla których  $R_m - \mu_m > 0$ . D-beta w modelu HR mierzy, jak wrażliwy jest zwrot z akcji  $i$  (zarówno dodatnio, jak i ujemnie) na negatywne zmiany w zwrocie rynkowym (te kształtujące się poniżej średniej –  $R_m$ ).

W przeciwieństwie do modeli BL i HR model Estrada wyłącza z analiz dodatnie zmiany zarówno w stopach zwrotu z akcji, jak i z portfela rynkowego [ $\min(R_i - \mu_i, 0)$  dla  $R_i - \mu_i > 0$  oraz  $\min(R_m - \mu_m, 0)$  dla  $R_m - \mu_m > 0$  równa się 0]. W modelu E *downside* beta dla waloru  $i$  ( $D\beta_i^E$ ) jest mierzony za pomocą następującej formuły:

$$D\beta_i^E = \frac{E[\min(R_i - \mu_i, 0) \times \min(R_m - \mu_m, 0)]}{E[\min(R_m - \mu_m, 0)]^2}.$$

<sup>6</sup> V. Bawa, E. Lindenberg, *Capital Market Equilibrium in a Mean Lower Partial Moment Framework*, “Journal of Financial Economics” 1977, Vol. 5, Iss. 2, p. 189–200.

<sup>7</sup> W.V. Harlow, R.K.S. Rao, *Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory and Evidence*, “Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1989, Vol. 24, No. 3, p. 285–311.

<sup>8</sup> J. Estrada, *Systematic Risk in Emerging Markets: the D-CAPM*, “Emerging Markets Review” 2002, Vol. 3, No. 4, p. 365–379.

Dla porównania w tradycyjnym modelu CAPM współczynnik beta wyrażony jest następująco:

$$\beta_i = \frac{E[(R_i - \mu_i) \times (R_m - \mu_m)]}{E[(R_m - \mu_m)]^2}.$$

W powyższym zapisie nieuwzględnione są żadne benchmarki – brana jest pod uwagę każda zmiana stóp zwrotu, zarówno powyżej, jak i poniżej pewnego progowego poziomu.

### CAPM v. *downside* CAPM – wnioski

Spośród trzech cytowanych powyżej metod szacowania *downside* beta największe kontrowersje budzi metoda zaproponowana przez J. Estradę. Wynika to z faktu, iż w modelu Estrady przy wyznaczeniu kowariancji nie uwzględnia się dodatnich zmian (*upside*) zarówno dla waloru, jak i indeksu [ $\min(R_i - \mu_i, 0)$  dla  $R_i - \mu_i > 0$  oraz  $\min(R_m - \mu_m, 0)$  dla  $R_m - \mu_m > 0$  wynosi 0]. W efekcie, gdy walor w danym tygodniu realizuje stopę zwrotu większą od średniej, przy negatywnym odchyleniu zmiany indeksu licznik dla takiej obserwacji w modelu Estrady wynosi zero. Oznacza to, że wartość wynikowa beta liczonej tą metodą będzie dla takich walorów wyższa. Takie podejście ignoruje możliwość równoważenia (hedge'u) ujemnych odchyłeń od wartości średniej przez dodatnie zmiany w stopach zwrotu. Wyniki badań przedstawione w tab. 3 wyraźnie wskazują na istnienie bardzo silnej dodatniej korelacji *downside* i *upside* beta liczonych metodą Estrady. Co więcej, wartość *downside* beta jest dodatnio skorelowana w okresach hossy (2005–2007) ze średnią stopą zwrotu w danym okresie, co poddaje w wątpliwość zastosowalność tej metody podczas dywersyfikacji portfela aktywów. Pozostałe dwa podejścia (metody BL i HR) wykluczają z rozważań jedynie te zmiany kursu waloru, które odpowiadają sytuacji, gdy odpowiednio  $R_m - R_f > 0$  lub  $R_m - \mu_m > 0$ . W praktyce oznacza to obniżenie wartości kowariancji w przypadku wystąpienia pozytywnych odchyłeń stóp zwrotu z danego papieru w okresie negatywnej zmiany szerokiego rynku (iloczyn dodatniej obserwacji dla waloru i ujemnej dla indeksu jest mniejszy od zera), co lepiej odzwierciedla korelację istniejącą między walem a benchmarkiem. W przypadku modelu Harlowa-Rao wykorzystanie średniej (jako wymaganej przez inwestora stopy zwrotu rozróżniającej pozytywne i negatywne odchylenia) nie przynosi istotnej poprawy otrzymanych rezultatów. Mimo spadku korelacji średniej stopy zwrotu z *downside* beta nadal poważnym problemem pozostają zaobserwowane korelacje między *downside* i *upside* beta, które niekiedy są nawet silniejsze niż w przypadku modelu Estrady.

Otrzymane rezultaty badań skłaniają do stwierdzenia, że spośród zbadanych metod zdecydowanie najlepsze wyniki oszacowania ryzyka negatywnych odchyłeń daje model Bawy-Lindberga. Co najważniejsze, cechuje go ujemna zależność otrzymanej bety i średniej stopy zwrotu waloru w badanym okresie. Ponadto, podejście to skutkuje także znacznym obniżeniem zależności liniowej *downside* i *upside* beta. Takie rezultaty sugerują, że stopa wolna od ryzyka (za taką przyjęto tutaj rentowność 52-tygodniowych bonów Skarbu Państwa) jest lepszym przybliżeniem wartości oddzielającej pozytywne od negatywnych odchylenia stóp zwrotu waloru.



Tab. 3. Macierze korelacji parametrów dla trzech metod liczenia downside beta

macierz korelacji parametrów dla wszystkich spółek

	Bawa-Lindenberg					Harlow-Rao					Estrada					
	raw beta	downside	upside	alfa	μ	raw beta	downside	upside	alfa	μ	raw beta	downside	upside	alfa	μ	
2008-2009	raw beta	1	0,930	0,854	-0,083	-0,259	1	0,946	0,918	-0,083	-0,259	1	0,887	0,875	-0,083	-0,259
	downside	0,930	1	0,605	-0,319	-0,475	0,946	1	0,740	-0,080	-0,246	0,887	1	0,720	-0,133	-0,287
	upside	0,854	0,605	1	0,225	0,066	0,918	0,740	1	-0,075	-0,237	0,875	0,720	1	-0,225	-0,374
	alfa	-0,083	-0,319	0,225	1	0,984	-0,083	-0,080	-0,075	1	0,984	-0,083	-0,133	-0,225	1	0,984
	μ	-0,259	-0,475	0,066	0,984	1	-0,259	-0,246	-0,237	0,984	1	-0,259	-0,287	-0,374	0,984	1
2007-2008	raw beta	1	0,908	0,829	0,025	-0,270	1	0,947	0,930	0,025	-0,270	1	0,903	0,874	0,025	-0,270
	downside	0,908	1	0,523	-0,320	-0,575	0,947	1	0,763	-0,026	-0,304	0,903	1	0,727	-0,055	-0,320
	upside	0,829	0,523	1	0,414	0,155	0,930	0,763	1	0,082	-0,195	0,874	0,727	1	0,030	-0,229
	alfa	0,025	-0,320	0,414	1	0,956	0,025	-0,026	0,082	1	0,956	0,025	-0,055	0,030	1	0,956
	μ	-0,270	-0,575	0,155	0,956	1	-0,270	-0,304	-0,195	0,956	1	-0,270	-0,320	-0,229	0,956	1
2006-2007	raw beta	1	0,874	0,851	-0,039	0,200	1	0,949	0,911	-0,039	0,200	1	0,884	0,852	-0,039	0,200
	downside	0,874	1	0,491	-0,394	-0,178	0,949	1	0,735	-0,048	0,179	0,884	1	0,803	-0,047	0,257
	upside	0,851	0,491	1	0,400	0,595	0,911	0,735	1	-0,022	0,196	0,852	0,803	1	0,098	0,299
	alfa	-0,039	-0,394	0,400	1	0,971	-0,039	-0,048	-0,022	1	0,971	-0,039	0,047	0,098	1	0,971
	μ	0,200	-0,178	0,595	0,971	1	0,200	0,179	0,196	0,971	1	0,200	0,257	0,098	0,971	1
2005-2006	raw beta	1	0,820	0,755	-0,128	0,124	1	0,904	0,815	-0,128	0,124	1	0,670	0,683	-0,128	0,124
	downside	0,820	1	0,265	-0,427	-0,221	0,904	1	0,488	-0,017	0,211	0,670	1	0,703	0,244	0,413
	upside	0,755	0,265	1	0,430	0,928	0,815	0,488	1	-0,237	-0,032	0,683	0,703	1	0,121	0,293
	alfa	-0,128	-0,427	0,430	1	0,968	-0,128	-0,017	-0,237	1	0,968	-0,128	0,244	0,121	1	0,968
	μ	0,124	-0,221	0,928	0,968	1	0,124	0,211	-0,032	0,968	1	0,124	0,413	0,293	0,968	1

macierz korelacji parametrów dla walorów o średniej tygodniowej stopie zwrotu w badanym okresie > 0

	Bawa-Lindenberg					Harlow-Rao					Estrada					
	raw beta	downside	upside	alfa	μ	raw beta	downside	upside	alfa	μ	raw beta	downside	upside	alfa	μ	
2008-2009	raw beta	1	0,960	0,917	0,031	-0,365	1	0,961	0,942	0,031	-0,365	1	0,901	0,927	0,031	-0,365
	downside	0,960	1	0,769	-0,099	-0,470	0,961	1	0,811	0,009	-0,370	0,901	1	0,795	0,063	-0,296
	upside	0,917	0,769	1	0,185	-0,189	0,942	0,811	1	0,055	-0,319	0,927	0,795	1	0,088	-0,283
	alfa	0,031	-0,099	0,185	1	0,919	0,031	0,009	0,055	1	0,919	0,031	0,063	0,088	1	0,919
	μ	-0,365	-0,470	-0,189	0,919	1	-0,365	-0,370	-0,319	0,919	1	-0,365	-0,296	-0,283	0,919	1
2007-2008	raw beta	1	0,971	0,905	-0,166	-0,728	1	0,958	0,940	-0,166	-0,728	1	0,917	0,897	-0,166	-0,728
	downside	0,971	1	0,777	-0,246	-0,765	0,958	1	0,803	-0,132	-0,678	0,917	1	0,771	-0,085	-0,620
	upside	0,905	0,777	1	-0,063	-0,598	0,940	0,803	1	-0,188	-0,707	0,897	0,771	1	-0,159	-0,660
	alfa	-0,166	-0,246	-0,063	1	0,797	-0,166	-0,132	-0,188	1	0,797	-0,166	-0,085	-0,159	1	0,797
	μ	-0,728	-0,765	-0,598	0,797	1	-0,728	-0,707	-0,707	0,797	1	-0,728	-0,660	-0,660	0,797	1
2006-2007	raw beta	1	0,915	0,921	0,070	0,390	1	0,950	0,917	0,070	0,390	1	0,875	0,880	0,070	0,390
	downside	0,915	1	0,688	-0,150	0,160	0,950	1	0,747	0,112	0,413	0,875	1	0,827	0,243	0,509
	upside	0,921	0,688	1	0,322	0,597	0,917	0,747	1	0,005	0,303	0,880	0,827	1	0,223	0,493
	alfa	0,070	-0,150	0,322	1	0,946	0,070	0,112	0,005	1	0,946	0,070	0,243	0,223	1	0,946
	μ	0,390	0,160	0,597	0,946	1	0,390	0,413	0,303	0,946	1	0,390	0,509	0,493	0,946	1
2005-2006	raw beta	1	0,835	0,815	-0,045	0,260	1	0,898	0,775	-0,045	0,260	1	0,646	0,676	-0,045	0,260
	downside	0,835	1	0,382	-0,240	0,021	0,898	1	0,418	0,095	0,364	0,646	1	0,688	0,376	0,559
	upside	0,815	0,382	1	0,355	0,590	0,775	0,418	1	-0,228	0,015	0,676	0,688	1	0,279	0,474
	alfa	-0,045	-0,240	0,355	1	0,953	-0,045	0,095	-0,228	1	0,953	-0,045	0,376	0,279	1	0,953
	μ	0,260	0,021	0,590	0,953	1	0,260	0,364	0,015	0,953	1	0,260	0,559	0,474	0,953	1

macierz korelacji parametrów dla walorów o średniej tygodniowej stopie zwrotu w badanym okresie < 0

	Bawa-Lindenberg					Harlow-Rao					Estrada					
	raw beta	downside	upside	alfa	μ	raw beta	downside	upside	alfa	μ	raw beta	downside	upside	alfa	μ	
2008-2009	raw beta	1	0,929	0,857	0,010	-0,201	1	0,940	0,907	0,010	-0,201	1	0,879	0,852	0,010	-0,201
	downside	0,929	1	0,607	-0,208	-0,399	0,940	1	0,709	0,002	-0,195	0,879	1	0,686	-0,081	-0,264
	upside	0,857	0,607	1	0,267	0,081	0,907	0,709	1	0,017	-0,174	0,852	0,686	1	-0,182	-0,357
	alfa	0,010	-0,208	0,267	1	0,978	0,010	0,002	0,017	1	0,978	0,010	-0,081	-0,182	1	0,978
	μ	-0,201	-0,399	0,081	0,978	1	-0,201	-0,195	-0,174	0,978	1	-0,201	-0,264	-0,357	0,978	1
2007-2008	raw beta	1	0,920	0,834	-0,005	-0,355	1	0,941	0,923	-0,005	-0,355	1	0,895	0,888	-0,005	-0,355
	downside	0,920	1	0,554	-0,305	-0,607	0,941	1	0,740	-0,067	-0,392	0,895	1	0,701	-0,126	-0,431
	upside	0,834	0,554	1	0,351	0,037	0,923	0,740	1	0,066	-0,261	0,888	0,701	1	-0,030	-0,328
	alfa	-0,005	-0,305	0,351	1	0,937	-0,005	-0,067	0,066	1	0,937	-0,005	-0,126	-0,030	1	0,937
	μ	-0,355	-0,607	0,037	0,937	1	-0,355	-0,392	-0,261	0,937	1	-0,355	-0,431	-0,328	0,937	1
2006-2007	raw beta	1	0,886	0,875	-0,024	0,323	1	0,946	0,899	-0,024	0,323	1	0,900	0,797	-0,024	0,323
	downside	0,886	1	0,552	-0,333	-0,009	0,946	1	0,708	-0,102	0,230	0,900	1	0,754	-0,100	0,216
	upside	0,875	0,552	1	0,344	0,628	0,899	0,708	1	0,086	0,392	0,895	0,754	1	0,031	0,305
	alfa	-0,024	-0,333	0,344	1	0,938	-0,024	-0,102	0,086	1	0,938	-0,024	-0,100	0,031	1	0,938
	μ	0,323	-0,009	0,628	0,938	1	0,323	0,230	0,392	0,938	1	0,323	0,216	0,305	0,938	1
2005-2006	raw beta	1	0,850	0,880	-0,110	0,362	1	0,924	0,883	-0,110	0,362	1	0,807	0,739	-0,110	0,362
	downside	0,850	1	0,505	-0,365	0,053	0,924	1	0,637	-0,134	0,305	0,807	1	0,750	-0,182	0,205
	upside	0,880	0,505	1	0,241	0,636	0,883	0,637	1	-0,059	0,356	0,739	0,750	1	-0,393	-0,025
	alfa	-0,110	-0,365	0,241	1	0,886	-0,110	-0,134	-0,059	1	0,886	-0,110	-0,182	-0,393	1	0,886
	μ	0,362	0,053	0,636	0,886	1	0,362	0,305	0,356	0,886	1	0,362	0,205	-0,025	0,886	1

Źródło: Opracowanie własne

## Literatura

- Bawa V., Lindenberg E., *Capital Market Equilibrium in a Mean-Lower Partial Moment Framework*, "Journal of Financial Economics" 1977, Vol. 5, Iss. 2.
- Brzęczek T., *Weryfikacja modelu wyceny aktywów kapitałowych na polskim rynku kapitałowym*, „Rynek kapitałowy – skuteczna inwestycja”, Zeszyty Naukowe nr 389, Finanse. Rynki finansowe. Ubezpieczenia nr 2, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2004.
- Byrka-Kita K., Rozkrut D., *Test CAPM w warunkach polskiego rynku kapitałowego wzorowany na technice Pettengilla, Sundarama oraz Mathura*, [w:] Zarządzanie finansami. Wycena przedsiębiorstw i zarządzanie wartościami, red. D. Zarzecki, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2009.

- Collins D.P., *Measuring Risk against Returns*, "Futures" 2003, April, <http://www.allbusiness.com/human-resources/benefits-insurance-benefits/511148-1.html>.
- Estrada J., *Systematic Risk in Emerging Markets: the D-CAPM*, "Emerging Markets Review" 2002, Vol. 3, No. 4.
- Harlow W.V., Rao R.K.S., *Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory and Evidence*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis" 1989, Vol. 24, No. 3
- Trzpiot G., Krężolek D., *Statystyczna weryfikacja modelu CAPM na przykładzie polskiego rynku kapitałowego*, „Ekonomika i organizacja gospodarki żywnościowej”, Zeszyty Naukowe SGGW, Warszawa, 2006, nr 60.
- Wolski R., *Badanie liniowego charakteru zależności opisanej klasycznym CAPM, technika Famy i MacBetha*, „Rynek kapitałowy – skuteczne inwestowanie”, Zeszyty Naukowe nr 389, Finanse. Rynki finansowe. Ubezpieczenia nr 2, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2004.