

Janusz Brzeszczyński

Uniwersytet Łódzki oraz Heriot-Watt University, Edinburgh

Jerzy Gajdka, Tomasz Schabek

Uniwersytet Łódzki

ZMIENNOŚĆ WARTOŚCI WSPÓLCZYNNIKÓW BETA W CZASIE NA POLSKIM RYNKU KAPITAŁOWYM

Streszczenie: W artykule przedstawiono rezultaty badań nad zmiennością wartości współczynników beta w czasie na polskim rynku kapitałowym w okresie 2005–2008. Uzyskane wyniki wskazują na istnienie efektu zbieżności parametru beta w następujących po sobie podokresach. Poziom zbieżności zależy jednak od długości okresów, na podstawie których dokonano szacunku, oraz od przyjętego interwału definiującego stopy zwrotu akcji i indeksu giełdowego użytego do oszacowania bety w odpowiednich modelach regresji.

1. Wstęp

Współczynnik beta jest jednym z najważniejszych wskaźników wykorzystywanych w różnych obszarach aplikacji współczesnej teorii finansów. Jest to bez wątpienia najbardziej powszechnie używana miara ryzyka systematycznego, znajdująca zastosowanie wszędzie tam, gdzie potrzebne jest ilościowe określenie tego rodzaju ryzyka, a w szczególności w przypadku analiz z wykorzystaniem modelu CAPM. Dlatego też prawidłowy szacunek bety stanowi niezwykle ważny problem dla analityków finansowych.

Estymacja parametru beta wiąże się z takimi zagadnieniami, jak np.: wyznaczenie właściwego kosztu kapitału własnego spółki, selekcja akcji przewartościowanych lub niedowartościowanych w stosunku do ceny równowagi rynkowej czy też konstrukcja portfela akcji przy uwzględnieniu założonego poziomu ryzyka.

Pomimo tak dużego znaczenia współczynnika beta, wiele ważnych pytań dotyczących sposobu jego estymacji ciągle pozostaje bez jednoznacznej odpowiedzi.

Szacunek bety najczęściej dokonywany jest na podstawie danych historycznych, przy zastosowaniu modelu regresji liniowej, na podstawie którego wyzna-

czana jest zależność pomiędzy stopą zwrotu z akcji a stopą zwrotu z portfela rynkowego w analizowanym okresie. Wartości parametru beta uzyskane w ten sposób są jednak jedynie oszacowaniami prawdziwego parametru, przy czym z samą procedurą estymacyjną związane jest wiele decyzji o subiektywnym charakterze, tj. długość szeregu czasowego, na podstawie którego dokonywana jest estymacja, interwał wykorzystany do konstrukcji stóp zwrotu akcji oraz indeksu, a także definicja portfela rynkowego stanowiącego punkt odniesienia przy pomiarze ryzyka. Niezależnie od przyjętych rozwiązań w tym zakresie, istotnym problemem jest również to, że w analizie finansowej często konieczne jest też posługiwanie się wartościami współczynnika beta, które przyjmie on w okresach przyszłych. W takim przypadku pojawia się jednak dodatkowy problem w postaci stabilności bety, gdyż w praktyce ulega ona zmianom w czasie, a więc oszacowanie otrzymane na podstawie danych historycznych może różnić się od wartości współczynnika beta, które przybierze on w przyszłości.

W literaturze znanych jest kilka metod, które pozwalają na wyznaczenie bety dla okresów przyszłych. W najważniejszych wczesnych pracach z tego zakresu [zob. Blume 1975; Levy 1971 oraz Vasicek 1973] wykazano, że pomiędzy wartościami współczynnika beta z poszczególnych okresów występują systematyczne zależności, które mogą pomóc w wyznaczeniu jego wartości dla okresu przyszłego na podstawie wartości oszacowanej na bazie danych pochodzących z przeszłości. Badania te, przeprowadzone dla rynku amerykańskiego, dowodzą, że wartości współczynnika beta dla akcji notowanych na giełdzie nowojorskiej wykazują tzw. efekt zbieżności. Polega on na tym, że bety akcji spółek, które w przeszłości były relatywnie wysokie, w następnych okresach ulegają zmniejszeniu, zaś z kolei bety tych akcji, dla których były one niskie – zwiększeniu.

Pierwsze analizy dotyczące tego problemu w kontekście polskiego rynku kapitałowego zaprezentowane zostały w pracach Brzeszczyńskiego i Gajdki [2006a oraz 2006b]. W badaniach tych wykorzystano dane pochodzące z dwóch podokresów 2005 r. i analizowano zmienność współczynników beta w następujących po sobie podokresach półrocznych. Uzyskane wyniki na podstawie 1-sesyjnych stóp zwrotu wskazują, że na polskim rynku kapitałowym również występuje zjawisko zbieżności współczynnika beta. W poniższym artykule przedstawiono rezultaty obejmujące kontynuację badań nad tym problemem, przeprowadzonych w odniesieniu do dalszych okresów oraz innych interwałów czasowych, użytych do wyznaczenia stóp zwrotu akcji i indeksu giełdowego.

2. Zmienność wartości współczynnika beta w czasie

Wiele istniejących badań nad współczynnikiem beta dowodzi, że jego zmienność w czasie można opisać za pomocą odpowiednich zależności. Zidentyfikowany na gruncie empirycznym związek polega na tym, że w odniesieniu do akcji, dla któ-

rych szacunki współczynnika beta przyjmują w analizowanym okresie wartości wysokie, w okresie następnym występuje tendencja do ich zmniejszenia, z kolei zaś dla tych spółek, dla których współczynniki beta w analizowanym okresie mają wartości niskie, w okresie następnym wykazują one tendencję wzrostową. W najbardziej znanych badaniach nad tym problemem autorstwa Blume'a i Vasicka graniczna wartość, do której dążyły wyznaczane w ten sposób bety, wynosi 1. Wyjaśnienie, dlaczego tak się dzieje, nie jest jednak jednoznaczne. Jedno z proponowanych w literaturze uzasadnień dotyczy zmienności w czasie ryzyka systematycznego spółek. W tym przypadku wynik ten tłumaczony jest w taki sposób, że spółki o relatywnie wysokim ryzyku systematycznym w danym okresie wykazują tendencję do podejmowania projektów bardziej bezpiecznych w okresie następnym. Z kolei zaś spółki o relatywnie niskim poziomie ryzyka systematycznego, wykazują tendencję do podejmowania w okresie przyszłym projektów bardziej ryzykownych. Inny sposób wyjaśnienia tego zjawiska związany jest z samą metodologią wyznaczania współczynnika beta. Ze względu na fakt, że jak wspomniano powyżej, parametr beta zazwyczaj jest obliczany na podstawie danych historycznych, jego szacunki podlegają odchyleniom w stosunku do jego właściwej wartości. Zgodnie z tym podejściem prawdopodobne jest, że dla spółek o bardzo wysokich wartościach współczynnika beta błędy losowe oszacowania parametru są dodatnie, zaś dla akcji o niskich wartościach – ujemne. Ponieważ jednak nie ma podstaw do twierdzenia, że dodatnie błędy losowe w jednym okresie będą powtórzone przez błędy dodatnie w okresie następnym, zaś ujemne w jednym okresie powtórzone przez ujemne w okresie następnym, należy oczekiwać, iż w przyszłości oszacowania bety dla tych akcji, dla których współczynniki te w okresie poprzednim wyznaczono na poziomie relatywnie wyższym, będą się zmniejszać, natomiast oszacowania bety o wartościach niższych w okresie poprzednim – w okresie następnym ulegną zwiększeniu [zob. Elton, Gruber 1991].

Jeśli takie właśnie wyjaśnienie jest prawidłowe, wówczas powinno się obserwować tendencję, zgodnie z którą wartości współczynników beta, obliczane dla kolejnych okresów, będą wykazywać systematyczną zmienność. Jednym z najbardziej znanych w literaturze badań empirycznych poświęconych temu problemowi jest praca Blume'a [1975]. Obejmuje ono dwa następujące po sobie okresy siedmioletnie (lata 1948–1954 oraz 1955–1961) i dotyczy zarówno indywidualnych akcji z rynku amerykańskiego, jak i portfeli złożonych z tych akcji. Na jego podstawie wyprowadzona została zależność pomiędzy współczynnikami beta w następujących po sobie okresach, która jest opisana następującym równaniem:

$$\beta_2 = 0,343 + 0,677 \cdot \beta_{t1}, \quad (1)$$

gdzie: β_{t1} – współczynnik beta z pierwszego okresu,
 β_{t2} – współczynnik beta z drugiego okresu.

Jak łatwo zauważyć, powyższa zależność, opisująca związek pomiędzy wartościami współczynników beta w następujących po sobie okresach, polega na tym, że dla współczynników beta większych od 1 w okresie poprzednim wartość ta ulegnie zmniejszeniu w okresie następnym, zaś dla współczynników beta niższych od jedności w okresie poprzednim beta w okresie następnym będzie wzrastać. Na przykład jeśli $\beta_{t1} = 1,50$, to $\beta_{t2} = 1,36$, a jeśli $\beta_{t1} = 0,70$, wówczas $\beta_{t2} = 0,82$.

Metoda zaproponowana przez Blume'a należy do najbardziej znanych sposobów modyfikacji wartości współczynników beta, wyliczonych na podstawie danych historycznych do celów prognozowania tych wartości w okresach przyszłych. Nie jest to jednak jedyna z technik korekty bety przedstawianych w literaturze (inną powszechnie stosowaną metodą jest np. metoda Vasicka [1973]). Ich szczegółowy opis nie jest jednak w tym miejscu niezbędny z punktu widzenia celu prezentowanego artykułu, więc zostanie pominięty.

Poniższe opracowanie prezentuje wyniki badań nad problemem zmienności w czasie współczynnika beta na podstawie danych pochodzących z rynku polskiego. Stanowią one kontynuację badań prowadzonych na podstawie danych z 2005 r. przy uwzględnieniu 1-sesyjnych stóp zwrotu [zob. Brzeszczyński, Gajdka 2006a oraz 2006b]. Ich celem jest weryfikacja hipotezy, że zaobserwowane w poprzednich badaniach zjawisko zbieżności w czasie współczynników beta jest dostrzegalne także na innych szeregach czasowych, jak również w przypadku uwzględnienia różnych interwałów czasowych użytych do konstrukcji stóp zwrotu.

3. Metodologia badania

Badanie przeprowadzono na próbie statystycznej, obejmującej spółki notowane na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2005–2008. Podzielono je na trzy następujące części:

- badanie na podstawie danych z 2005 r. (przy uwzględnieniu 1-sesyjnych stóp zwrotu)¹,
- badanie na podstawie danych z 2006 r. (przy uwzględnieniu 1-sesyjnych stóp zwrotu),
- badanie na podstawie danych z okresu 2005–2008 (przy uwzględnieniu 1-miesięcznych stóp zwrotu).

Przedmiotem analizy były wszystkie akcje wchodzące w skład indeksu WIG na pierwszej sesji analizowanego okresu, których nie wycofano z notowań do ostatniej sesji, jaką on obejmował. Badany okres w każdym z 3 powyższych przypadków został podzielony na dwa równe podokresy.

¹ Rezultaty tej analizy zostały już wcześniej zaprezentowane w pracach [Brzeszczyński, Gajdka 2006a] oraz [Brzeszczyński, Gajdka 2006b], zaś w tym opracowaniu przytaczamy je w celu dokonania porównań z wynikami dla późniejszych okresów.

W pierwszym etapie oszacowano wartości współczynników beta akcji dla obydwóch podokresów za pomocą metody najmniejszych kwadratów (MNK) lub modeli klasy ARCH, jeśli w odpowiednich równaniach występowała heteroskedastyczność składnika losowego. Autokorelacja wyeliminowana została z modeli poprzez wprowadzenie składników AR oraz/lub MA. Akcje, dla których szacunki parametrów beta były nieistotne pod względem statystycznym, wyłączone z dalszej analizy. W drugim etapie, dla wszystkich tych spółek, które pozostały w badaniu, wyznaczono relację pomiędzy wartością współczynnika beta w dwóch następujących po sobie podokresach za pomocą modelu regresji liniowej.

4. Rezultaty badania

4.1. Rezultaty badania na podstawie danych za 2005 r.

W przypadku 2005 r. przedmiotem badania były wszystkie akcje wchodzące w skład indeksu WIG na pierwszej sesji w 2005 r. Wstępnie więc próba statystyczna obejmowała 113 akcji, jednakże z dalszej analizy wykluczono akcje 7 spółek, które przestały być notowane na giełdzie w ciągu 2005 r. Dlatego też w obliczeniach uwzględniono ostatecznie 106 akcji. Przedmiotem analizy były dane za cały 2005 r. (łącznie 251 sesji), który podzielono na 2 podokresy obejmujące odpowiednio 126 sesji (okres pierwszy) oraz 125 sesji (okres drugi).

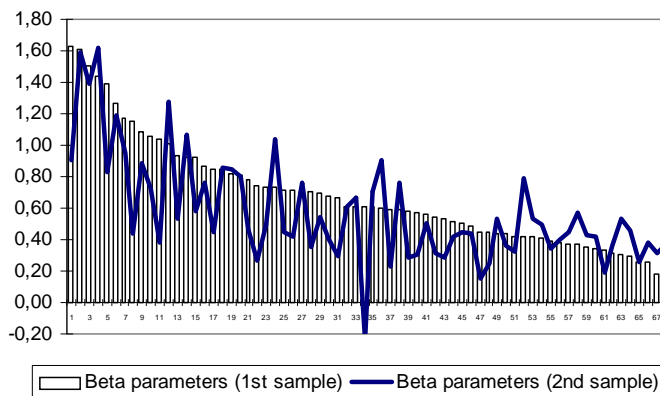
W pierwszym etapie badania, za pomocą metody najmniejszych kwadratów lub modelu klasy ARCH (jeśli wystąpiło zjawisko heteroskedastyczności składnika losowego), oszacowano wartości współczynników beta akcji dla obydwóch podokresów. W przypadku 38 spośród 106 akcji szacunki bety okazały się nieistotne pod względem statystycznym i tę grupę akcji wyłączono z dalszych rozważań. W badaniu pozostało więc 68 akcji. W przypadku ponad połowy spółek, dla których oszacowania parametrów beta były istotne statystycznie, stwierdzono występowanie heteroskedastyczności lub/oraz autokorelacji składnika losowego, a więc dla tych akcji estymacji współczynników beta dokonano za pomocą modeli klasy ARCH, zaś autokorelacja wyeliminowana została z modeli poprzez wprowadzenie składników AR oraz/lub MA.

Na rysunku 1 przedstawiono wartości współczynników beta dla obydwóch podokresów 2005 r. dla wszystkich akcji, dla których uzyskano istotne statystycznie rezultaty estymacji.

W następnej kolejności wyznaczono linię regresji opisującą zależność pomiędzy współczynnikiem beta oszacowanym dla pierwszego podokresu oraz współczynnikiem beta oszacowanym dla drugiego podokresu. Uzyskany wynik opisany jest przez następujące równanie (w nawiasach podane zostały wartości statystyki t-Studenta):

$$\hat{\beta}_{t+1} = 0,106 + 0,687 \cdot \beta_t. \quad (2)$$

(1,68) (6,75)



Rys. 1. Współczynnik beta dla dwóch podokresów 2005 r.

Źródło: obliczenia własne.

Oszacowanie wartości współczynnika kierunkowego jest istotne na poziomie 0,01, zaś oszacowanie wyrazu wolnego – na poziomie 0,1. Współczynnik determinacji R^2 wynosi 0,49.

W następnym etapie badania, podobnie jak w pracy Blume'a [1971], akcje pogrupowane zostały, zgodnie z otrzymanymi wartościami współczynników beta dla pierwszego podokresu, na równoliczne portfele: 17 portfeli złożonych z 4 akcji każdy ($17 \cdot 4 = 68$), gdzie w portfolio pierwszym znalazły się 4 akcje o współczynnikach najwyższych, a w siedemnastym – 4 akcje o współczynnikach najniższych oraz 4 portfele po 17 akcji każdy ($4 \cdot 17 = 68$). Dla tak utworzonych portfeli wyznaczono średnie (arytmetyczne) wartości współczynników beta dla obydwóch analizowanych podokresów. W tabeli 1 przedstawiono wyniki obliczeń dla próby złożonej z 17 portfeli.

Tabela 1. Średnia wartość współczynnika beta dla 17 portfeli w 2005 r.

Portfel	1 podokres (I)	2 podokres (II)	Różnica (II – I)	Portfel	1 podokres (I)	2 podokres (II)	Różnica (II – I)
1	1,55	1,38	-0,17	10	0,58	0,40	-0,19
2	1,24	0,85	-0,39	11	0,54	0,38	-0,16
3	1,05	0,82	-0,23	12	0,47	0,32	-0,15
4	0,91	0,74	-0,18	13	0,43	0,50	0,07
5	0,83	0,74	-0,10	14	0,40	0,44	0,04
6	0,75	0,57	-0,18	15	0,36	0,47	0,10
7	0,71	0,49	-0,22	16	0,31	0,39	0,07
8	0,66	0,46	-0,20	17	0,21	0,33	0,13
9	0,61	0,51	-0,10				

Źródło: obliczenia własne.

Jak wynika z danych zamieszczonych w tabeli 1, w portfelach o wyższej wartości współczynnika beta (portfele od 1 do 12) wyraźnie widać tendencję do obniżania jego wartości w drugim podokresie, zaś w przypadku portfeli o współczynnikach najniższych (portfele od 13 do 17) występuje tendencja wzrostowa współczynnika beta w drugim podokresie. Rezultaty te dowodzą więc, że w przypadku polskiego rynku kapitałowego występuje tendencja polegająca na zbieżności współczynnika beta w czasie.

Wyniki dla próby złożonej z 4 portfeli po 17 akcji zaprezentowano w tabeli 2.

Tabela 2. Średnia wartość współczynnika beta dla 4 portfeli w 2005 r.

Portfel	1 podokres (I)	2 podokres (II)	Różnica (II – I)	Portfel	1 podokres (I)	2 podokres (II)	Różnica (II – I)
1	1,17	0,92	-0,25	3	0,52	0,43	-0,10
2	0,72	0,53	-0,19	4	0,33	0,43	0,10

Źródło: obliczenia własne.

Rezultaty przedstawione w tabeli 2 również wskazują na wyraźnie obserwowalną tendencję zbieżności współczynnika beta, wyrażającą się tym, że akcje o wyższych jego wartościach w pierwszym z analizowanych podokresów w podokresie drugim wykazują tendencję malejącą, zaś akcje z portfela o najniższych wartościach współczynnika beta wykazują tendencję wzrostową.

Relacja ta dla danych dotyczących 17 portfeli opisywana jest za pomocą następującej linii regresji, uwzględniającej zależność pomiędzy średnimi wartościami współczynnika beta dla podokresów pierwszego oraz drugiego (w nawiasach podano wartości statystyki t-Studenta):

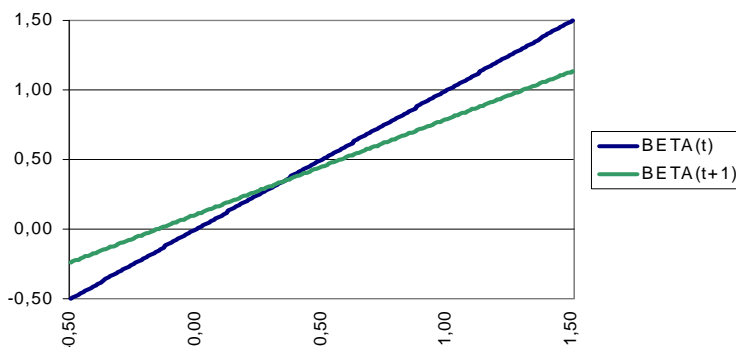
$$\hat{\beta}_{t+1} = 0,096 + 0,701 \cdot \bar{\beta}_t \quad (3)$$

(1,39) (6,56)

Oszacowanie wartości współczynnika kierunkowego jest istotne na poziomie 0,001, zaś współczynnik determinacji R^2 wynosi 0,86.

Powyższy rezultat pozwala określić, co (przeciętnie) stałoby się z wartością współczynnika beta w następnym okresie w stosunku do okresu poprzedniego, jeżeli opisane relacje obowiązywać będą w przyszłości. Z równania (2) wynika, że dla akcji, dla której w pierwszym okresie $\beta > 0,34$, należy oczekiwać spadku jego wartości w przyszłości. Analogicznie, współczynnik beta dla tych akcji, dla których $\beta < 0,34$, w okresie następnym powinien wzrosnąć. Oznacza to, że wartość 0,34 jest wartością zbieżności współczynnika beta w kolejnych podokresach. Zjawisko to przedstawiono w sposób graficzny na rysunku 2.

Reasumując, wyniki badań na podstawie danych z 2005 r. potwierdzają występowanie tendencji wzrostowej w następnym podokresie dla niskich wartości współczynników beta oraz tendencji spadkowej dla wartości wysokich.



Rys. 2. Współczynniki beta dla okresów t oraz $t + 1$ wyznaczone zgodnie z linią regresji opisaną równaniem (3)

Źródło: opracowanie własne.

4.2. Rezultaty badania na podstawie danych za 2006 r.

W przypadku próby statystycznej dla 2006 r. przedmiotem badania były wszystkie akcje wchodzące w skład indeksu WIG na pierwszej sesji w tym roku. Wstępnie więc były to 123 akcje, jednakże z dalszych badań wykluczono akcje 5 spółek, które przestały być notowane na giełdzie w ciągu analizowanego okresu, a więc ostatecznie przedmiotem dalszej analizy było 118 akcji. W całym 2006 r. odbyło się 250 sesji giełdowych, w związku z czym badany okres podzielono na dwa równe podokresy po 125 sesji każdy. Dla 36 akcji szacunki parametrów beta okazały się nieistotne pod względem statystycznym w co najmniej jednym z analizowanych okresów i akcje te wyłączone z dalszych badań. Procedura estymacyjna, gwarantująca usunięcie heteroskedastyczności oraz autokorelacji składnika losowego, jeśli efekty te wystąpiły w modelach, była taka sama jak opisana wcześniej w przypadku obliczeń dla 2005 r.

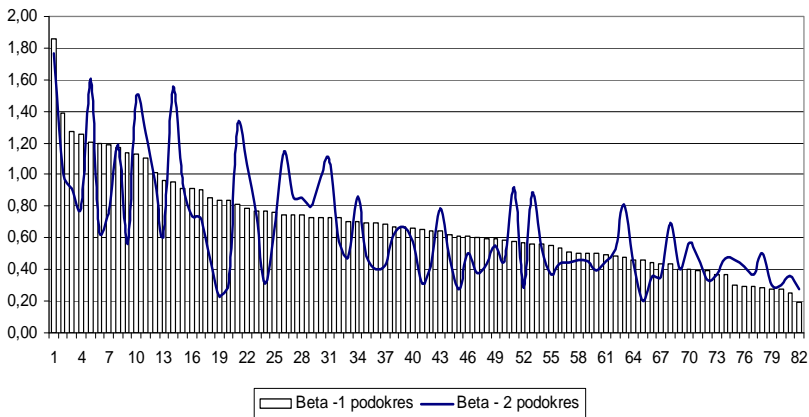
Na rysunku 3 przedstawiono wartości współczynników beta dla obydwóch podokresów 2006 r. dla wszystkich akcji, dla których uzyskano istotne statystycznie wyniki oszacowań.

Linia regresji opisująca zależność pomiędzy współczynnikiem beta oszacowanym dla podokresu pierwszego oraz współczynnikiem beta oszacowanym dla podokresu drugiego ma następującą postać (w nawiasach podane zostały wartości statystyki t-Studenta):

$$\hat{\beta}_{t+1} = 0,108 + 0,777 \cdot \bar{\beta}_t \quad (4)$$

(1,57) (8,45)

Oszacowanie wartości współczynnika kierunkowego jest istotne na poziomie 0,01, zaś współczynnik determinacji R^2 wynosi 0,47.



Rys. 3. Współczynnik beta dla dwóch podokresów 2006 r.

Źródło: obliczenia własne.

Analiza powyższej zależności pozwala stwierdzić, że również w 2006 r. pomiędzy oszacowaniami współczynników beta w następujących po sobie podokresach występuje efekt zbieżności. W tym przypadku wartością graniczną jest poziom 0,48. Oznacza to, że dla akcji, dla której w pierwszym okresie $\beta > 0,48$, należy oczekiwać spadku wartości współczynnika beta w okresie następnym oraz, analogicznie, współczynnik beta dla tych akcji, dla których $\beta < 0,48$, w okresie następnym powinien wzrosnąć.

W kolejnym etapie badania, podobnie jak w przypadku danych za 2005 r., akcje zostały pogrupowane zgodnie z otrzymanymi wartościami współczynników beta dla pierwszego podokresu na następujące portfele: 20 portfeli po 4 akcje każdy² [(19 · 4) + (1 · 6) = 82], gdzie w portfolio pierwszym znalazły się 4 akcje o współczynnikach najwyższych, a w kolejnych – akcje o współczynnikach niższych oraz 4 portfele po 20 akcji każdy³ [(3 · 20) + (1 · 22) = 82], gdzie w portfolio pierwszym znalazło się 20 akcji o współczynnikach najwyższych, a w kolejnych – akcje o współczynnikach niższych. Dla tak utworzonych portfeli wyznaczono średnie (arytmetyczne) wartości współczynników beta dla obydwóch analizowanych podokresów.

Linia regresji obrazująca relację pomiędzy średnimi wartościami współczynnika beta dla podokresu pierwszego oraz drugiego wyznaczona na podstawie danych dotyczących 20 portfeli ma następującą postać (w nawiasach podano wartości statystyki t-Studenta):

$$\hat{\beta}_{t+1} = 0,127 + 0,749 \cdot \bar{\beta}_t \quad (5)$$

(1,62) (7,23)

² Ostatni z portfeli składał się z 6 akcji.

³ Ostatni z portfeli składał się z 22 akcji.

Oszacowanie wartości współczynnika kierunkowego jest istotne na poziomie 0,01, zaś współczynnik determinacji R^2 wynosi 0,74.

Wynik ten oznacza, że również w tym przypadku występuje efekt zbieżności, wyrażający się spadkiem w drugim podokresie wartości oszacowań współczynników beta dla akcji o wartości relatywnie wysokiej w pierwszym podokresie, zaś wzrostem wartości oszacowań współczynników o wartości relatywnie niskiej w podokresie pierwszym. W tym przypadku wartość graniczna wyznaczona jest na poziomie 0,50. Linii regresji nie wyznaczono dla wariantu 4 portfeli ze względu na zbyt małą liczbę obserwacji, jednak w tabeli 3 zaprezentowano średnie wartości ich współczynników beta.

Tabela 3. Średnia wartość współczynnika beta dla 4 portfeli w 2006 r.

Portfel	1 podokres (I)	2 podokres (II)	Różnica (II – I)	Portfel	1 podokres (I)	2 podokres (II)	Różnica (II – I)
1	0,93	0,78	-0,15	3	0,54	0,52	-0,02
2	0,69	0,62	-0,07	4	0,31	0,39	0,08

Źródło: obliczenia własne.

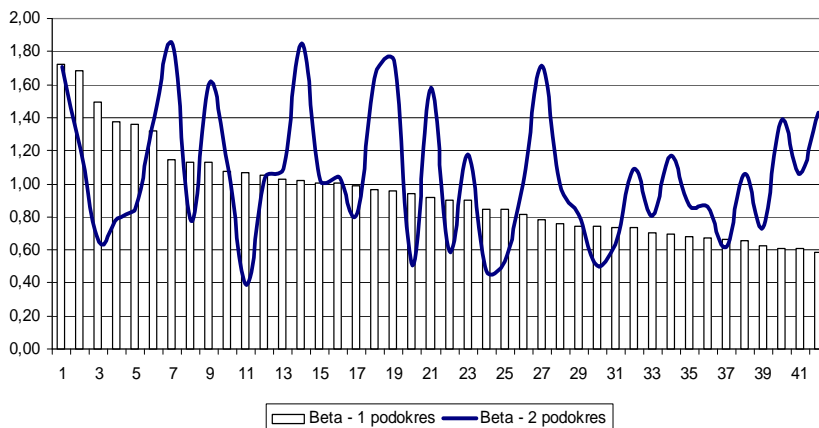
Przedstawione w tabeli 3 rezultaty potwierdzają zaobserwowaną wcześniej tendencję zmian, zgodnie z którą także w 2006 r. w drugim podokresie półrocznym akcje o relatywnie niskich wartościach współczynników beta w następnym podokresie charakteryzują się wyższymi wartościami tego parametru, zaś akcje o wartościach wysokich – niższymi.

4.3. Rezultaty badania na podstawie danych za okres 2005–2008

Okres 2005–2008 podzielono na dwa równe podokresy obejmujące lata 2005–2006 (24 miesiące) oraz 2007–2008 (24 miesiące). Oszacowań współczynników beta dokonano w tym przypadku przy uwzględnieniu 1-miesięcznych stóp zwrotu. Na pierwszej sesji w 2005 r. zanotowano 113 akcji, jednak po wykluczeniu z badania tych spółek, które do końca 2008 r. zostały usunięte z notowań giełdowych, analizie poddano akcje 82 spółek. Procedura estymacyjna, gwarantująca usunięcie heteroskedastyczności oraz autokorelacji składnika losowego, jeśli efekty te wystąpiły w modelach, była taka sama, jak opisana wcześniej w przypadku obliczeń dla pojedynczych lat 2005 oraz 2006.

Dla 40 akcji spośród 82 szacunki parametrów beta okazały się nieistotne pod względem statystycznym (na poziomie istotności 0,10) co najmniej w jednym z analizowanych okresów i akcje te wyłączono z badania, pozostawiając do dalszej analizy akcje 42 spółek.

Na rysunku 4 przedstawiono relację pomiędzy wartościami współczynników beta dla pierwszego oraz drugiego podokresu.



Rys. 4. Współczynnik beta dla dwóch podokresów 2005–2008

Źródło: obliczenia własne.

Linia regresji opisująca zależność pomiędzy współczynnikiem beta oszacowanym dla podokresu pierwszego oraz współczynnikiem beta oszacowanym dla podokresu drugiego ma następującą postać (w nawiasach podane zostały wartości statystyki t-Studenta):

$$\hat{\beta}_{t+1} = 0,791 + 0,277 \cdot \beta_t \quad (6)$$

(1,23) (3,56)

W tym przypadku jednak oszacowanie współczynnika kierunkowego linii regresji jest nieistotne statystycznie.

W następnej kolejności pogrupowano akcje i obliczono średnie wartości współczynnika beta dla 10 portfeli złożonych z 4 akcji⁴ [(9 · 4) + (1 · 6) = 42] oraz 4 portfeli złożonych z 10 akcji⁵ [(3 · 10) + (1 · 12) = 42]. Oszacowanie współczynnika kierunkowego linii regresji wyznaczonej na podstawie danych z 10 portfeli również okazało się nieistotne statystycznie. W tabeli 4 przedstawiono zestawienie dla wartości współczynników beta w przypadku 4 portfeli.

Tabela 4. Średnia wartość współczynnika beta dla 4 portfeli w okresie 2005–2008

Portfel	1 podokres (I)	2 podokres (II)	Różnica (II – I)	Portfel	1 podokres (I)	2 podokres (II)	Różnica (II – I)
1	1,34	1,19	-0,15	3	0,82	0,94	0,12
2	1,00	1,12	0,11	4	0,66	0,98	0,31

Źródło: obliczenia własne.

⁴ Ostatni z portfeli składał się z 6 akcji.

⁵ Ostatni z portfeli składał się z 12 akcji.

Jak wynika z powyższej tabeli, średnia wartość bety z portfela o najwyższych wartościach tego współczynnika w podokresie pierwszym, w podokresie drugim wykazuje tendencję spadkową, zaś średnie wartości z pozostałych portfeli mają tendencję wzrostową, co jest zgodne z wynikami uzyskanymi na podstawie danych za lata 2005–2006.

Ze względu na brak istotnych statystycznie oszacowań współczynnika kierunkowego w przypadku regresji dla wszystkich akcji oraz dla 10 portfeli po 4 akcje, w odniesieniu do danych za lata 2005–2008 dodatkowo analizie poddano także 6 portfeli złożonych z 7 akcji każdy. Linia regresji opisująca zależność pomiędzy wartościami współczynników beta w dwóch następujących po sobie podokresach ma wówczas następującą postać (w nawiasach podane zostały wartości statystyki t-Studenta):

$$\hat{\beta}_{t+1} = 0,696 + 0,377 \cdot \bar{\beta}_t \quad (7)$$

(4,11) (2,18)

W tym przypadku oszacowanie współczynnika kierunkowego jest istotne statystycznie na poziomie 0,10, a R^2 wynosi 0,54.

Opisaną powyżej zależność można scharakteryzować następująco: jeśli w pierwszym podokresie $\beta > 1,12$, wówczas należy spodziewać się, że w podokresie następnym wartość bety zmaleje. Jeśli zaś w pierwszym podokresie $\beta < 1,12$, wówczas w następnym podokresie beta powinna wzrosnąć.

Reasumując, analiza danych za okres 2005–2008, podzielony na dwa podokresy dwuletnie, również wskazuje na występowanie zjawiska zbieżności współczynnika beta w czasie, jednak w tym przypadku efekt ten nie jest tak silny, jak to następowało w odniesieniu do danych o częstotliwości 1-sesyjnej w latach 2005–2006, zaś oszacowania parametru kierunkowego linii regresji opisujących tę zależność stają się statystycznie istotne dopiero po skonstruowaniu portfeli składających się z odpowiednio dużej liczby akcji (przynajmniej 7).

5. Podsumowanie

Jak wynika z zaprezentowanych rezultatów powyższego badania, w okresie 2005–2008 w analizowanej grupie akcji wchodzących w skład indeksu WIG występuje tendencja polegająca na zbieżności współczynnika beta w czasie. Wyraża się ona spadkiem wartości bety w przypadkach, w których w pierwszym podokresie używa się ona wartość relatywnie wysoką, oraz wzrostem jej wartości w sytuacjach, gdy w pierwszym podokresie przybiera ona wartość niską. Rezultaty badania dla rynku polskiego są więc zgodne z wynikami badań z innych rynków na świecie, w szczególności z rezultatami uzyskanymi przez Blume'a. Poziom, względem którego następuje zbieżność bety, różni się jednak w zależności od badanego okresu oraz interwału zastosowanego przy wyznaczaniu stóp zwrotu akcji i indeksu giełdowego. W badanej próbie był on znacznie niższy niż 1 w przypadku interwału

1-sesyjnego (w latach 2005–2006) oraz nieco wyższy niż 1 dla interwału 1-miesięcznego (w okresie 2005–2008). Ponadto należy zauważyć, że oszacowanie współczynnika kierunkowego linii regresji opisującego tę zależność było istotne statystycznie zarówno w odniesieniu do pojedynczych akcji, jak i ich portfeli w przypadku badań na podstawie danych z okresów jednorocznych dla lat 2005–2006, zaś w przypadku badań na podstawie danych z okresu 2005–2008 było ono istotne dopiero w przypadku portfeli składających się z co najmniej 7 akcji.

Ze względu na wymienione rozbieżności, otrzymane wyniki wymagają dalszych, bardziej szczegółowych analiz. Przyczyn różnic w opisanych rezultatach można poszukiwać zarówno w definicji interwałów czasowych (na co wskazują konkluzje z wielu innych badań, w których wartość oszacowania współczynnika beta ściśle zależy od wielkości przyjętego interwału czasowego), w długości okresu, na podstawie którego dokonywana jest estymacja, jak i w samej metodzie szacunku parametrów odpowiednich równań (np. w opisanym powyżej badaniu związków poszukiwano jedynie na podstawie wartości współczynników beta, w odniesieniu do których oszacowania były istotne statystycznie dla obydwóch podokresów jednocześnie).

Jeśli kolejne wyniki potwierdzą, że zaobserwowana tendencja zmian wartości współczynnika beta ma charakter trwały, prezentowane rezultaty mogą znaleźć szerokie zastosowanie praktyczne, w szczególności wśród tych analityków finansowych, których zadaniem jest prognozowanie wartości współczynników beta w okresach przyszłych.

Literatura

- Blume M.L., *Betas and their regression tendencies*, „Journal of Finance” 1975, no. 10, s. 785–795.
- Blume M.L., *On the assessment of risk*, „Journal of Finance” 1971, no. 6, s. 1–10.
- Brzeszczyński J., Gajdka J., *Beta estimation, forecasting and convergence*, w: *Financial markets – principles of modelling forecasting and decision making*, red. W. Milo, G. Szafranski, P. Wdowiński, 2006b, no. 4, s. 99–110.
- Brzeszczyński J., Gajdka J., *Tendencja zmian wartości współczynnika beta w warunkach polskiego rynku kapitałowego*, w: *Wartość przedsiębiorstwa – z teorii i praktyki zarządzania*, red. J. Duraj, cz. 2, Oficyna Wydawnicza Wyższej Szkoły im. P. Włodkowica w Płocku, Płock–Łódź 2006a, s. 79–94.
- Elton E.J., Gruber M.J., *Modern portfolio theory and investment analysis*, John Wiley and Sons, New York 1991.
- Levy R., *On the short-term stationarity of beta coefficients*, „Financial Analysts Journal” 1971, no. 27, s. 55–62.
- Vasicek O., *A note on using cross-sectional information in bayesian estimation of security betas*, „Journal of Finance” 1973, no. 8, s. 1233–1239.

VARIABILITY OF BETA COEFFICIENTS AMONG STOCKS LISTED ON THE POLISH CAPITAL MARKET

Summary: This study presents the results of an analysis regarding the variability of beta coefficients among the stocks listed on the Polish capital market in the period of 2005–2008. The obtained estimates provide evidence, which confirms the existence of a convergence effect of the beta in the consecutive periods. The convergence level depends however on such factors as the length of the historical sample of data used for estimations as well as the size of the interval based on which the returns of stocks and market index are defined in the regression models.