PRACE NAUKOWE AKADEMII EKONOMICZNEJ WE WROCŁAWIU
Nr 1061 — 2005
Praktyczne aspekty pomiaru efektywności

**Arkadiusz Manikowski**
Uniwersytet Warszawski

# OCENA KOSZTÓW TRUDNOŚCI FINANSOWYCH POLSKICH SPÓŁEK GIEŁDOWYCH SEKTORA INFORMATYKI

## 1. Wstęp

Finansowaniu działalności przedsiębiorstw kapitałem obcym nieodłącznie towarzyszą trudności finansowe. Są one następstwem większego prawdopodobieństwa bankructwa charakteryzującego firmy wykorzystujące dźwignię finansową.

Trudności finansowe przejawiają się występowaniem tzw. kosztów pośrednich [Brigham, Gapenski 2000, rozdz. 11.7], będących efektem m.in. nieoptymalnych działań menedżerów (pozwalających firmie przetrwać jedynie w krótkim okresie) oraz wpływają na postawy klientów i dostawców (skutek słabnącej reputacji), a także postawy dostawców kapitału. Skrajnym efektem trudności finansowych może być upadłość przedsiębiorstwa, pociągająca za sobą występowanie tzw. kosztów bezpośrednich (koszty obsługi prawnej, koszty sądowe, wydatki administracyjne itp.).

Badania przeprowadzone m.in. przez Altmana [1984, s. 1067-1089] na próbie 26 upadłych spółek wykazały, że koszty upadłości są często wyższe niż 20% wartości firmy. Oznacza to, iż błędem byłoby zaniedbywanie w wycenach firm rozważanych tutaj kosztów.

Klasyczne modele opracowane przez Modiglianiego i Millera [1958, s. 261-279; 1963, s. 433-443], nie uwzględniające kosztów trudności finansowych, wskazują, że wzrost poziomu długu pociąga za sobą wzrost wartości firmy o tzw. tarczę podatkową. Praktyka wygląda jednak nieco inaczej. Sugerowany wzrost nie ma charakteru nieograniczonego, co wyraźnie pokazuje poniższa zależność[1] [Fernandez 2002a. Rozdz. 17.6]:

[1] W zależności (1) celowo pominięto koszty agencji, których występowanie wywołuje ten sam efekt co koszty trudności finansowych.

$$E + D = \frac{FCF}{K_U} + DVTS_{NCL} - CL \tag{1}$$

gdzie: $D$ – rynkowa wartość długu, $E$ – rynkowa wartość kapitału własnego, $FCF$ – wolne przepływy środków pieniężnych (ang. *free cash flow*), $K_U$ – koszt kapitału własnego firmy bez długu, $DVTS_{NCL}$ – zdyskontowana wartość tarczy podatkowej (ang. *discounted value of tax shield*) w świecie bez trudności finansowych, $CL$ – koszty trudności finansowych (ang. *cost of leverage*).

Z formuły (1) wynika, że wartość firmy z długiem ($E+D$) równa jest sumie wartości kapitału własnego bez długu ($FCF/K_U$) i tarczy podatkowej ($DVTS_{NCL}$) pomniejszonej o koszty $CL$. Formuła ta uzasadnia jednocześnie posługiwanie się zarówno w praktyce, jak i teorii finansów pojęciem optymalnej struktury kapitału, czyli takiego udziału długu w kapitale firmy, dla której jej wartość osiąga maksimum. Większość modeli wyjaśniających w sposób formalny wpływ struktury kapitału na wartość firmy nie bierze pod uwagę kosztów trudności finansowych, te zaś, które je uwzględniają, nadal są na etapie weryfikacji empirycznej.

Niniejszy artykuł prezentuje wyniki badań będących kontynuacją analiz nad kosztami trudności finansowych polskich spółek giełdowych z sektora informatyki. Uzyskane tutaj wyniki dotyczą oceny wielkości $CL$ tych spółek, dla których ma zastosowanie model struktury kapitału opracowany przez Damodarana. Przydatność tego modelu dla całego sektora informatyki zweryfikowano w (Manikowski 2003) [Manikowski 2004].

Układ niniejszego artykułu jest następujący. W pierwszym punkcie przedstawiono charakterystykę opracowanych dotychczas najważniejszych modeli struktury kapitału ze szczególnym naciskiem na model Damodarana. Model ten pozwolił na zbudowanie (w następnym punkcie) kryterium wyboru spółek, dla których oceniono $CL$. Sposób tej oceny zaprezentowano w punkcie czwartym. Punkt piąty w syntetyczny sposób prezentuje opis badań, których najważniejsze wyniki podano w następnym punkcie.

## 2. Modele struktury kapitału

Dotychczas opracowano szereg modeli struktury kapitału typu DCF (ang. *discounted cash flow*) będących efektem wykorzystywania różnych metod i teorii wyceny firm. W literaturze znanych jest 10 metod różniących się rodzajem uwzględnianych przepływów pieniężnych, a tym samym i stopami dyskontowymi. Wszystkie te metody są ze sobą zgodne, dając w efekcie identyczne wyniki i nie wywołując żadnych dyskusji co do poprawności ich stosowania.

Niezgodność pojawia się jednak przy wykorzystywaniu różnych teorii odmiennie traktujących sposób obliczania przede wszystkim wartości bieżącej tarczy podatkowej.

Do najważniejszych 9 teorii zaliczyć można [Fernandez 2002b]:

- Podejście bez kosztów finansowych, z której wynika następująca zależność pomiędzy współczynnikiem beta $\beta_L$ dla firmy z długiem $D$ a współczynnikiem beta $\beta_U$ dla firmy bez długu:

$$\beta_L = \beta_U + \frac{D(1-T)(\beta_U - \beta_d)}{E} \tag{2}$$

gdzie $E$ oznacza rynkową wartość kapitału własnego, $T$ – stopę podatku dochodowego, $\beta_d$ zaś – współczynnik beta dla długu.

- Teorię Damodarana [1994], której wynikiem jest następująca zależność:

$$\beta_L = \beta_U \frac{E + D(1-T)}{E} \tag{3}$$

- Tzw. podejście praktyków postaci:

$$\beta_L = \beta_U \frac{E + D}{E} \tag{4}$$

- Teorię Harrisa i Prinle'a [1958, s. 237-244; Rubacka 1995] zakładającą, że wartość bieżąca *VTS* tarczy podatkowej (tutaj $D \cdot K_d T$ w każdym roku, gdzie $K_d$ oznacza koszt kapitału obcego) jest dyskontowana wymaganą stopą zwrotu $K_U$ z kapitału akcyjnego firmy bez dźwigni finansowej, tzn.

$$VTS = PV\left[D \cdot K_d \cdot T; K_U\right] \tag{5}$$

gdzie $PV[CF, K]$ oznacza wartość bieżącą przepływów $CF$ ze stopą dyskontową $K$.

- Teorię Myersa [1974, s. 1-25] różniącą się od poprzedniej stopą dyskontową, tzn.:

$$VTS = PV\left[D \cdot K_d \cdot T; K_d\right] \tag{6}$$

- Teorię Milesa i Ezzella [1980, s. 719-730], w której zakłada się, że tarczę podatkową $D \cdot K_d T$ w pierwszym roku należy dyskontować za pomocą $K_d$, w latach zaś następnych – wykorzystując $K_U$.
- Teorię Millera [1977, s. 261-276], przyjmującą zerową wartość tarczy podatkowej.
- Podejście z kosztem trudności finansowych jako wartości bieżącej różnicy pomiędzy płaconymi odsetkami a stopą procentową pozbawioną ryzyka.
- Podejście Modiglianiego i Millera [1958] postaci:

$$VTS = PV\left[D \cdot R_F \cdot T; R_F\right] \tag{7}$$

gdzie $R_F$ – stopa procentowa pozbawiona ryzyka.

Zależność (3), będącą podstawą dalszych analiz, można potraktować jako sposób uwzględniania (zresztą nieświadomie przez samego jej autora) kosztów trudności finansowych. Dowodem na to jest porównanie (2) i (3). Wnioski z tego porównania są następujące: wartość $\beta'_L$ jest większa niż $\beta_L$, a w konsekwencji dla kosztu kapitału własnego z długiem zachodzi $K'_L > K_L$ oraz $E' < E$ [2]. Oznacza to, że zależność (3) można potraktować jako formułę próbującą uwzględniać koszty trudności finansowych, gdzie jako ocenę ich wielkości można przyjąć[3]:

$$CL = E - E' \tag{8}$$

Wyniki porównań modeli (2) i (3) stanowiły podstawę skonstruowania w następnym punkcie modelu regresji, pozwalającego zdefiniować kryterium wyboru spółek, dla których w punkcie 4 pokazano sposób oceny wielkości *CL* zgodnie z zależnością (8).

## 3. Kryteria wyboru spółek do oceny kosztów trudności finansowych

W prezentowanych badaniach nad oceną kosztów trudności finansowych przyjęto uwzględniać tylko te spółki, których wartości współczynników $\beta_L$ i $\beta_U$ w odpowiedni sposób zależą od relacji dług/kapitał własny. Skutkiem tego jest konieczność opracowania dwóch modeli regresji (stanowiące kryteria wyboru spółek do dalszych analiz). W pierwszym modelu zmienną objaśnianą jest $\beta_L$, w drugim zaś $\beta_U$. W obydwu przypadkach jedną ze zmiennych objaśniających jest wskaźnik *D/E*. Przyczyny wyboru właśnie takiej zmiennej objaśniającej oraz sposoby konstrukcji wspomnianych modeli regresji są następujące.

Mianowicie dla określenia zestawu zmiennych objaśniających w pierwszym modelu regresji pomocna będzie charakterystyka współczynnika beta z dźwignią (czyli $\beta_L$). Współczynnik ten jako miara ryzyka rynkowego zależy w ogólnym przypadku od następujących czynników:

- rodzaju prowadzonego biznesu;
- stopnia dźwigni operacyjnej;
- stopnia dźwigni finansowej.

W przypadku rozpatrywania firm z tego samego sektora wydaje się, że pierwszego czynnika nie należy brać pod uwagę.

Kolejny czynnik, czyli stopień dźwigni operacyjnej, może być reprezentowany następującymi wskaźnikami:

- Kapitalizacja rynkowa. W przeprowadzonych badaniach Damodaran [Damodaran 1994, rozdz. 3; źródło internetowe] zauważył, że na rynku amery-

[2] Wielkości dotyczące zależności (3) z *CL* przyjęto tutaj wyróżniać znakiem „ ' ".

[3] Podobny efekt daje stosowanie zależności (4), z tą jednak różnicą, że ocena kosztów *CL* jest większa niż w przypadku zależności (3).

kańskim mniejsze spółki mają tendencję do osiągania kosztów stałych o większym udziale w kosztach całkowitych.

- Zmienność *EBIT*. Zmienność ta może być reprezentowana np. za pomocą współczynnika wariancji[4] $CV = \sigma_{EBIT} / E\{EBIT\}$ lub $\Delta\%EBIT/\Delta\%SALES$. W badaniach przeprowadzonych przez Gode i Mohanrama [2001] oraz przez Bartha, Elliota i Finna [1999, s. 387-413] pokazano, że stabilny i wzrostowy charakter EBIT pociąga za sobą mniejsze $K_L$, co jest wynikiem m.in. mniejszej dźwigni operacyjnej. Dopuszcza się również możliwość uwzględniania współczynnika determinacji $R^2$ liniowego modelu regresji $EBIT_t = \alpha_0 + \alpha_1 t$.

Przyjęto, że stopień dźwigni finansowej jako ostatni czynnik, będzie reprezentowany za pomocą wskaźnika $D/E$.

W drugim modelu ze zmienną objaśnianą $\beta_U$ wydaje się właściwe pominięcie czynnika związanego z rodzajem prowadzonego biznesu oraz uwzględnienie wymienionych wyżej miar dźwigni operacyjnej. Wyjaśnienia jednak wymaga wybór wskaźnika $D/E$. Mianowicie porównując ze sobą zależności (2) i (3), przyjmując w (2) $E'$ zamiast $E$ oraz zakładając, że $\beta'_U$ oznacza współczynnik beta obliczony z (3), $\beta_U$ zaś ten sam współczynnik, ale wyznaczony z (2), otrzymamy:

$$\beta'_U = \beta_U + \beta_d \frac{D(1-T)}{D(1-T)+E'} \tag{9}$$

Różnica w (9) pomiędzy $\beta'_U$ a $\beta_U$ reprezentuje koszty trudności finansowych w kategoriach ryzyka mierzonego współczynnikiem beta. Wynika z tego bardzo ważny wniosek dla dalszych analiz. Mianowicie jeśli formuła (3) poprawnie uwzględnia trudności finansowe, obliczony współczynnik $\beta'_U$ nie powinien zależeć od wskaźnika $D/E$ (oczywiście jeżeli koszty te występują). Natomiast jeśli te koszty nie występują lub są one niepoprawnie uwzględnione przez (3), wtedy $\beta'_U$ powinien zależeć od $D/E$. Oznacza to, że w drugim modelu regresji stopień dźwigni finansowej, jako ostatni czynnik, ma w naszym przypadku na celu sprawdzenie poprawności uwzględniania kosztów $CL$ przez formułę (3).

W wyniku powyższych rozważań, zdecydowano się wziąć pod uwagę następujący zestaw zmiennych objaśniających:

a) $E$ – jako kapitalizację rynkową, reprezentującą m.in. stopień dźwigni operacyjnej;

---

[4] Zgodnie z Brighamem i Gapenskim [2000, rozdz.11] najlepszą miarą dźwigni operacyjnej jest $\sigma_{ROE(U)}$, której dla firmy z długiem nie można oszacować. Wydaje się więc, że wskaźnik z $\sigma_{EBIT}$ jest miarą równie dobrą. Zgodnie zresztą z założeniami do klasycznego modelu Modiglianiego i Millera, ryzyko działalności gospodarczej, które w dużej części zależy od dźwigni operacyjnej, jest mierzone przez $\sigma_{EBIT}$.

b) względne odchylenie EBIT od linii trendu jako kolejną miarę stopnia dźwigni operacyjnej (*odchylenie*)[5].

c) $D/E$ – jako miarę poprawności oszacowań kosztów $CL$.

Oznacza to rozważanie w analizach dotyczących wyboru spółek następujących modeli regresji:

$$\beta'_a = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot E + \alpha_2 \cdot \frac{D}{E} + \alpha_3 \cdot odchylenie, \quad a \in \{L,U\} \tag{10}$$

Ocena kosztów $CL$ będzie przeprowadzona dla tych spółek, dla których zostaną spełnione poniższe warunki:

1) $\alpha_2 > 0$ w modelu (10) ze zmienną objaśnianą $\beta'_L$;
2) $\alpha_2 \cong 0$ w modelu (10) ze zmienną objaśnianą $\beta'_U$ wyznaczoną z zależności (3) przy założeniu znajomości $\beta'_L$.

Warunek 1 zapewnia wybór spółek z oszacowanym współczynnikiem beta[6] $\beta'_L$ poprawnie zależnym od dźwigni finansowej (czyli $D/E$). Natomiast warunek 2 ogranicza zestaw spółek do tych, dla których występują koszty trudności finansowych i są one właściwie uwzględniane przez zależność (3).

## 4. Ocena kosztów trudności finansowych

Dla spółek wybranych metodą opisaną w poprzednim punkcie proponuje się wykorzystać zależność (8) do oceny wielkość $CL$. Można pokazać (patrz Dodatek), że dla firm charakteryzujących się stałym średnim poziomem przepływów środków pieniężnych, formuła (8) przyjmuje następującą postać[7]:

$$CL = E - E' = \frac{D(K_d - R_F)(1-T)}{K_U} \tag{11}$$

Powyższa zależność stanowi podstawę konstrukcji modelu regresji służącego do oszacowania $CL$. Mianowicie dokonując prostych przekształceń w (11), otrzymamy:

$$D(1-T) = \beta_0 + \beta_1 \frac{D(1-T)}{R_F} - \beta_2 \frac{K_U}{R_F} \tag{12}$$

gdzie $\beta_1 = K_d$, $\beta_2 = CL$.

---

[5] Przyjęcie właśnie takiej miary zmienności EBIT było podyktowane koniecznością otrzymania wartości zmiennej objaśniającej dla każdego kwartału.

[6] Współczynnik beta oszacowano z wykorzystaniem modelu rynkowego [Campbell, Lo, MacKinley 1997, rozdz. 5.5].

[7] Dla firm ze stałą stopą wzrostu $g$ zależność ta przyjmuje postać $CL = \frac{D(K_d - R_F)(1-T)}{K_U - g}$.

Wyraz wolny $\beta_0$ zapewnia uzyskiwanie niebciążonych oszacowań[8] parametru $\beta_2$.

Zasady wyznaczania wartości zmiennych objaśniających w modelu (12) są następujące.

Wielkość $K_U$ oznaczającą koszt kapitału własnego firmy bez długu proponuje się obliczać z wykorzystaniem modelu rynkowego postaci:

$$K_U = \alpha_U + \beta'_U R_M \tag{13}$$

gdzie: $\beta'_U$ – obliczone z (3);

$R_M$ – rynkowa stopa zwrotu obliczona na postawie notowań indeksu giełdowego WIG;

$\alpha_U$ – obliczone z porównania modelu rynkowego (13) i modelu jednowskaźnikowego Sharpa:

$$K_U = R_F + \beta'_U (R_M - R_F) \tag{14}$$

z którego to porównania wynika, że

$$\alpha_U = R_F (1 - \beta'_U) \tag{15}$$

Dodatkowo w analizach przyjęto wykorzystywać $R_F$ jako stopę procentową wolną od ryzyka – wyznaczaną nie na podstawie notowań papierów skarbowych, ale obliczoną z zależności[9]:

$$R_F = \frac{\alpha_L}{1 - \beta'_L} \tag{16}$$

gdzie $\alpha_L$ i $\beta_L$ są parametrami modelu rynkowego oszacowanego na podstawie notowań akcji rozważanych spółek ($K_L$) i indeksu WIG ($R_M$).

Powyższe rozważania wskazują na sposób wykorzystania modelu (12) ze zmienną objaśnianą $D(1-T)$ i zmiennymi objaśniającymi $D(1-T)/R_F$ i $K_U/R_F$. Oszacowanie współczynnika $\beta_2$ stanowi jednocześnie oszacowanie $CL$.

Specyficzny sposób obliczania $R_F$ zgodnie z zależnością (16) sugeruje otrzymywanie oszacowań parametru $\beta_1$, których raczej nie należy interpretować jako rzeczywistego kosztu kapitału obcego $K_d$.

[8] Zgodnie z twierdzeniem 3.14 w [Pacut 1985].

[9] Zależność (16) otrzymano z porównania modelu rynkowego $K_L = \alpha_L + \beta'_L R_M$ i modelu jednowskaźnikowego $K_L = R_F + \beta'_L (R_M - R_F)$.

## 5. Opis badań

Analizie poddano 15 spółek z sektora informatyki z wykorzystaniem notowań ich akcji na GPW i dostępnych kwartalnych danych finansowych[10].

Przeprowadzone badanie składało się z następujących etapów[11]:

1. Dla każdej spółki i dla każdego kwartału na podstawie tygodniowych stóp zwrotu oszacowano współczynniki beta ($\beta_L$) za pomocą modelu rynkowego.
2. Dla każdej spółki określono kwartalne wartości następujących wskaźników:
   - $E$ – rynkowa wartość kapitału akcyjnego;
   - *odchylenie* – odchylenie EBIT (zysk z działalności operacyjnej) od oszacowanej linii trendu.
   - $D/E$ – księgowa wartość długu[12] do rynkowej wartości kapitału akcyjnego.
3. Wykorzystując $\beta_L$, $E$, $D/E$, obliczono z zależności (3) wartości współczynników $\beta_U$ dla każdej spółki i dla każdego kwartału.
4. Na podstawie uzyskanych wartości wektorów ($\beta_L$, $E$, $D/E$, *odchylenie*) i ($\beta_U$, $E$, $D/E$, *odchylenie*) oszacowano współczynniki $\alpha$ w modelu regresji (10), co stanowiło podstawę wyboru spółek do dalszych analiz (pkt 3).
5. Dla każdej z wybranych spółek oszacowano $CL$ jako współczynnik $\beta_2$ w modelu (12) (pkt 4).

Uzyskane wyniki podano w następnym punkcie.

## 6. Analiza uzyskanych wyników

**Wybór spółek.** Wykorzystując model (10), poddano analizie 15 spółek giełdowych sektora informatyki. Dla każdej z nich uzyskano parę oszacowań parametru $\alpha_2$. Pierwsze dotyczyło modelu z $\beta_L$ jako zmienną objaśnianą (tab. 1, kolumny 3-5), drugie zaś z $\beta_U$ (tab. 1, kolumny 6-8). Na podstawie podanych na końcu punktu 3 niniejszego artykułu warunków związanych ze wspomnianymi oszacowaniami dokonano wyboru 8 spółek. Dla nich właśnie pokazano szczegółowe wyniki analiz w tab. 1 (wyróżniono kursywą te oszacowania, które stały się podstawą wyboru spółki).

I tak na przykład dla spółki Apexim otrzymane oszacowanie parametru $\alpha_2$ na poziomie 0,06 z *prob* = 0,005 świadczy o istotności zmiennej *D/E* w modelu (10)

---

[10] Dane finansowe pochodzą z Notoria Serwis i dotyczą okresu od I kwartału 1998 do I kwartału 2003.

[11] W dalszych rozważaniach pominięto znak „ ‘ ”.

[12] Z badań przeprowadzonych przez Trzeplę [Trzepla 2000, s. 51-60] wynika, że udział krótkoterminowego długu w finansowaniu polskich przedsiębiorstw (nie tylko działalności bieżącej, ale przede wszystkim inwestycyjnej) jest duży. Zatem w analizach przyjęto za *D* dług krótko- i długoterminowy.

ze zmienną objaśnianą $\beta_L$ (czyli poprawne reagowanie współczynnika beta na zmiany stopnia dźwigni finansowej). Natomiast oszacowanie $\alpha_2$ na poziomie 0,004 z *prob* = 0,64 dla modelu (10) ze zmienną objaśnianą $\beta_U$ świadczy o braku istotności zmiennej *D/E* co można interpretować jako poprawne uwzględnianie przez zależność (3) kosztów CL.

Warto zauważyć, że wśród wybranych spółek znalazły się również i takie, których oszacowania parametrów $\alpha_2$ nie spełniają podanych w pkt 3 kryteriów, lecz charakteryzują się poprawną tendencją zmian. Widać to wyraźnie na przykładzie spółki Elzab, gdzie oszacowania te dla modelu (10) ze zmienną objaśnianą $\beta_U$ (*prob* = 0,80) są „bardziej nieistotne" niż dla tego samego modelu, lecz ze zmienną objaśnianą $\beta_L$ (*prob* = 0,68).

Tabela 1. Wyniki oszacowań parametru $\alpha_2$ modelu (10) z różnymi zmiennymi objaśnianymi dla wybranych do dalszej analizy spółek

| Firma | | Zmienna objaśniana $\beta_L$ | | | Zmienna objaśniana $\beta_U$ | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | $\alpha_2$ | Prob * | $R^2$ | $\alpha_2$ | Prob * | $R^2$ |
| Apexim | | ***0,06*** | ***0,005*** | ***0,44*** | ***0,004*** | ***0,64*** | ***0,10*** |
| | (–1) | ***0,35*** | ***0,005*** | ***0,48*** | ***0,09*** | ***0,10*** | ***0,31*** |
| Elzab | | –0,02 | 0,92 | 0,005 | –0.02 | 0,85 | 0,08 |
| | (–1) | ***0,11*** | ***0,68*** | ***0,02*** | ***0,03*** | ***0,80*** | ***0,07*** |
| Getin | | –6,93 | 0,49 | 0,48 | –7,56 | 0,45 | 0.50 |
| | (–1) | ***11,78*** | ***0,25*** | ***0,75*** | ***9,99*** | ***0,30*** | ***0,71*** |
| Prokom | | ***3,13*** | ***0,02*** | ***0,39*** | ***2,20*** | ***0,08*** | ***0,35*** |
| | (–1) | ***2,26*** | ***0,12*** | ***0,26*** | ***1,33*** | ***0,32*** | ***0,22*** |
| Softbank | | ***2,61*** | ***0,08*** | ***0,20*** | ***1,69*** | ***0,21*** | ***0,16*** |
| | (–1) | ***2,59*** | ***0,039*** | ***0,31*** | ***1,69*** | ***0,13*** | ***0,30*** |
| Sterprojekt | | –0,03 | 0,95 | 0,69 | –0.13 | 0,74 | 0,80 |
| | (–1) | ***0,77*** | ***0,17*** | ***0,62*** | ***0,45*** | ***0,31*** | ***0,72*** |
| Talex | | ***1,69*** | ***0,56*** | ***0,10*** | ***0,92*** | ***0,67*** | ***0,06*** |
| | (–1) | –1,48 | 0,70 | 0,14 | –0.99 | 0,73 | 0,12 |
| Igroup | | ***0,03*** | ***0,96*** | ***0,31*** | ***–0,16*** | ***0,77*** | ***0,33*** |
| | ***(–1)*** | ***0,17*** | ***0,79*** | ***0,24*** | ***–0,07*** | ***0,91*** | ***0,27*** |

* Prob oznacza graniczny poziom istotności dla uzyskanych oszacowań.
Wiersze oznaczone symbolem (–1) dotyczą oszacowań uzyskanych z zastosowaniem w modelu (10) zmiennych objaśniających E oraz D/E opóźnionych o jeden kwartal oraz zmiennej objaśnianej $\beta_U$ obliczonej z (3) przy D i E z poprzednich kwartałów.

**Ocena kosztów trudności finansowych.** Dla wybranych spółek do wyznaczenia kosztów trudności finansowych wykorzystano skonstruowany w punkcie 4 model postaci (12). Oszacowania współczynnika $\beta_2$ stanowią jednocześnie oszacowanie *CL*. W pewnych przypadkach, dla których parametr $\beta_1$ okazał się nieistotnie

różny od zera potraktowano składnik $\beta_0 + \beta_1 D(1-T)/R_t$ jako wyraz wolny (oznaczony dalej jako $\beta_{01}$), otrzymując model następującej postaci:

$$D(1-T) = \beta_{01} - \beta_2 \frac{K_{tl}}{R_t} \tag{17}$$

W modelu tym znaczenie parametru $\beta_2$ jest takie samo jak w modelu (12).

W tabeli 2 przedstawiono tylko te wyniki oszacowań, które mają swoją interpretację w sensie kosztów trudności finansowych.

I tak na przykład dla spółki Apexim uzyskano wszystkie oszacowania CL<0. Natomiast dla spółki Elzab otrzymano poprawne oszacowania kosztów trudności finansowych tylko dla modelu (17) na poziomach 2 075 790 PLN i 6 703 101 PLN.

Tabela 2. Wyniki oszacowań kosztów trudności finansowych *CL* ($\beta_2$)

| Firma | | Dla modelu (12) | | | Dla modelu (17) | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | $\beta_2$ (w PLN) | Prob* | $R^2$ | $\beta_2$ (w PLN) | Prob* | $R^2$ |
| Apexim | | – | – | – | – | – | – |
| | (–1) | – | – | – | – | – | – |
| Elzab | | – | – | – | 2 075 790 | 0,62 | 0,01 |
| | (–1) | – | – | – | 6 703 101 | 0,08 | 0,18 |
| Getin | | – | – | – | – | – | – |
| | (–1) | – | – | – | 1 061 304 | 0,25 | 0,31 |
| Prokom | | – | – | – | – | – | – |
| | (–1) | – | – | – | – | – | – |
| Softbank | | – | – | - | 16 639 719 | 0,34 | 0,05 |
| | (–1) | 11 331 042 | 0,61 | 0,50 | 14 039 398 | 0,45 | 0,04 |
| Sterprojekt | | – | – | – | – | – | – |
| | (–1) | – | – | – | – | – | – |
| Talex | | – | – | – | 1 568 237 | 0,53 | – |
| | (–1) | – | – | – | – | – | 0,06 |
| Igroup | | – | – | – | – | – | – |
| | (–1) | – | – | – | 522 710 | 0,44 | 0,03 |

* Prob oznacza graniczny poziom istotności dla uzyskanych oszacowań.
„–" oznacza uzyskanie oszacowań CL<0, czyli nie mających interpretacji kosztów trudności finansowych.
Wiersze oznaczone symbolem (–1) dotyczą oszacowań uzyskanych z zastosowaniem w modelu (12) i (17) z opóźnionymi o jeden kwartał zmiennymi objaśniającymi.

Wnioski nasuwające się z analiz wyników końcowych nie są zbyt optymistyczne. Wykorzystując model (12) tylko dla firmy Softbank, można było oszacować *CL* (pozostałe wyniki charakteryzowały się ujemnymi wartościami *CL*).

Nieco lepsza sytuacja dotyczyła modelu (17), który jednak nie zawsze można zastosować (warunkiem jest nieistotność parametru $\alpha_1$ w modelu (12)). Dodatkowo prawie w każdym przypadku (z jednym wyjątkiem firmy Elzab) graniczny poziom istotności (Prob) znacznie przewyższał najczęściej przyjmowane w praktyce. Sugeruje to nieistotność uzyskanych oszacowań kosztów *CL*.

W tabeli 3 przedstawiono relacje *CL* do średniego w badanym okresie kapitału akcyjnego *E* oraz do wartości firmy *E+D*. Podano tam również wartość wskaźników *D/E* mierzących stopień dźwigni finansowej. Wyraźnie widoczna jest oczywista zależność pomiędzy *D/E* a wyznaczonymi relacjami (większe *D/E* pociąga za sobą wzrost udziałów *CL* w kapitale własnym i w wartości firmy).

Tabela 3. Udział kosztów trudności finansowych *CL* w kapitale własnym firmy *E* i w wartości firmy *E+D*

| Firma | *D/E* | *CL/E* | *CL*/(E+*D*) |
|---|---|---|---|
| Elzab | 1,32 | 9,5% – 30,7% | 4,1% – 13,2% |
| Getin | 0,05 | 5,1% | 4,8% |
| Softbank | 0,09 | 1,4% – 2,1% | 1,3% – 1,5% |
| Talex | 0,32 | 3,2% | 2,5% |
| Igroup | 0,15 | 3,1% | 2,7% |

## 6. Zakończenie

W niniejszym artykule zaprezentowano sposób wykorzystania modelu Damodarana do oceny wielkości kosztów trudności finansowych. Badania przeprowadzono na przykładzie 15 spółek giełdowych sektora informatyki. Spośród nich wybrano w pierwszym etapie te, dla których:

- współczynnik $\beta_L$ jest dodatnio skorelowany ze wskaźnikiem *D/E* mierzącym poziom dźwigni finansowej
- obliczony za pomocą wspomnianego modelu współczynnik $\beta_U$ nie zależy od tego wskaźnika.

Ostatni z wymienionych wyżej warunków ogranicza zestaw spółek do tych, dla których model Damodarana poprawnie uwzględnia koszty trudności finansowych.

Wyniki uzyskane dla wybranych w opisany sposób 8 spółek nie są w pełni zadowalające. Przyczyny takiej sytuacji mogą być następujące. Pierwszy powód to nieuwzględnianie w wystarczający sposób kosztów *CL* w wykorzystanym w badaniach modelu. Sugeruje to konieczność przeanalizowania kosztów za pomocą modelu (4), dającego większe oszacowania *CL*. Drugi powód wynika z faktu, że wykorzystane w analizach modele (12) i (17) charakteryzują się występowaniem zmiennych objaśniających mierzonych z błędem. Błędy te są efektem użycia do obliczeń tych zmiennych współczynnika beta, oszacowanego za pomocą modelu

rynkowego na podstawie notowań giełdowych. Co więcej, błędy te nie spełniają klasycznych założeń, jaki przyjmuje się w analizach modeli tego typu. Chodzi tu o założenie braku korelacji pomiędzy zmienną objaśniającą a błędem, z jakim jest ona mierzona.

Wydaje się więc konieczne przeprowadzenie dalszych badań nad oceną trudności finansowych przy uwzględnieniu dwóch wymienionych wyżej czynników, z powodu których uzyskane tutaj wyniki mogą wydawać się niewystarczające do praktycznych zastosowań.

## Dodatek – wyprowadzenie zależności (11)

Ze wzoru (3) postaci:

$$\beta'_L = \beta_U \frac{E' + D(1-T)}{E'} \tag{D1}$$

oraz modelu rynkowego postaci:

$$K_X = R_F + \beta_X P_M, \; X \in \{U, L, d\} \tag{D2}$$

gdzie $P_M = R_M - R_F$ oznacza premię rynkową za ryzyko,

otrzymamy

$$K'_L - R_F = \frac{(K_U - R_F)D(1-T)}{E'} + K_U - R_F$$

a stąd

$$K'_L = \frac{(K_U - R_F)D(1-T)}{E'} + K_U \tag{D3}$$

Wiadomo, że

$$D + E' = \frac{FCF}{WACC'} \tag{D4}$$

gdzie $WACC'$ oznacza średni ważony koszt kapitału postaci:

$$WACC' = \frac{K'_L E' + K_d(1-T)D}{E' + D} \tag{D5}$$

Wstawiając (D5) do (D4), otrzymamy:

$$\frac{FCF}{K'_L E' + K_d(1-T)D} = 1 \tag{D6}$$

Uwzględniając (D3) w (D6), mamy

$$\frac{FCF}{(K_U - R_F)D(1-T) + K_U E' - K_d D(1-T)} = 1 \qquad \text{(D7)}$$

a z (D7)

$$E' = \frac{FCF - (K_U - R_F + K_d)D(1-T)}{K_U} = \frac{FCF}{K_U} - \frac{(K_U - R_F + K_d)D(1-T)}{K_U} =$$
$$= V_U - D(1-T) - \frac{(K_d - R_F)D(1-T)}{K_U} \qquad \text{(D8)}$$

Wiadomo, że w świecie bez trudności finansowych zachodzi

$$D + E = V_U + DT \Rightarrow E = V_U - (1-T)D \qquad \text{(D9)}$$

Odejmując (D8) od (D9), otrzymamy zależność (11).
Podobnie można wyprowadzić zależność na *CL* przy założeniu stałej stopy wzrostu.

## Literatura


Altman E.I., *A Further Empirical Investigation of the Bankruptcy Cost Question*, „Journal of Finance" September 1984 (1067-1089).

Barth M.E., Elliot J.A., Finn M.W. (1999), *Market Rewards Associated with Patterns of Increasing Earning*, „Journal of Accounting Research", 37 (2), Autumn, 387-413.

Brigham E.F., Gapenski L.C. (2000), *Zarządzanie finansami*, PWE, Warszawa.

Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinley A.C. (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

Damodaran A. (1994), Damodaran on Valuation, John Wiley and Sons, New York.

Damodaran A., *Estimating Risk Parameters*, Working Paper, Stern School of Business, New York, www.stern.nym.edu/~adamodaran/.

Damodaran A., *Valuing Private Firms*, Working Paper, www.stern.nym.edu/~adamodaran/.

Fernandez P. (2002a), *Valuation Methods and Shareholders Value Creation*, Academic Press, Elsevier Scence (USA).

Fernandez P. (2002b), *Valuing Companies by Cash Flow Discounting: Ten Methods and Nine Theories*. IESE, University of Navarra, January Research Paper No 451.

Gode D., Mohanram P. (2001), *What Effects the Implied Cost of Equity Capital*? Stern School Bussiness, New York (February 3). Working Paper.

Harris R.S., Pringle J.J. (1985), *Risk-adjusted Discount Rates Extensions Form the Average-risk Case*, „Journal of Financial Research".

Manikowski A., *Analiza możliwości oceny kosztów finansowych przedsiębiorstw w warunkach polskich*, [w:] Turyna J., Szczęsny W. (red.), *Finansowe uwarunkowania rozwoju organizacji gospodarczych*, Difin, Warszawa, 2004.

Miles J.A., Ezzell J.R. (1980), *The Weighted Average Cost of Capital. Perfect Capital Markets and Project Life: A Clarification*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis" (September), 719-730.

Miller M.H. (1977), *Debt and Taxes*, „Journal of Finance" (May), 261-276.

Modigliani F., Miller M. (1958), *The Cost of Capital. Corporation Finance and the Theory of Investment*, „American Economic Review", 48, 261-297.
Modigliani F., Miller M. (1963), *Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction*, American Economic Review (June), 433-443.
Myers S.C. (1974), *Interactions of Corporate Financing and Investment Decisions – Implication for Capital Budgeting*, „Journal of Finance" (March), 1-25.
Pacut A., *Prawdopodobieństwo. Teoria. Modelowanie probabilistyczne w technice*, WNT, Warszawa 1985.
Ruback R.S. (1995), *A Note on Capital Cash Flow Valuation*, Harward Business School, 9-295-069.
Trzepla J. (2000), *Krótkoterminowe komercyjne papiery dłużne a koszt długu*, „Rynek Kapitałowy" 2000, nr 11/119; 51-60.

## CALCULATING OF LEVERAGE COST FOR POLISH PUBLIC COMPANIES FROM INFORMATICS SECTOR

### Summary

Effect of financing companies activity by debt is cost of leverage. This cost, which is not considered in classical capital structures models of Modigliani and Miller, influence on market value of firms. Up to present many another models of capital structure with leverage cost are elaborated. Well-known are Damodaran and Fernandez ones.

This article deal with calculating of leverage cost in Polish circumstance by using Damodaran model. Mentioned analysis was realized on public firms from informatics sector. Obtained results allow to make correctly valuation of companies.