

EKONOMETRIA

26

Zastosowanie matematyki w ekonomii

Redaktor naukowy Janusz Łyko



**Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2009**

Spis treści

Wstęp	7
Beata Bal-Domańska , Ekonometryczna analiza sigma i beta konwergencji regionów Unii Europejskiej	9
Andrzej Bąk, Aneta Rybicka, Marcin Pelka , Modele efektów głównych i modele z interakcjami w <i>conjoint analysis</i> z zastosowaniem programu R	25
Katarzyna Budny , Kurtoza wektora losowego	44
Wiktor Ejsmont , Optymalna liczebność grupy studentów	55
Kamil Fijorek , Model regresji dla cechy przyjmującej wartości z przedziału $(0,1)$ – ujęcie bayesowskie	66
Paweł Hanczar , Wyznaczanie zapasu bezpieczeństwa w sieci logistycznej ...	77
Roman Huptas , Metody szacowania wewnątrzdziennej sezonowości w analizie danych finansowych pochodzących z pojedynczych transakcji	83
Aleksandra Iwanicka , Wpływ zewnętrznych czynników ryzyka na prawdopodobieństwo ruiny w skończonym horyzoncie czasowym w wieloklasowym modelu ryzyka.....	97
Agnieszka Lipieta , Stany równowagi na rynkach warunkowych	110
Krystyna Melich-Iwanek , Polski rynek pracy w świetle teorii histerezy.....	122
Rafał Piszczek , Zastosowanie modelu logit w modelowaniu upadłości	133
Marcin Salamaga , Próba weryfikacji teorii parytetu siły nabywczej na przykładzie kursów wybranych walut	149
Antoni Smoluk , O zasadzie dualności w programowaniu liniowym	160
Małgorzata Szulc-Janek , Influence of recommendations announcements on stock prices of fuel market	170
Jacek Welc , Regresja liniowa w szacowaniu fundamentalnych współczynników Beta na przykładzie spółek giełdowych z sektorów: budownictwa, informatyki oraz spożywczego	180
Andrzej Wilkowski , O współczynniku korelacji	191
Mirosław Wójciak , Klasyfikacja nowych technologii energetycznych ze względu na determinanty ich rozwoju.....	199
Andrzej Wójcik , Wykorzystanie modeli wektorowo-autoregresyjnych do modelowania gospodarki Polski.....	209
Katarzyna Zeug-Żebro , Rekonstrukcja przestrzeni stanów na podstawie wielowymiarowych szeregów czasowych.....	219

Summaries

Beata Bal-Domańska , Econometric analysis of sigma and beta convergence in the European Union regions	24
Andrzej Bąk, Aneta Rybicka, Marcin Pelka , Main effects models and main and interactions models in <i>conjoint analysis</i> with application of R software.....	43
Katarzyna Budny , Kurtosis of a random vector	53
Wiktor Ejsmont , Optimal class size of students	65
Kamil Fijorek , Regression model for data restricted to the interval (0,1) – Bayesian approach.....	76
Paweł Hanczar , Safety stock level calculation in a supply chain network.....	82
Roman Huptas , Estimation methods of intraday seasonality in transaction financial data analysis	96
Aleksandra Iwanicka , An impact of some outside risk factors on the finite-time ruin probability for a multi-classes risk model.....	109
Agnieszka Lipieta , States of contingent market equilibrium	121
Krystyna Melich-Iwanek , The Polish labour market in light of the hysteresis theory	132
Rafał Piszczek , Logit model applications for bankrupctcy modelling.....	148
Marcin Salamaga , Attempt to verify the purchasing power parity theory in the case of some foreign currencies.....	159
Antoni Smoluk , On dual principle of linear programming	168
Małgorzata Szulc-Janek , Analiza wpływu rekomendacji analityków na ceny akcji branży paliwowej (Analiza wpływu rekomendacji analityków na ceny akcji branży paliwowej).....	178
Jacek Welc , A linear regression in estimating fundamental betas in the case of the stock market companies from construction, it and food industries	190
Andrzej Wilkowski , About the coefficient of correlation	198
Mirosław Wójciak , Classification of new energy related technologies based on the determinants of their development	208
Andrzej Wójcik , Using vector-autoregressive models to modelling economy of Poland.....	218
Katarzyna Zeug-Żebro , State space reconstruction from multivariate time series	227

Jacek Welc

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
WNP Ekspert Sp. z o.o.

**REGRESJA LINIOWA W SZACOWANIU
FUNDAMENTALNYCH WSPÓLCZYNNIKÓW BETA
NA PRZYKŁADZIE SPÓŁEK GIEŁDOWYCH
Z SEKTORÓW: BUDOWNICTWA, INFORMATYKI
ORAZ SPOŻYWCZEGO**

Streszczenie: Współczynnik Beta należy do podstawowych parametrów w większości wycen metodą zdyskontowanych wolnych przepływów pieniężnych. Zaprezentowano możliwość szacowania tego parametru przy wykorzystaniu prostej regresji liniowej na przykładzie spółek z trzech sektorów: budownictwa, informatyki oraz spożywczego. Oszacowane dla tych trzech sektorów regresje liniowe współczynników Beta wykazały zadowalający stopień dopasowania do danych rzeczywistych (choć w każdym przypadku zaistniał problem małej próby), ale również zgodne z teorią znaki parametrów strukturalnych. Narzędzie to pozwala zatem nie tylko na dokładniejsze szacowanie współczynników Beta (co ma szczególne znaczenie w przypadku wycen spółek niepublicznych), ale również na identyfikację zmiennych fundamentalnych wykazujących najsilniejsze statystycznie związki z ryzykiem inwestycyjnym spółek.

Słowa kluczowe: współczynnik Beta, regresja liniowa, wycena spółek.

1. Wstęp

Współczynnik Beta stanowi jeden z podstawowych parametrów wykorzystywanych w przypadku większości wycen spółek metodą zdyskontowanych wolnych przepływów pieniężnych. Jest to jedna z miar ryzyka, odzwierciedlająca relatywną zmienność ceny instrumentu finansowego w stosunku do zmienności całego rynku giełdowego. Współczynnik Beta przyjmuje wartość 1 w przypadku spółek o zmienności identycznej jak zmienność całego rynku, wartość poniżej 1 w przypadku spółek o zmienności niższej niż zmienność całego rynku oraz wartość powyżej 1 w przypadku spółek o zmienności przewyższającej zmienność całego rynku [Rutterford, Upton, Kodwani 2006, s. 3]. Miarę tę definiuje się również jako oczekiwaną wrażliwość stopy zwrotu danego instrumentu finansowego na zmiany stopy zwrotu całego rynku, stwierdzając jednocześnie, iż ryzyko inwestycji w akcje spółki (odzwierciedlone w jej współczynniku Beta) stanowi w znacznej mierze pochodną jej fundamen-

tów finansowych, rodzaju prowadzonej działalności oraz stopnia zadłużenia. Zatem ryzyko to wynika z operacyjnych oraz finansowych aspektów działalności spółki [Penman 2007, s. 685]. W literaturze podkreśla się, że na efektywnym rynku kapitałowym spółki charakteryzujące się relatywnie wysoką zmiennością wyników finansowych (np. w następstwie wysokiej dźwigni operacyjnej lub kapitałowej) wykazują relatywnie wysokie wartości współczynników Beta. Zatem inwestycje w akcje tych spółek charakteryzują się relatywnie wysoką zmiennością stóp zwrotu [Penman 2007, s. 703]. Na wartość współczynnika Beta wpływają ponadto takie czynniki ryzyka, jak skala jej działalności (im mniejsza spółka, tym wyższe ryzyko operacyjne), aktualna rentowność (ujemna rentowność implikuje wyższe ryzyko) czy przejrzystość rachunkowości spółki [Witmer 2001, s. 9-11].

W modelach wyceny spółek opartych na dyskontowaniu przyszłych wolnych przepływów pieniężnych współczynnik Beta stanowi element kosztu kapitału [Verninmen 2005, s. 419-424]. W modelach tych zakłada się, iż zastosowany w wycenie koszt kapitału powinien być tym wyższy, im wyższe jest ryzyko inwestycyjne związane z daną spółką. Jednocześnie ryzyko inwestycyjne jest w znacznym stopniu powiązane z bieżącymi oraz przeszłymi fundamentami spółki [Pratt 2002, s. 65-69]. Zatem zastosowanie w wycenie (przy ustalaniu kosztu kapitału) adekwatnego dla wycenianej spółki współczynnika Beta pozwala uwzględnić w wycenie ryzyko inwestycyjne wynikające ze specyfiki działalności oraz fundamentów ekonomiczno-finansowych tej spółki.

Empiryczne oszacowanie tradycyjnego współczynnika Beta w przypadku spółek, których akcje notowane są na rynku kapitałowym, nie rodzi większych problemów. W przypadku tym współczynnik Beta szacuje się zazwyczaj na podstawie prostej regresji liniowej historycznych stóp zwrotu akcji danej spółki względem historycznych stóp zwrotu całego rynku (bez dokonywania próby oceny wpływu fundamentów spółki na wartość jej współczynnika Beta). Jednak sytuacja komplikuje się w przypadku wycen spółek niepublicznych, kiedy nie dysponuje się danymi dotyczącymi historycznych stóp zwrotu inwestycji w akcje lub udziały tych spółek. W sytuacjach takich często stosowanym rozwiązaniem jest przyjęcie w wycenie współczynnika Beta na poziomie przeciętnym (reprezentowanym na przykład przez medianę) dla spółek publicznych z tej samej branży. Podejście takie zakłada zatem *implicite*, iż ryzyko inwestycyjne wycenianej spółki niepublicznej znajduje się na poziomie przeciętnym dla publicznych spółek z tej samej branży. Innym popularnym podejściem (również w przypadku wycen spółek publicznych) jest przyjmowanie współczynnika Beta na poziomie jedności, czyli przy założeniu, iż inwestycja w akcje lub udziały spółki charakteryzuje się ryzykiem równym ryzyku inwestycyjnemu całego rynku kapitałowego. W opinii autora, pod względem znacznych różnicowań spółek w zakresie poszczególnych czynników ryzyka inwestycyjnego, obydwa opisane powyżej podejścia, charakteryzujące się pominięciem fundamentów spółek, wydają się zbyt uproszczone i dalece niesatysfakcjonujące (w obydwu podejściach zachodzi znaczne ryzyko zawyżenia lub zaniżenia zastosowanego w wycenie kosztu kapitału).

Ponieważ na kształtowanie się empirycznych współczynników Beta poszczególnych spółek wpływają różnorodne czynniki ryzyka tych spółek (w tym ich fundamenty finansowe), użytecznym narzędziem szacowania tego parametru może być regresja liniowa, w której zmienną objaśnianą stanowią współczynniki Beta poszczególnych spółek publicznych, a zmiennymi objaśniającymi są wybrane zmienne fundamentalne (reprezentowane np. przez wskaźniki finansowe). Oszacowana w ten sposób regresja umożliwi obliczenie dla każdej spółki wartości tzw. fundamentalnego współczynnika Beta. Stanowi go wartość teoretyczna współczynnika Beta otrzymana z oszacowanej regresji po podstawieniu w miejsce zmiennych objaśniających danych odzwierciedlających fundamenty finansowe analizowanej spółki.

W artykule dokonano próby oceny możliwości wykorzystania prostej regresji liniowej w szacowaniu fundamentalnych współczynników Beta spółek publicznych na przykładzie trzech sektorów: budownictwa, informatyki oraz spożywczego (według klasyfikacji Giełdy Papierów Wartościowych). Sektory te wybrano ze względu na stosunkowo wysoką (w porównaniu z innymi sektorami) liczbę spółek je reprezentujących.

Zaproponowane narzędzie stanowi alternatywę dla innych podejść analitycznych. Badania przeprowadzone na danych dotyczących spółek notowanych na giełdach amerykańskich wskazują, iż regresja liniowa współczynników Beta względem zmiennych fundamentalnych (pochodzących głównie z bilansów oraz rachunków wyników spółek) stanowi użyteczne narzędzie zarówno analityczne, jak i prognostyczne. Narzędzie to pozwala bowiem z większą dokładnością szacować koszt kapitału na potrzeby wyceny, jak również pozwala symulować współczynnik Beta w zależności od przyszłego kształtowania się wybranych zmiennych fundamentalnych [Damodaran, s. 18-19].

Niezaprzeczalną korzyścią zaproponowanego podejścia jest możliwość empirycznej selekcji czynników fundamentalnych, wykazujących statystycznie istotne związki z relatywną zmiennością kursów akcji poszczególnych spółek. Umożliwia to identyfikację tych operacyjnych i finansowych aspektów działalności spółek, które w najsilniejszym stopniu determinują ich ryzyko inwestycyjne. Istotną zaletą tego podejścia jest również możliwość kwantyfikacji profilu ryzyka na potrzeby wyceny spółek niepublicznych. Wśród wad proponowanego podejścia należy natomiast wymienić brak uwzględnienia wielu niemierzalnych czynników ryzyka (np. narażenie spółki na ryzyko związane z częstymi strajkami załogi) oraz oparcie szacunku współczynnika Beta jedynie na danych historycznych. Za istotne ograniczenie w przypadku polskiego rynku kapitałowego należy również uznać konieczność szacowania parametrów regresji na podstawie małej próby (poszczególne sektory gospodarki są na giełdzie warszawskiej reprezentowane przez nie więcej niż kilkadziesiąt spółek).

2. Zastosowana procedura budowy regresji liniowych fundamentalnych współczynników Beta

W celu oceny możliwości wykorzystania proponowanego podejścia w estymacji fundamentalnych współczynników Beta oszacowane zostały regresje liniowe współczynników Beta polskich spółek publicznych z sektorów: budownictwa, informatyki oraz spożywczego.

Zmienną objaśnianą każdej z szacowanych regresji stanowiły wartości współczynników Beta analizowanych spółek¹. Wykorzystano wartości Beta obliczone na podstawie danych z okresu sześciomiesięcznego kończącego się w grudniu 2008 r., przy czym indeks bazowy stanowił Warszawski Indeks Giełdowy (WIG).

Jako zestaw potencjalnych zmiennych objaśniających posłużyły wskaźniki finansowe obliczone na podstawie podstawowych sprawozdań finansowych spółek, zaczerpnięte z ich raportów kwartalnych za trzeci kwartał 2008 r. oraz z raportów rocznych za cały rok 2007. Zestaw potencjalnych regresorów objął dziesięć popularnych wskaźników finansowych, wśród których znalazły się:

- wskaźnik marży netto (zysk netto w okresie/przychody netto ze sprzedaży w okresie),
- wskaźnik marży brutto (zysk brutto w okresie/przychody netto ze sprzedaży w okresie),
- wskaźnik marży operacyjnej (zysk operacyjny w okresie/przychody netto ze sprzedaży w okresie),
- wskaźnik rentowności aktywów ogółem (zysk netto w okresie/aktywa ogółem na koniec okresu),
- wskaźnik rentowności kapitałów własnych (zysk netto w okresie/kapitały własne na koniec okresu),
- wskaźnik dźwigni kapitałowej (aktywa ogółem na koniec okresu/kapitały własne na koniec okresu),
- wskaźnik bieżącej płynności (aktywa obrotowe na koniec okresu/zobowiązania krótkoterminowe na koniec okresu),
- wskaźnik podwyższonej płynności (aktywa ogółem bez zapasów na koniec okresu/zobowiązania krótkoterminowe na koniec okresu),
- wskaźnik płynności szybkiej (inwestycje krótkoterminowe na koniec okresu/zobowiązania krótkoterminowe na koniec okresu),
- wskaźnik rotacji aktywów ogółem (przychody ze sprzedaży w okresie/aktywa ogółem na koniec okresu).

Kryterium wyboru opisanych wskaźników (spośród szerokiego grona wskaźników finansowych) stanowiła ich popularność (są to najczęściej wykorzystywane wskaźniki analizy finansowej). W zestawie potencjalnych zmiennych objaśniających znalazły się również dwie zmienne zero-jedynkowe (zmienna przyjmująca wartość 1

¹ Źródło danych dotyczących współczynników Beta: „Forbes Investor” 11/2008.

w przypadku spółek o dodatnim wyniku netto oraz wartość 0 w przypadku pozostałych spółek oraz zmienna przyjmująca wartość 1 w przypadku spółek notujących wzrost wyniku netto oraz wartość 0 w przypadku pozostałych spółek). Wszystkie wskaźniki finansowe oparte na danych z rachunku zysków i strat oraz rachunku przepływów pieniężnych obliczono w ujęciu czterokwartalnym (wykorzystano dane za okres od czwartego kwartału 2007 r. do trzeciego kwartału 2008 roku), natomiast wskaźniki oparte na danych pochodzących jedynie z bilansu (np. wskaźniki płynności oraz zadłużenia) obliczono na koniec trzeciego kwartału 2008 r.

Ze względu na opóźnienie czasowe, jakie mija od końca kwartału do dnia opublikowania przez spółki raportów kwartalnych dotyczących tego kwartału, zmienna objaśniana oraz zmienne objaśniające szacowanych regresji pochodzą z różnych przedziałów czasu.

W pierwszym etapie budowy każdej z trzech regresji dokonano identyfikacji oraz eliminacji obserwacji nietypowych. Wykorzystana metoda bazowała na analizie istotności parametrów strukturalnych uzyskanych dla zmiennych zero-jedynkowych, skonstruowanych dla potencjalnych obserwacji nietypowych. W metodzie tej oszacowano najpierw parametry konstruowanego modelu przed selekcją zmiennych objaśniających (czyli z uwzględnieniem wszystkich kandydatek na zmienne objaśniające). W celu weryfikacji występowania obserwacji nietypowych obliczono składniki resztowe oszacowanej regresji oraz wyszukano obserwację o najwyższej wartości bezwzględnej składnika resztowego. Następnie utworzono zero-jedynkową zmienną objaśniającą, przyjmującą wartość 1 dla zidentyfikowanej obserwacji o najwyższym module składnika resztowego oraz wartość 0 dla wszystkich pozostałych obserwacji. Zmienną tę dodano do zestawu zmiennych objaśniających i ponownie oszacowano parametry równania regresji. Jeżeli dodana zero-jedynkowa zmienna objaśniająca okazała się istotna statystycznie, przyjmowano, iż zidentyfikowana obserwacja ma charakter obserwacji nietypowej. Obserwacja ta była usuwana z modelu. Następnie dokonywano przeszacowania regresji (po usunięciu zidentyfikowanej obserwacji nietypowej) i identyfikowano kolejną obserwację o najwyższym module składnika resztowego, po czym konstruowano kolejną zmienną binarną, przyjmującą wartość 1 w przypadku obserwacji o najwyższym module reszty oraz wartość 0 dla wszystkich pozostałych obserwacji. Zmienną tę dodano do zestawu zmiennych objaśniających, po czym dokonano ponownej estymacji parametrów oraz analizy istotności statystycznej zmiennych. Procedurę eliminacji obserwacji nietypowych powtarzano do momentu, kiedy i -ta skonstruowana zmienna zero-jedynkowa okazała się nieistotna statystycznie. Zatem przed przejściem do kolejnego etapu pierwotną próbę ograniczono do obserwacji (w tym przypadku spółek giełdowych), w przypadku których nie stwierdzono, iż są to obserwacje nietypowe. Przy analizie istotności zero-jedynkowych zmiennych objaśniających posłużono się testem t -Studenta (na poziomie istotności 0,05).

W przypadku każdej z trzech regresji selekcji zmiennych objaśniających dokonano przy wykorzystaniu procedury modelowania „od ogółu do szczegółu”. W me-

to dzie tej dokonuje się estymacji modelu zawierającego wszystkie kandydatki na zmienne egzogeniczne, a następnie weryfikuje się ich istotność statystyczną na przykład za pomocą testu *t*-Studenta o postaci [Patterson 2000, s. 24]:

$$t = \frac{\beta_k}{\delta(\beta_k)},$$

- gdzie: *t* – wartość empiryczna statystyki *t*-Studenta parametru strukturalnego oszacowanego dla *k*-tej zmiennej egzogenicznej;
 β_k – wartość parametru strukturalnego oszacowanego dla *k*-tej zmiennej egzogenicznej;
 $\delta(\beta_k)$ – wartość standardowego błędu szacunku parametru strukturalnego oszacowanego dla *k*-tej zmiennej egzogenicznej.

Analizę istotności zmiennych przeprowadzano na poziomie istotności 0,05. W pierwszym etapie selekcji spośród nieistotnych zmiennych usunięta została z modelu ta, której wartość statystyki *t*-Studenta była najniższa. Następnie dokonano reestymacji modelu bez zmiennej wykluczonej i ponownie zbadano istotność pozostałych zmiennych. Procedurę kontynuowano do momentu, kiedy w modelu pozostały jedynie zmienne istotne statystycznie.

Ze względu na wysokie prawdopodobieństwo heteroskedastyczności reszt szacowanego modelu w estymacji jego parametrów wykorzystano ważoną metodę najmniejszych kwadratów, przy czym wagi poszczególnych obserwacji stanowiły odwrotności modułów reszt regresji oszacowanej klasyczną metodą najmniejszych kwadratów.

Oszacowany w ten sposób model zakłada, iż zróżnicowanie pomiędzy wartościami współczynników Beta analizowanych spółek wynika ze zróżnicowania ich fundamentów finansowych (wyznaczanych jedynie przez historyczne dane finansowe). Podejście to zakłada zatem, iż poprzez statystyczne ujęcie zależności pomiędzy współczynnikami Beta a zmiennymi fundamentalnymi możliwe jest oszacowanie dla każdej spółki wartości jej fundamentalnego współczynnika Beta.

3. Otrzymane rezultaty

Po eliminacji obserwacji nietypowych próba, na podstawie której oszacowano regresję współczynników Beta, objęła: dziewiętnaście spółek w przypadku sektora budownictwo, osiemnaście spółek w przypadku sektora informatyka oraz trzynaście spółek w przypadku sektora spożywczego.

Wszystkie trzy szacowane regresje różnią się pomiędzy sobą w zakresie zestawu regresorów, które pozostały istotne statystycznie po etapie selekcji zmiennych objaśniających. Tabele 1-3 przedstawiają rezultaty trzech oszacowanych regresji liniowych.

W oszacowanych regresjach fundamentalny współczynnik Beta stanowi zatem funkcję liniową dwóch lub trzech zmiennych objaśniających. Analiza uzyskanych

Tabela 1. Rezultaty regresji liniowej współczynników Beta notowanych na warszawskiej giełdzie spółek z sektora: budownictwo

Zmienne modelu	Parametry****
Wyraz wolny	0,948 (47,79)
Marża netto*	1,898 (25,34)
Zmienna zero-jedynkowa dla zmiany wyniku netto**	-0,235 (-20,26)
Wskaźnik płynności bieżącej***	-0,123 (7,89)
Współczynnik determinacji	0,591
Skorygowany współczynnik determinacji	0,509
Statystyka F	7,23
Istotność statystyki F	0,0032
Metoda estymacji	WMNK*****
Postać analityczna	Liniowa
Liczba obserwacji	19

* Zysk netto w okresie IV kw. 2007-III kw. 2008/przychody ze sprzedaży w okresie IV kw. 2007-III kw. 2008; ** zmienna zero-jedynkowa o wartości 1 w przypadku spółek, które w pierwszych trzech kwartałach 2008 r. powiększyły wynik netto (w stosunku do analogicznego okresu roku poprzedniego), oraz o wartości 0 w przypadku pozostałych spółek; *** aktywa obrotowe na koniec III kw. 2008/zobowiązania krótkoterminowe na koniec III kw. 2008; **** w nawiasach podano wartości statystyk *t*-Studenta; ***** ważona metoda najmniejszych kwadratów.

Źródło: „Forbes Investor” 11/2008; „Almanach Polskiego Rynku Kapitałowego”, czerwiec 2008; raporty spółek za III kwartał 2008 r.; obliczenia własne.

Tabela 2. Rezultaty regresji liniowej współczynników Beta notowanych na warszawskiej giełdzie spółek z sektora: informatyka

Zmienne modelu	Parametry****
1	2
Wyraz wolny	- (nieistotny statystycznie)
Marża operacyjna*	-1,497 (-20,03)
Marża netto**	0,728 (9,02)
Wskaźnik dźwigni kapitałowej***	0,279 (157,93)

1	2
Współczynnik determinacji	0,766
Skorygowany współczynnik determinacji	0,715
Statystyka F	15,24
Istotność statystyki F	0,0001
Metoda estymacji	WMNK*****
Postać analityczna	Liniowa
Liczba obserwacji	18

* Zysk operacyjny w okresie IV kw. 2007-III kw. 2008/przychody ze sprzedaży w okresie IV kw. 2007-III kw. 2008; ** zysk netto w okresie IV kw. 2007-III kw. 2008/przychody ze sprzedaży w okresie IV kw. 2007-III kw. 2008; *** aktywa ogółem na koniec III kw. 2008/kapitały własne na koniec III kw. 2008; **** w nawiasach podano wartości statystyk *t*-Studenta; ***** ważona metoda najmniejszych kwadratów.

Źródło: „Forbes Investor” 11/2008; „Almanach Polskiego Rynku Kapitałowego”, czerwiec 2008; raporty spółek za III kwartał 2008 r.; obliczenia własne.

Tabela 3. Rezultaty regresji liniowej współczynników Beta notowanych na warszawskiej giełdzie spółek z sektora: spożywczego

Zmienne modelu	Parametry***
Wyraz wolny	1,188 (14,55)
Zmienna zero-jedynkowa dla wyniku netto*	-0,414 (-5,08)
Zmienna zero-jedynkowa dla zmiany wyniku netto**	-0,508 (-14,04)
Współczynnik determinacji	0,676
Skorygowany współczynnik determinacji	0,612
Statystyka F	10,45
Istotność statystyki F	0,0035
Metoda estymacji	WMNK*****
Postać analityczna	Liniowa
Liczba obserwacji	13

* Zmienna zero-jedynkowa o wartości 1 w przypadku spółek, które w pierwszych trzech kwartałach 2008 r. wypracowały dodatni wynik netto, oraz o wartości 0 w przypadku pozostałych spółek; ** zmienna zero-jedynkowa o wartości 1 w przypadku spółek, które w pierwszych trzech kwartałach 2008 r. powiększyły wynik netto (w stosunku do analogicznego okresu roku poprzedniego), oraz o wartości 0 w przypadku pozostałych spółek; *** w nawiasach podano wartości statystyk *t*-Studenta; ***** ważona metoda najmniejszych kwadratów.

Źródło: „Forbes Investor” 11/2008; „Almanach Polskiego Rynku Kapitałowego”, czerwiec 2008; raporty spółek za III kwartał 2008 r.; obliczenia własne.

wyników sugeruje prawidłowość otrzymanych znaków parametrów strukturalnych (znaki tych parametrów wydają się zgodne z teorią finansów). Należy jednak zwrócić uwagę na dodatni kierunek wpływu marży netto na wartość współczynnika Beta w obydwu regresjach, w których zmienna ta okazała się istotna statystycznie. Oznacza to, iż spółki charakteryzujące się relatywnie wysoką (niską) rentownością netto wykazują relatywnie wysokie (niskie) wartości współczynników Beta. Może to wynikać z faktu, iż inwestorzy jako stosunkowo ryzykowne oceniają spółki o ponadprzeciętnej rentowności netto, szczególnie w okresie pogarszających się wyników finansowych ogółu spółek. W okresach, kiedy większość spółek odnotowuje spadek rentowności (tak, jak miało to miejsce w roku 2008), inwestorzy mogą negatywnie oceniać tzw. jakość zysków spółek raportujących ponadprzeciętną rentowność netto. Jest to jednak teza, której potwierdzenie wymagałoby bardziej szczegółowych badań. Pozostałe parametry strukturalne wydają się zgodne z intuicją. Analiza znaku parametru strukturalnego stojącego przy zmiennej dotyczącej dźwigni kapitałowej wskazuje, iż wzrost stopnia zadłużenia spółki (mierzonego wskaźnikiem dźwigni kapitałowej), *ceteris paribus*, wpływa na wzrost ryzyka finansowego jej działalności, a tym samym wywiera dodatni wpływ na kształtowanie się jej współczynnika Beta. Odwrotna sytuacja ma miejsce w przypadku wskaźnika płynności bieżącej, którego wzrost wpływa ograniczająco na wartość współczynnika Beta. Znaki parametrów strukturalnych stojących przy zmiennych zero-jedynkowych wskazują natomiast, iż spółki o dodatnim wyniku netto oraz spółki wykazujące wzrost wyniku netto lub zmniejszenie straty netto (w stosunku do analogicznego okresu roku poprzedniego) charakteryzują się, *ceteris paribus*, relatywnie niższymi wartościami współczynników Beta.

Biorąc pod uwagę znaczną liczbę innych (niewzględnionych w modelach) czynników wpływających na zmienność kursów akcji spółek (w tym bardzo dużą grupę czynników niemierzalnych), należy stwierdzić, iż oszacowane modele wykazały względnie dobre dopasowanie do danych rzeczywistych. Współczynniki determinacji znajdują się na zadowalających poziomach, jednak należy pamiętać o dotyczącym każdej z trzech regresji problemie małej próby (co sprawia, że wartości miar dopasowania do danych rzeczywistych mogą być zawyżone).

Można zatem stwierdzić, iż zaproponowane podejście do szacowania współczynnika Beta stanowić może użyteczne narzędzie analityczne. Wydaje się, iż pomimo problemu małej próby (problem ten będzie jednak ulegał stopniowemu zmniejszaniu w miarę dalszego rozwoju polskiego rynku kapitałowego oraz dzięki towarzyszącemu temu wzrostowi liczby spółek publicznych), narzędzie to umożliwia identyfikację podstawowych czynników fundamentalnych determinujących relatywne ryzyko inwestycyjne spółek. Pozwala ono nie tylko na szacowanie adekwatnej dla danej spółki wartości fundamentalnego współczynnika Beta (co ma znaczenie szczególnie w przypadku wyceny spółek niepublicznych), ale również na identyfikację i obserwację czynników determinujących zróżnicowanie tej miary pomiędzy poszczególnymi spółkami.

4. Zakończenie

Współczynnik Beta stanowi jeden z podstawowych parametrów wykorzystywanych w większości wycen przedsiębiorstw metodą zdyskontowanych wolnych przepływów pieniężnych (jako element kosztu kapitału). W przypadku spółek publicznych tradycyjny współczynnik Beta szacuje się zazwyczaj na podstawie prostej regresji stóp zwrotu akcji danej spółki względem stóp zwrotu całego rynku (reprezentowanego przez wybrany indeks giełdowy). Natomiast w przypadku spółek niepublicznych oszacowanie w ten sposób współczynnika Beta nie jest możliwe (z powodu braku historycznych stóp zwrotu), w związku z czym wartość tego parametru przyjmuje się często na poziomie mediany (lub średniej) dla publicznych spółek z branży lub na apriorycznie przyjętym poziomie. Wszystkie te podejścia mają istotne wady i wiążą się ze znacznym ryzykiem zawyżenia lub zaniżenia zastosowanego w wycenie kosztu kapitału. Alternatywnym rozwiązaniem jest oszacowanie tzw. fundamentalnych współczynników Beta na podstawie regresji liniowej tradycyjnych współczynników Beta spółek publicznych względem wybranych zmiennych fundamentalnych tych spółek. Analiza zaprezentowana w niniejszym artykule, dotycząca spółek giełdowych z trzech sektorów, potwierdza użyteczność zaproponowanego podejścia do estymacji fundamentalnych współczynników Beta. Narzędzie to pozwala nie tylko na dokładniejsze szacowanie adekwatnych dla poszczególnych spółek współczynników Beta (co ma szczególnie duże znaczenie w przypadku wycen spółek niepublicznych), ale również umożliwia identyfikację tych zmiennych fundamentalnych, które wykazują najsilniejsze statystycznie związki z ryzykiem inwestycyjnym poszczególnych spółek.

Literatura

- Damodaran A., *Estimating Risk Parameters*, Stern School of Business Working Papers, New York.
- Patterson K., *An Introduction To Applied Econometrics: A Time Series Approach*, PALGRAVE, New York 2000.
- Penman S.H., *Financial Statement Analysis and Security Valuation*, McGraw-Hill International, New York 2007.
- Pratt S.P., *Cost of Capital. Estimation and Applications*, John Wiley & Sons, Hoboken 2002.
- Rutterford J., Upton M., Kodwani D., *Financial Strategy*, John Wiley & Sons, Chichester 2006.
- Verninmen P. (red.), *Corporate Finance. Theory and Practice*, John Wiley & Sons, Chichester 2005.
- Witmer J., *The Cost of Equity in Canada: An International Comparison*, Bank of Canada Working Paper 2008-21, Ottawa 2001.

A LINEAR REGRESSION IN ESTIMATING FUNDAMENTAL BETAS IN THE CASE OF THE STOCK MARKET COMPANIES FROM CONSTRUCTION, IT AND FOOD INDUSTRIES

Summary: Beta coefficient belongs to the basic parameters in most discounted cash flows valuations. The paper presents the possibility of estimating this parameter with the use of a simple linear regression in the case of the companies from three industries: construction, IT and food. The linear regressions estimated for those three industries show satisfactory fit to empirical data (although there are problems brought about by small samples) as well as the structural parameters in accordance with the theory. Therefore this tool enables better estimation of appropriate Betas (what is important especially in the case of private companies' valuations) as well as the identification of the fundamentals with the strongest statistical linkage to the companies' investment risk.