

# Próba oszacowania kosztu kapitału własnego w bankach w 2002 r. na podstawie modelu CAPM

Katarzyna Kochaniak

Rozpowszechniona w ostatnich latach koncepcja „*shareholder value*”<sup>1</sup> spowodowała wyraźne zainteresowanie poziomem oczekiwanej przez akcjonariuszy stopy zwrotu. Obecnie istota zarządzania wartością przedsiębiorstwa sprowadza się do wypracowania nadwyżki zysku nad ponoszonym przez spółkę całkowitym kosztem kapitału. Zysk powinien zatem pokrywać nie tylko koszt kapitału obcego, ale również wynagrodzenie, którego oczekują akcjonariusze spółki.

Koszt kapitału własnego w przeciwieństwie do obcych źródeł finansowania jest trudny do oszacowania, bowiem nie cechuje go łatwa do określenia stopa zwrotu. Literatura zagraniczna, a w ślad za nią publikacje krajowe<sup>2</sup>, zalecają wykorzystanie Capital Assets Pricing Model (CAPM) do obliczania kosztu kapitału własnego.

Model ten definiuje koszt kapitału własnego jako:

$$K_e = R_w = R_f + \beta \cdot R_p, \quad (1)$$

gdzie:

$K_e$  – koszt kapitału własnego,

$R_w$  – oczekiwana przez akcjonariuszy stopa zwrotu z kapitału własnego,

$R_f$  – stopa wolna od ryzyka (rentowność skarbowych papierów wartościowych),

$\beta$  – współczynnik  $\beta$  (miara ryzyka, określająca wrażliwość stopy zwrotu z akcji na zmiany rentowności giełdy),

$R_p$  – premia za ryzyko rynkowe (nadwyżka stopy zwrotu wypracowanej przez giełdę nad rentownością skarbowych papierów wartościowych).

Celem niniejszej pracy jest oszacowanie kosztu kapitału własnego w 2002 r. dla 10 wybranych banków na podstawie obserwacji miesięcznych stóp zwrotu z ich akcji. W tabeli 1 zamieszczono wykaz banków oraz przyjęte do badania okresy zmienności miesięcznych stóp zwrotu z ich akcji.

Akcje wszystkich banków poddanych analizie są przedmiotem obrotu na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych. Koszt ich kapitałów własnych oszacowano przy wykorzystaniu przedstawionego modelu (1). W praktyce zastosowanie modelu CAPM na rynku rozwijającym się może być trudne (dotyczy to m.in. Polski), pojawiają się bowiem problemy związane z brakiem długookresowych danych historycznych potrzebnych do oszacowania wartości parametrów modelu.

Przystępując do obliczeń, należy m.in. ustalić:

- rodzaj skarbowych papierów wartościowych (dotyczy obliczenia  $R_f$ )
- indeks giełdowy, którego rentowność zostanie porównana z rentownością akcji banków (dotyczy współczynnika  $\beta$ ),
- sposób oszacowania premii za ryzyko rynkowe ( $R_p$ ).

<sup>1</sup> Economic Value Added oraz Shareholder Value Added to strategii tworzenia bogactwa przedsiębiorstwa (akcjonariuszy), mierzące rzeczywistą rentowność firmy. Opisane zostały m.in. w: A. Ehrbar: *EVA strategia tworzenia wartości przedsiębiorstwa*. Warszawa 2000 WIG-Press; A. Rappaport: *Wartość dla akcjonariuszy. Poradnik menedżera i inwestora*. Warszawa 1998 WIG-Press.

<sup>2</sup> Por. np. H. Johnson: *Koszt kapitału – klucz do wartości firmy*. Warszawa 2000 Liber s.c.; R. W. Mills: *Jak liczyć koszt kapitału*. „Gazeta Bankowa” 20-26.03.2001; C. Kamping: *Zarządzanie ryzykiem*. „Bank” 7/2000.

Tabela 1 *Okresy zmienności miesięcznych stóp zwrotu z akcji banków poddanych analizie*

Nazwa banku	Okres zmienności miesięcznych stóp zwrotu z akcji banku
Bank Handlowy w Warszawie SA	09.1996 – 12.2001
Bank Ochrony Środowiska SA	11.1997 – 12.2001
Bank Pekao SA	07.1999 – 12.2001
Bank Przemysłowo-Handlowy SA	11.1997 – 12.2001
Bank Rozwoju Eksportu SA	11.1997 – 12.2001
BIG Bank Gdański SA	01.1997 – 12.2001
Fortis Bank SA	11.1997 – 12.2001
LG Petro Bank SA	11.1997 – 12.2001
Powszechny Bank Kredytowy SA	11.1997 – 12.2001
Prosper Bank SA	04.2000 – 12.2001

Źródło: opracowanie własne.

Na potrzeby niniejszej pracy przyjęto następujące założenia:

– oszacowań kosztów dokonano bez podziału na koszt akcji zwykłych, uprzywilejowanych oraz zysków zatrzymanych,

– stopę zwrotu wolną od ryzyka w 2002 r. obliczono na podstawie danych liczbowych dotyczących średniej miesięcznej rentowności bonów skarbowych 52-tygodniowych oferowanych na przetargach w latach 1993-2001,

– wartości współczynników  $\beta$  oszacowano na podstawie równań regresji, w których rolę zmiennej objaśniającej odgrywała miesięczna stopa zwrotu z indeksu WIG, zmiennych objaśnianych zaś – miesięczna rentowność akcji każdego z banków,

– przyjęto, że rynkowa premia za ryzyko dla gospodarki polskiej stanowi pochodną rynkowej premii za ryzyko, która charakteryzuje gospodarkę amerykańską<sup>3</sup>.

W modelu CAPM za *stopę wolną od ryzyka* przyjmuje się rentowność skarbowych papierów wartościowych. W niniejszej pracy posłużono się danymi liczbowymi dotyczącymi średniej miesięcznej rentowności 52-tygodniowych bonów skarbowych oferowanych na przetargach w latach 1993-2001. Na ich podstawie obliczono średnie roczne rentowności bonów. Informacje te pozwoliły oszacować za pomocą równania trendu

spodziewaną stopę zwrotu z tych papierów wartościowych w 2002 r. Za zmienną zależną przyjęto średnią roczną rentowność bonów, za zmienną niezależną zaś czas (wyrażony w latach). Ocenę parametrów modelu trendu zamieszczono w tabeli 2.

Średnia roczna rentowność 52-tygodniowych bonów skarbowych =  $0,362020 - 0,027753 \times t$ , gdzie  $t$  oznacza czas. Rok 2002 stanowi 10. okres analizy. Można więc przyjąć, że średnia rentowność tych papierów skarbowych w 2002 r. będzie wynosić 0,084 (8,4%).

Najwięcej problemów przy obliczaniu kosztu kapitału własnego sprawiło oszacowanie wartości *premi* za *ryzyko rynkowe*. Stanowi ona nadwyżkę rentowności giełdy papierów wartościowych (indeksu giełdowego) nad rentownością skarbowych papierów wartościowych. W praktyce jej wartość zależy od sytuacji całej gospodarki. Zaleca się, aby została ona oszacowana na podstawie kilkudziesięcioletnich obserwacji, które pozwolą uchwycić i wyeliminować przejściowe załamania gospodarcze. W Stanach Zjednoczonych jej średnia wartość, obliczana na podstawie ponad siedemdziesięciu lat obserwacji (1926-2001), wynosi 7,1%. W naszych realiach gospodarczych trudno właściwie oszacować wysokość owej premii, dysponując obserwacjami za okres siedmiokrotnie krótszy. Dodatkowo, z analizy średniej rentowności indeksu WIG oraz średniej rentowności skarbowych papierów wartościowych w okresie funkcjonowania GPW wynika, że skarbowe papiery wartościowe są bardziej zyskowną inwestycją. Oszacowana na tej podstawie premia za ryzyko rynkowe musiałaby przyjąć wartość ujemną. Ustalając zatem

<sup>3</sup> W pracy wykorzystano równanie Fishera w celu obliczenia nominalnej premii za ryzyko rynkowe dla gospodarki polskiej na podstawie wartości realnej premii za ryzyko rynkowe dla gospodarki amerykańskiej.

Tabela 2 *Wartość ocen parametrów modelu regresji średniej rentowności 52-tygodniowych bonów skarbowych*

Wyszczególnienie	Wartość oceny	Statystyka t-Studenta	Poziom istotności
Wyraz wolny ( $\alpha$ )	0,362020	13,84374	0,00000
Czas ( $\beta$ )	-0,027753	-5,97200	0,00056

$R^2 = 0,836$

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3 Wartość ocen parametrów modelu regresji stopy zwrotu z akcji Banku Handlowego w Warszawie SA

Wyszczególnienie	Wartość oceny	Statystyka t-Studenta	Poziom istotności
Wyraz wolny ( $\alpha$ )	0,017132	1,316742	0,193699
Stopa zwrotu z WIG ( $\beta$ )	0,797174	5,264617	0,000003

liczba obserwacji = 54

 $R^2 = 0,35$ ;  $F = 27,72$ 

Źródło: opracowanie własne.

wartość premii, można kierować się opinią specjalistów i przyjąć podawaną przez nich wartość (około 8%) za właściwą. Można także posłużyć się tzw. efektem Fishera, zapisanym w postaci równania (2) znajdującym zastosowanie przy obliczaniu zwrotu z aktywów finansowych<sup>4</sup>. W artykule zdecydowano się wykorzystać powyższą teorię, mając jednocześnie świadomość przyjętego uproszczenia problemu. Obliczono zatem nominalną premię za ryzyko rynkowe dla polskiej gospodarki na podstawie wartości realnej premii charakteryzującej rynek amerykański.

Założono, że nominalna premia za ryzyko rynkowe w okresie od  $t$  do  $T$  jest równa sumie realnej premii za ryzyko rynkowe i oczekiwanej stopy inflacji (w tym samym okresie). Zatem:

$$R_N(t,T) = R_R(t,T) + R_I(t,T) \quad (2)$$

gdzie:

 $R_N$  – nominalna rynkowa premia za ryzyko, $R_R$  – realna rynkowa premia za ryzyko, $R_I$  – oczekiwana stopa inflacji.

Jeżeli średnia arytmetyczna wartość nominalnej rynkowej premii w Stanach Zjednoczonych w latach 1926-2001 wynosi 7,1%, a średni wskaźnik inflacji dla gospodarki amerykańskiej w tym okresie – 3,8%<sup>5</sup>, to realna rynkowa premia za ryzyko rynkowe dla gospodarki amerykańskiej przyjmie wartość:

$$0,071 = R_R + 0,038,$$

$$R_R = 0,033 = 3,3\%.$$

<sup>4</sup> Por. A. Cwynar, W. Cwynar: *Stopa zwrotu i koszt kapitału – najważniejsze aspekty zarządzania wartością dla akcjonariuszy w polskich spółkach publicznych*. Praca zbiorowa: *Zarządzanie wartością przedsiębiorstwa a struktura akcjonariatu*. Warszawa 2001 CeDeWu, s. 187-189.

<sup>5</sup> Informacje opublikowane przez agencję Bloomberg.

Otrzymaną wartość realnej premii za ryzyko rynkowe dla gospodarki amerykańskiej przyjęto jako wartość premii realnej, która charakteryzuje gospodarke polską. Przyjęto także, że stopa inflacji w Polsce w 2002 r. osiągnie poziom 4,5%. Zatem:

$$R_N = 0,033 + 0,045,$$

$$R_N = R_p = 0,073 = 7,8\%.$$

Nominalna premia za ryzyko rynkowe przyjmuje więc wartość równą 7,8%.

Współczynnik  $\beta$  odzwierciedla siłę zmian kursów akcji w odniesieniu do zmienności indeksu giełdowego. Dla spółek, które charakteryzuje identyczne ryzyko jak ryzyko rynkowe, współczynnik  $\beta$  przyjmuje wartość równą 1. Dla akcji spółek, których kursy wykazują mniejsze wahania niż indeks giełdowy,  $\beta$  przyjmuje wartości mniejsze niż 1, dla tych, które charakteryzuje wyższe ryzyko, wartość  $\beta$  jest większa od 1. Należy zatem zbadać siłę zmian kursów akcji banków w odniesieniu do zmian wartości indeksu giełdowego (WIG).

Wartości współczynników  $\beta$  obliczone zostały na podstawie równań regresji, w których rolę zmiennej zależnej odgrywały miesięczne stopy rentowności akcji banku, zmienną niezależną stanowiła zaś miesięczna rentowność WIG.

Model regresji zapisano w postaci:

$$R = \alpha + \beta \times WIG + e, \quad (3)$$

gdzie:

 $R$  – miesięczna stopa zwrotu z akcji banku, $\alpha$  – wyraz wolny, $\beta$  – współczynnik regresji,

WIG – miesięczna stopa zwrotu z indeksu WIG,

 $e$  – składnik losowy.

Tabela 4 Wartość ocen parametrów modelu regresji stopy zwrotu z akcji Banku Ochrony Środowiska SA

Wyszczególnienie	Wartość oceny	Statystyka t-Studenta	Poziom istotności
Wyraz wolny ( $\alpha$ )	0,009054	0,658957	0,513072
Stopa zwrotu z WIG ( $\beta$ )	0,446417	2,807186	0,007202

liczba obserwacji = 50

 $R^2 = 0,14$ ;  $F = 7,88$ 

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5 Wartość ocen parametrów modelu regresji stopy zwrotu z akcji Banku Pekao SA

Wyszczególnienie	Wartość oceny	Statystyka t-Studenta	Poziom istotności
Wyraz wolny ( $\alpha$ )	0,015641	1,459527	0,155549
Stopa zwrotu z WIG ( $\beta$ )	0,753579	5,041265	0,000025

liczba obserwacji = 30

 $R^2 = 0,48$ ;  $F = 25,41$ 

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 6 Wartość ocen parametrów modelu regresji stopy zwrotu z akcji Banku Przemysłowo-Handlowego SA

Wyszczególnienie	Wartość oceny	Statystyka t-Studenta	Poziom istotności
Wyraz wolny ( $\alpha$ )	0,005170	0,468960	0,641221
Stopa zwrotu z WIG ( $\beta$ )	0,772125	6,019730	0,000000

liczba obserwacji = 50

 $R^2 = 0,43$ ;  $F = 36,24$ 

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7 Wartość ocen parametrów modelu regresji stopy zwrotu z akcji BRE Banku SA

Wyszczególnienie	Wartość oceny	Statystyka t-Studenta	Poziom istotności
Wyraz wolny ( $\alpha$ )	0,016744	1,004732	0,320064
Stopa zwrotu z WIG ( $\beta$ )	0,840751	4,340364	0,000073

liczba obserwacji = 50

 $R^2 = 0,28$ ;  $F = 18,84$ 

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 8 Wartość ocen parametrów modelu regresji stopy zwrotu z akcji BIG Banku Gdańskiego SA

Wyszczególnienie	Wartość oceny	Statystyka t-Studenta	Poziom istotności
Wyraz wolny ( $\alpha$ )	0,016848	0,559743	0,577810
Stopa zwrotu z WIG ( $\beta$ )	1,357639	3,726365	0,000442

liczba obserwacji = 60

 $R^2 = 0,19$ ;  $F = 13,89$ 

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 9 Wartość ocen parametrów modelu regresji stopy zwrotu z akcji Fortis Banku SA

Wyszczególnienie	Wartość oceny	Statystyka t-Studenta	Poziom istotności
Wyraz wolny ( $\alpha$ )	0,013698	0,715260	0,477913
Stopa zwrotu z WIG ( $\beta$ )	0,237752	1,069121	0,290363

liczba obserwacji = 60

 $R^2 = 0,02$ ;  $F = 1,14$ 

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 10 Wartość ocen parametrów modelu regresji stopy zwrotu z akcji LG Petro Banku SA

Wyszczególnienie	Wartość oceny	Statystyka t-Studenta	Poziom istotności
Wyraz wolny ( $\alpha$ )	0,015623	1,167464	0,248790
Stopa zwrotu z WIG ( $\beta$ )	0,473496	3,169469	0,002658

liczba obserwacji = 50

 $R^2 = 0,17$ ;  $F = 9,66$ 

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 11 Wartość ocen parametrów modelu regresji stopy zwrotu z akcji Powszechnego Banku Kredytowego SA

Wyszczególnienie	Wartość oceny	Statystyka t-Studenta	Poziom istotności
Wyraz wolny ( $\alpha$ )	0,012436	1,029545	0,308384
Stopa zwrotu z WIG ( $\beta$ )	0,863690	6,129280	0,000000

liczba obserwacji = 50

 $R^2 = 0,44$ ;  $F = 37,57$ 

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 12 Wartość ocen parametrów modelu regresji stopy zwrotu z akcji Prosper Banku SA

Wyszczególnienie	Wartość oceny	Statystyka t-Studenta	Poziom istotności
Wyraz wolny ( $\alpha$ )	0,007612	0,717884	0,481563
Stopa zwrotu z WIG ( $\beta$ )	0,715903	4,674616	0,000165

liczba obserwacji = 21

 $R^2 = 0,53$ ;  $F = 21,85$ 

Źródło: opracowanie własne.

Miesięczne stopy zwrotu z akcji banków oraz indeksu WIG obliczono na podstawie dziennych informacji dotyczących ich kursów zamknięcia zgodnie z równaniem (4):

$$r = (k_1 - k_0) / k_0 \quad (4)$$

gdzie:

 $r$  – miesięczna stopa zwrotu, $k_1$  – kurs zamknięcia w ostatnim dniu miesiąca, $k_0$  – kurs zamknięcia w pierwszym dniu miesiąca.

Każde z 10 równań regresji charakteryzuje się różną liczbą obserwacji: od ponad 20 przypadków (Prosper Bank SA) do około 60 (w przypadku akcji BIG Banku Gdańskiego SA oraz Banku Handlowego w Warszawie SA). Do oszacowania wartości współczynników  $\beta$  zastosowano metodę najmniejszych kwadratów. W tabelach 3 - 12 zamieszczono wartości ocen parametrów modelu (3) dla poszczególnych banków. Istotność równań regresji sprawdzono testem F-Snedecora na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ .

Na podstawie uzyskanych wyników podjęto decyzję o wyeliminowaniu Fortis Banku SA z dalszej analizy. Okazało się bowiem, że jedynie w jego przypadku

test F-Snedecora nie potwierdził istotności równania regresji, a test t-Studenta nie potwierdził istotności współczynnika regresji. W przypadku wszystkich równań nie potwierdzono istotności wyrazu wolnego. Nie ma to jednak wpływu na tok dalszych obliczeń, bowiem w modelu CAPM wykorzystuje się jedynie wartość współczynnika regresji, który w dziewięciu pozostałych równaniach jest statystycznie istotny. W przypadku Banku Handlowego w Warszawie SA, Banku Pekao SA, Banku Przemysłowo-Handlowego SA, BRE Banku SA, Powszechnego Banku Kredytowego SA oraz Prosper Banku SA wartość oceny parametru mieści się w przedziale 0,7 – 0,9. Dla rentowności akcji Banku Ochrony Środowiska SA oraz LG Petro Banku SA współczynnik przyjmuje wartość 0,5. Jedynie zwrot z akcji BIG Banku Gdańskiego SA charakteryzuje większa zmienność niż zwrot z indeksu WIG ( $= 1,4$ ). W kilku przypadkach ogólna zmienność stóp zwrotu z akcji banku została w niewielkim stopniu wyjaśniona przez stopę zwrotu z WIG. Dwa spośród dziewięciu równań charakteryzowała stosunkowo niska wartość współczynnika determinacji (dotyczy to Banku Ochrony Środowiska SA oraz BIG Banku Gdańskiego SA). Najwyższe wartości współczynnika determinacji otrzymano

Tabela 13 Liczebność prób do testu Chowa

Nazwa banku	Pierwsza próba (liczba obserwacji - $n_1$ )	Druga próba (liczba obserwacji - $n_2$ )
Bank Handlowy w Warszawie SA	27	27
Bank Ochrony Środowiska SA <sup>7</sup>	X	X
Bank Pekao SA 15 15	15	15
Bank Przemysłowo-Handlowy SA	30	20
BRE Bank SA	25	25
BIG Bank Gdański SA	30	30
LG Petro Bank SA	28	22
Powszechny Bank Kredytowy SA	25	25
Prosper Bank SA	11	10

\* W przypadku rentowności akcji BOŚ każda podjęta próba podziału zbioru danych przyniosła taki sam rezultat – obliczone wartości współczynników  $\beta$  w równaniach regresji dla wydzielonych prób okazały się statystycznie nieistotne. Nie można zatem przyjąć wartości współczynnika  $\beta$  (tabela 4) jako stabilnej w czasie.

Źródło: opracowanie własne.

dla równań regresji stóp zwrotu z akcji Prosper Banku SA, Powszechnego Banku Kredytowego SA, Banku Pekao SA oraz Banku Przemysłowo-Handlowego SA (40%-50%). Należy dodać, iż do oceny jakości otrzymanych równań regresji zastosowano także test Durбина-Watsona. We wszystkich analizowanych przypadkach nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, głoszącej brak autokorelacji reszt.

Ze względu na możliwość wystąpienia regresji pozornej przeprowadzono dodatkowe badania, którymi potwierdzono trendostacjonarność wszystkich zmiennych<sup>6</sup>. Uzyskane wyniki pozwalają zatem przyjąć założenie o stacjonarności badanych zmiennych.

Ponieważ niniejsze opracowanie ma na celu wskazanie oczekiwanego poziomu kosztu kapitału własnego w 2002 r., niezbędne wydaje się zbadanie stabilności modelu regresji (3), a tym samym stabilności współczynników  $\beta$ . Potwierdzenie stabilnej wartości historycznych współczynników  $\beta$  daje podstawę do uznania ich wartości za prawdopodobne w 2002 r. Do analizy stabilności parametrów modelu wykorzystano test Chowa. W tym celu zbiory obserwacji miesięcznych rentowności akcji banków oraz odpowiadające im zbiory

miesięcznych stóp zwrotu z indeksu WIG podzielono na dwie rozłączne próby. W tabeli 13 pokazano sposób ich podziału.

Dla rentowności akcji każdego z analizowanych banków oszacowano parametry modelu regresji dla prób o liczbie elementów:  $n_1$ ,  $n_2$ , oraz  $n_1 + n_2$ . Następnie zweryfikowano hipotezę głoszącą, iż parametry modelu nie wykazują istotnych zmian w czasie, a zatem że parametry modelu w badanych podokresach nie różnią się istotnie.

W przypadku prawdziwości hipotezy zerowej statystyka:

$$F = \frac{Q_3 / k}{Q_2 / (n_1 + n_2 - 2k)}$$

ma rozkład F-Snedecora o stopniach swobody  $k$  oraz  $n_1 + n_2 - 2k$ ,

gdzie:

$Q_3$  - różnica między  $Q_1$  i  $Q_2$  ( $Q_1$  jest sumą kwadratów reszt otrzymanych przy szacowaniu modelu regresji na podstawie połączonych prób),

$Q_2$  - suma dwóch składników, z których pierwszy jest sumą kwadratów reszt otrzymanych przy szacowaniu modelu na podstawie próby  $n_1$ -elementowej, drugi – jest sumą kwadratów reszt otrzymanych przy szacowaniu modelu regresji na podstawie próby  $n_2$ -elementowej,

<sup>6</sup> Por. A. Welfe: *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*. Warszawa 1998 PWE, s. 310.

Tabela 14 Wartości statystyki  $F$  oraz wartości krytyczne  $F_\alpha$ 

Nazwa banku	Wartość statystyki $F$	Wartość krytyczna $F_\alpha$
Bank Handlowy w Warszawie SA	1,1908986	5,06
Bank Pekao SA	0,3246526	5,53
Bank Przemysłowo-Handlowy SA	0,5940813	5,10
BRE Bank SA	0,3796854	5,10
BIG Bank Gdański SA	0,5760645	3,16
LG Petro Bank SA	1,8284283	5,10
Powszechny Bank Kredytowy SA	0,6999049	5,10
Prosper Bank SA	0,7439955	3,59

Źródło: obliczenia własne.

$k$  - liczba stopni swobody, która w przypadku wykorzystanego w pracy modelu regresji wynosi 2,

$n_1, n_2$  - liczby obserwacji podane w tabeli 13.

W tabeli 14 przedstawiono wartości statystyki  $F$  oraz wartości krytycznych  $F_\alpha$  odczytanych z tablic F-Snedecora dla  $\alpha = 0,05$ .

Otrzymane wartości statystyki nie przekraczają wartości krytycznych, nie ma zatem podstaw do odrzucenia hipotezy głoszącej stabilność modelu regresji.

Na podstawie przeprowadzonej analizy przystąpiono do obliczenia kosztu kapitału własnego w wybranych bankach w 2002 r. Ostatecznie, zgodnie z założeniami modelu CAPM, oczekiwana przez akcjonariuszy stopa zwrotu z akcji ośmiu banków wynosi:

KKW Bank Handlowy w Warszawie SA =  $8,4\% + 0,80 \cdot 7,8\% = 14,64\%$

KKW Bank Pekao SA =  $8,4\% + 0,75 \cdot 7,8\% = 14,25\%$

KKW BPH SA =  $8,4\% + 0,77 \cdot 7,8\% = 14,41\%$

KKW BRE Bank SA =  $8,4\% + 0,84 \cdot 7,8\% = 14,95\%$

KKW BIG Bank Gdański SA =  $8,4\% + 1,36 \cdot 7,8\% = 19,01\%$

KKW LG Petro Bank SA =  $8,4\% + 0,47 \cdot 7,8\% = 12,07\%$

KKW PBK SA =  $8,4\% + 0,86 \cdot 7,8\% = 15,11\%$

KKW Prosper Bank SA =  $8,4\% + 0,72 \cdot 7,8\% = 14,02\%$

gdzie KKW oznacza koszt kapitału własnego.

Jak widać, koszt kapitału własnego w analizowanych bankach jest zróżnicowany i przyjmuje wartości z przedziału od 12,07% do 19,01%. Dwa spośród objętych analizą banków (PBK oraz BPH) zostały połączone pod koniec 2001 r. Ponieważ wyniki badania wskazują na występowanie pewnej różnicy w oczekiwanym przez akcjonariuszy obu banków zwrocie z zakupionych akcji, trudno przed końcem 2002 r. prognozować wysokość kosztu kapitału własnego w połączonej instytucji.

W niniejszej pracy podjęto próbę oszacowania kosztu kapitału własnego w 10 bankach notowanych na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych. Do tego celu wykorzystano model wyceny aktywów kapitałowych CAPM. Jak wykazano, zastosowanie powyższego modelu w warunkach braku stabilności gospodarczej i politycznej, a także przy braku odpowiednio długiego okresu obserwacji powoduje pojawienie się istotnych problemów z oszacowaniem wartości parametrów modelu. Ich rozwiązanie wymaga przyjęcia pewnych uproszczeń (dotyczy to w szczególności premii za ryzyko rynkowe). Mając świadomość istnienia powyższych trudności, należy podane wartości kosztów kapitału własnego traktować jako próbę oszacowania, która może różnić się od ich faktycznego poziomu w 2002 r.

## Literatura

1. A. Black, P. Wright, J. E. Bachman: *W poszukiwaniu wartości dla akcjonariuszy*. Kraków 2000 Dom Wydawniczy ABC.
2. R. Bródka: *Stopa zwrotu i ryzyko papierów wartościowych – podstawowe charakterystyki inwestycji kapitałowych*. „Bank i Kredyt” 10/1999.
3. A. Cwynar, W. Cwynar: *Stopa zwrotu i koszt kapitału – najważniejsze aspekty zarządzania wartością dla akcjonariuszy w polskich spółkach publicznych*. Praca zbiorowa: *Zarządzanie wartością przedsiębiorstwa a struktura akcjonariatu*. Warszawa 2001 CeDeWu.
4. A. Dulinić: *Struktura i koszt kapitału w przedsiębiorstwie*. Warszawa 2001 PWN.
5. A. Ehrbar: *EVA – strategia tworzenia wartości przedsiębiorstwa*. Warszawa 2000 WIG Press.
6. H. Johnson: *Koszt kapitału – klucz do wartości firmy*. Warszawa 2000 Liber.
7. C. Kamping: *Zarządzanie ryzykiem*. „Bank” 7/2000.
8. C. Matten: *Zarządzanie kapitałem bankowym*. Kraków 2000 Dom Wydawniczy ABC.
9. J. Michaelis: *Metoda wyceny aktywów finansowych CAPM w formule wartości zaktualizowanej netto (NPV)*. „Bank i Kredyt” 9/1999.
10. R. Mills: *Jak liczyć koszt kapitału*. „Gazeta Bankowa” 20-26.03.2001.
11. A. Welfe: *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*. Warszawa 1998 PWE.