

Mirosław Wójciak

Akademia Ekonomiczna w Katowicach

WYBÓR ESTYMATORA ZMIENNOŚCI KAPITAŁU WŁASNEGO A OCENA PRAWDOPODOBIENSTWA NIEWYPŁACALNOŚCI

1. Wstęp

Zasadniczym problemem większości modeli oceny ryzyka kredytowego jest poprawne oszacowanie prawdopodobieństwa niedotrzymania warunków umowy (*probability of default*). Najpopularniejszym modelem estymacji prawdopodobieństwa niewypłacalności nowej generacji (powstałych po 1990 roku) jest model firmy Mody's KMV (MKMV). Aby za pomocą tego modelu oszacować ryzyko kredytowe, niezbędna jest estymacja kilku parametrów. Do najważniejszych z nich można zaliczyć: zmienność rynkowej wartości kapitału własnego, rynkowej wartości aktywów i jej zmienności czy też oczekiwanej stopy zwrotu z aktywów podmiotu gospodarczego. Często metody ich estymacji nie są ujednoczone, co powoduje znaczne zmiany w poziomie szacowanego ryzyka kredytowego badanych spółek.

Celem artykułu jest próba odpowiedzi na pytanie, jaki jest wpływ przyjętego estymatora zmienności kapitału własnego na otrzymane prawdopodobieństwa niewypłacalności. W pracy postawiono hipotezę, że zarówno wybór estymatora zmienności kapitału własnego, jak i długość okresu, z jakiego jest liczona, ma zasadniczy wpływ na otrzymane prawdopodobieństwa niewypłacalności. W tekście krótko opisano model MKMV wraz z wykorzystaną w analizie modyfikacją Byströma oraz zastosowane estymatory zmienności kapitału własnego. W punkcie czwartym zawarto wyniki przeprowadzonego eksperymentu. Dane potrzebne do analizy pozyskano ze strony internetowej www.parkiet.com oraz z serwisu Notoria, a obliczenia wykonano w Matlabie i w programie OxMetrics.

2. Model MKMV oceny ryzyka kredytowego

W latach 70. ubiegłego wieku Merton (1974) oraz Black i Scholes (1973) zaproponowali model, który ukazuje sposób powiązania ryzyka kredytowego ze strukturą kapitału firmy. W modelu tym, oprócz założeń modelu Blacka-Scholesa

(por. [Black, Scholes 1973]), Merton wprowadził dodatkowe założenia [Merton 2004]: wartość aktywów przedsiębiorstwa ma rozkład logarytmiczno-normalny; podmiot finansowany jest przez kapitał własny, który nie generuje żadnych dywidend i przez zero-kuponową obligację D o momencie zapadalności T , który jest spłacany jednorazowo; nie uwzględnia się kosztów bankructwa; bankructwo można zidentyfikować tylko w momencie T ; wartość aktywów firmy jest równa sumie wartości długu i wartości kapitału własnego liczonego jako iloczyn ceny i liczby akcji. Na podstawie określenia rynkowej wartości firmy i jej zmienności oraz struktury jej zobowiązań model ten pozwala uznać firmę za niewypłacalną, jeśli wartość jej aktywów (A) w momencie T jest niższa od wartość długu (D)¹. Zatem gdy bank udziela pożyczki, jego przychód jest równoważny przychodowi wystawcy opcji sprzedaży na aktywa firmy zaciągającej pożyczkę. W pierwotnym modelu Mertona wypłata w momencie T przedstawiona jest wzorem:

$$E_T = \max[A_T - D, 0], \quad (1)$$

gdzie: E_T – wartość kapitału własnego w momencie T ,
 A_T – wartość aktywów przedsiębiorstwa w momencie T ,
 D – wartość księgowa zadłużenia.

Za pomocą modelu Blacka-Scholesa-Mertona można wyznaczyć rynkową wartość kapitału własnego przedsiębiorstwa:

$$E = AN(d_1) - De^{-rT}N(d_2), \quad (2)$$

gdzie:

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{A}{D}\right) + (r + 0,5\sigma_A^2)T}{\sigma_A\sqrt{T}}, \quad d_2 = \frac{\ln\left(\frac{A}{D}\right) + (r - 0,5\sigma_A^2)T}{\sigma_A\sqrt{T}},$$

T – okres kredytu,
 r – stopa oprocentowania wolna od ryzyka,
 σ_A – zmienność wartości aktywów przedsiębiorstwa,
 $N(d_i)$ – wartość dystrybuanty standaryzowanego rozkładu normalnego dla argumentu równego d_i , gdzie $i = 1, 2$.

W modelu (2) bezpośrednio obserwowalne są zmienne E , D , T , r . Wartość rynkowa aktywów firmy (A) oraz jej zmienność (σ_A) nie są bezpośrednio obserwowalne. W celu oszacowania wartości rynkowej aktywów i jej zmienności dodatkowo wykorzystuje się zależność [Hull 2003]:

$$\sigma_E E = N(d_1)\sigma_A A, \quad (3)$$

gdzie: σ_E – zmienność wartości kapitału własnego.

¹ Wartość kapitału własnego mniejsza od zera.

Prawdopodobieństwo niewypłacalności w modelu KMV szacowane jest przy założeniu, że zmienna losowa zwrotu z aktywów firmy przyjmuje rozkład normalny. Przy estymacji prawdopodobieństwa niewypłacalności pojawia się oczekiwana stopa zwrotu z aktywów, którą należy oszacować. Jej poprawna estymacja jest niezwykle ważna, gdyż oszacowane PD są szczególnie wrażliwe na jej wartości [Wójcicka 2008].

Modyfikację wyjściowego modelu Mertona, polegającą na uproszczeniu metody określania oryginalnego prawdopodobieństwa niewypłacalności, zaproponował Byström [2003]. Uproszczenia te wymagają następujących założeń, które dotyczą tylko zmiennych bezpośrednio obserwowalnych: zakłada się, że dryf (*drift term*) $(r - 0,5\sigma_A^2)(T - t)$ jest niezwykle „małą wartością” w porównaniu z $\ln(A/A_{def})$; $N(d_1)$ jest „bliskie” jedności²; do wyznaczenia dźwigni kapitałowej wykorzystywana jest wartość księgowa długu (*book value*) $D/A = D/(E+D)$; czas spłaty kredytu T wynosi 1 rok³.

Przyjmując powyższe założenia wzór na PD w modelu zmodyfikowanym przedstawić jako:

$$PD_B = N\left(-\frac{\ln(A/D)}{\sigma_E E/A}\right). \quad (4)$$

Zgodnie z założeniem do szacowania PD_B w tym podejściu wykorzystujemy tylko zmienne bezpośrednio obserwowalne, co jest dużym uproszczeniem w stosunku do oryginalnego modelu Mertona i modelu MKMV.

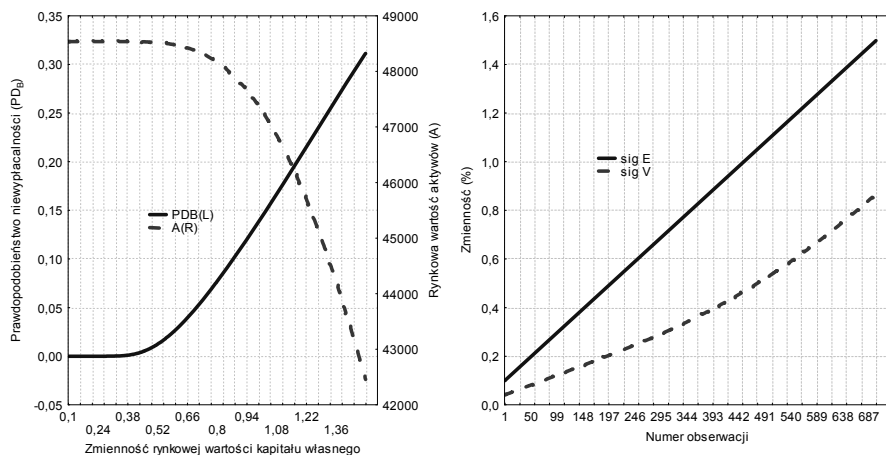
Z równań (2), (3) oraz (4) wynika, że wraz ze wzrostem zadłużenia będzie rósł wskaźnik zadłużenia oraz będzie malała zmienność wartości aktywów. Wzrost wskaźnika zadłużenia będzie zwiększał oszacowane prawdopodobieństwo niewypłacalności, a zmniejszenie zmienności rynkowej wartości aktywów będzie zmniejszać to prawdopodobieństwo.

Na rysunku 1 przedstawiono wpływ zmian zmienności rynkowej wartości kapitału własnego na oszacowaną rynkową wartość aktywów, jej zmienność oraz prawdopodobieństwo niewypłacalności otrzymane z formuły (4). Wykonując obliczenia, założono, że stopa wolna od ryzyka wynosi 5%, a okres kredytowania – jeden rok. Przyjęto także, że rynkowa wartość kapitału własnego jest stała (20 mln zł), a wartość zadłużenia wynosi 30 mln zł.

W przypadku stosowania modyfikacji Byströma najsilniej wpływającymi zmiennymi na PD są rynkowa wartość aktywów oraz zmienność rynkowej wartości kapitału własnego. Wraz ze wzrostem zmienności rynkowej wartości kapitału własnego będzie rosło oszacowane prawdopodobieństwo niewypłacalności, a malała rynkowa wartość aktywów. Wzrost prawdopodobieństw niewypłacalności jest tym większy, im poziom dźwigni kapitałowej (L) wyrażonej jako: $D^* = De^{-rT}$, a $L = D^*/A_0$ jest

² Założenie to jest prawdziwe w przypadku niskiego ryzyka. Tylko gdy rynkowa wartość aktywów V jest zbliżona do księgowej wartości długu D i zarazem notuje się wysoką zmienność aktywów, wartość $N(d_1)$ różni się od jedności.

³ Model ten utrzymuje założenie badania zdolności kredytowej spółki w okresie 1 roku.



Rys. 1. Wartości PD , A oraz σ_V względem zmian zmienności rynkowej wartości kapitału własnego
Źródło: opracowanie własne.

wyższy. Wzrost zmienności rynkowej wartości kapitału własnego powoduje wzrost zmienności rynkowej wartości aktywów, ale dynamika wzrostu jest niższa.

3. Miary zmienności rynkowej wartości kapitału własnego

W celu oszacowania zmienności rynkowej wartości kapitału własnego można wykorzystać dowolną miarę zmienności rozkładu stóp zwrotu (pozycyjną lub klasyczną). W pracy postanowiono skorzystać z odchylenia standardowego stóp zwrotu, średniego bezwzględnego odchylenia stóp zwrotu od mediany oraz pierwiastka kwadratowego z bezwarunkowej wariancji oszacowanej na podstawie modelu GARCH [Piontek 2002]. Odchylenie standardowe jest najbardziej znaną i preferowaną miarą zmienności. Wyznaczono ją z wykorzystaniem następującego wzoru:

$$\hat{\sigma}_E = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{n=1}^n (r_{tE} - \bar{r}_{tE})^2}, \quad (5)$$

gdzie: $\hat{\sigma}_E$ – oszacowana wartość zmienności rynkowej wartości kapitału własnego,
 r_{tE} – prosta stopa zwrotu z rynkowej wartości kapitału własnego,
 \bar{r}_{tE} – oczekiwana stopa zwrotu z rynkowej wartości kapitału własnego.

Wyznaczona wartość jest jedynie oszacowaniem nieznannej wartości odchylenia standardowego rozkładu. Szacując zmienność tą miarą, należy pamiętać o odpowiedniej wielkości próby oraz że, jak każda miara klasyczna, nie jest ona odporna na obserwacje nietypowe. Zastosowanie zbyt krótkiego szeregu czasowego będzie

prowadzić do dużego zróżnicowania zmienności⁴, a w przypadku zbyt obszernej próby uwzględnione zostaną także bardzo odległe obserwacje, które *de facto* mają marginalny wpływ na aktualną sytuację na rynku.

W celu zminimalizowania znaczenia obserwacji nietypowych zastosowano średnie bezwzględne odchylenie stóp zwrotu od mediany wyrażone wzorem:

$$\hat{\sigma}_E = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |r_{iE} - me|, \quad (6)$$

gdzie: me – jest wartością mediany stóp zwrotu rynkowej wartości kapitału własnego.

Mediana jest miarą odporną na wartości nietypowe, w związku z tym miara wyrażona wzorem (6) będzie wskazywała na niższą zmienność niż w przypadku odchylenia standardowego wyrażonego wzorem (5).

Ostatnią obliczoną miarą zmienności jest pierwiastek kwadratowy z bezwarunkowej wariancji oszacowanej na podstawie modelu GARCH. Model GARCH definiuje następujące równanie wariancji warunkowej⁵:

$$r_{iE} = \mu_i + \varepsilon_i = \mu_i + \sqrt{h_i} z_i, \quad (7)$$

gdzie: $z_i \sim iid(0, 1)$,

$$h_i = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{i-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{i-j}, \quad (8)$$

gdzie: μ_i – wartość oczekiwana stopy zwrotu (stała lub zmienna) w czasie t ,
 h_i – warunkowa wariancja procesu w czasie t ,

przy założeniach $p \geq 0, q > 0$ oraz $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0$, dla $i = 1, 2, \dots, q$, oraz $\beta_j \geq 0$, dla $j = 1, 2, \dots, p$, które mają zapewnić dodatniość warunkowej wariancji.

Do opisu wartości oczekiwanej stóp zwrotu użyto modeli autoregresyjnych lub przyjęto wartość stałą. Bezwarunkowa wariancja procesu (średnia długoterminowa wariancja procesu) wynosi [Piontek 2000]:

$$V_{GARCH} = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{j=1}^p \beta_j}. \quad (9)$$

W pracy zastosowano model GARCH (1,1), gdyż jak wykazują badania, w przypadku wielu zastosowań model ten jest wystarczający do opisu wariancji warunkowej. W pracy zastosowano także model GJR-GARCH (1,1). Wariancja warunkowa modelu GJR- GARCH(1,1) wynosi:

⁴ Należy pamiętać, że prawdopodobieństwo niewypłacalności wyznacza się dla okresu rocznego, w związku z tym zmienność rynkowej wartości kapitału własnego nie powinna dużych zmian z sesji na sesję.

⁵ Omówienie modeli GARCH można znaleźć w pracach [Piontek 2002; Osińska 2007].

$$h_t = \alpha_0 + \alpha^+ (\varepsilon_{t-1}^+)^2 + \alpha^- (\varepsilon_{t-1}^-)^2 + \beta h_{t-1}, \quad (10)$$

a wariancja bezwarunkowa dana jest wzorem:

$$V_{GARCH} = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha^+ - 0,5\alpha^- - \beta}.$$

Oszacowana wartość zmienności rynkowej wartości kapitału własnego dotyczy horyzontu jednodniowego. W celu przeliczenia jej na okres roczny otrzymaną wartość przemnożono przez pierwiastek kwadratowy z liczby dni sesyjnych w roku, czyli 252.

4. Przykład empiryczny

Celem eksperymentu jest sprawdzenie, jaki wpływ ma wybór estymatora zmienności rynkowej wartości kapitału własnego na otrzymane prawdopodobieństwa niewypłacalności z modelu MKMV. Sprawdzono także, z ilu obserwacji powinna składać się próba do szacowania zmienności liczonej ze wzoru (5), (6) oraz z modelu GARCH.

Analizę przeprowadzono dla spółek Budimex, Polnord, Mostostal Zabrze, Prochem. W różnych okresach funkcjonowania GPW w Warszawie występowały okresy hossy i bessy. W efekcie ceny notowanych walorów charakteryzowały się zróżnicowaną zmiennością, co może mieć zasadniczy wpływ na uzyskane wyniki końcowe. W związku z tym badania przeprowadzono dla danych z okresu 2.01.1997-30.06.2008⁶ obejmującego okresy zarówno hossy, jak i bessy. Wybór spółek do analizy był podyktowany zróżnicowanym poziomem ryzyka kredytowego. Spółka Prochem w całym analizowanym okresie zanotowała najwyższy, wynoszący 1,1%, poziom prawdopodobieństwa niewypłacalności, jest to zatem spółka charakteryzująca się niskim ryzykiem kredytowym. Spółki Budimex oraz Polnord można uznać za spółki o umiarkowanym ryzyku kredytowym. Maksymalne prawdopodobieństwa niewypłacalności wynoszą odpowiednio 9,6% i 5,2%. Przy czym prawdopodobieństwa spółki Budimex, począwszy od 2002 roku, nie przekraczają 0,1%. Ostatnia analizowana spółka – Mostostal Zabrze – jest spółką, wobec której ogłoszono upadłość z możliwością zawarcia układu (18.08.2004 r.). Maksymalne prawdopodobieństwo niewypłacalności wyniosło 55,9% (17.03.2003 r.). W przypadku wszystkich spółek wariancja liczona jako kwadrat ze wzoru (5) stabilizowała się wraz ze wzrostem rozpatrywanego szeregu czasowego, co uprawnia do korzystania z odchylenia standardowego liczonego ze wzoru (5). Wybór spółek był podyktowany tym, że na oszacowane prawdopodobieństwa niewypłacalności, oprócz zmienności rynkowej wartości kapitału własnego, zasadniczy wpływ ma poziom dźwigni finansowej. Wybrane spółki charakteryzowały się dużą zmiennością dźwigni finansowej.

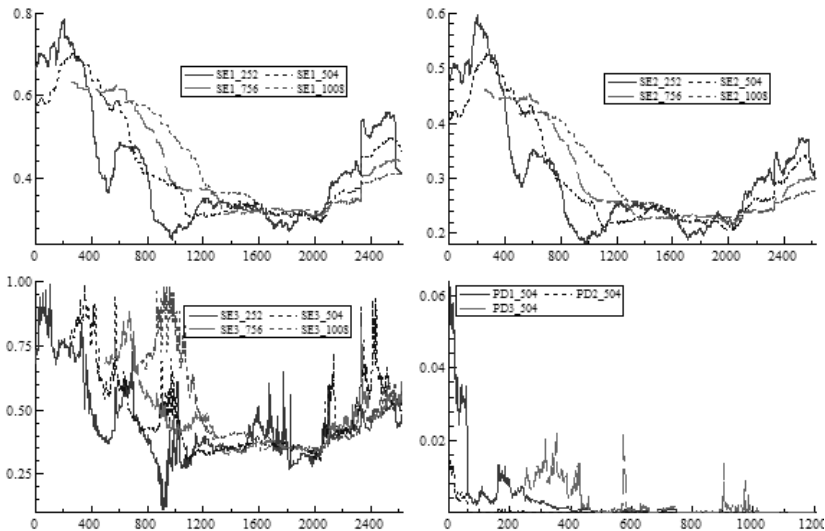
⁶ Oprócz spółki Polnord, która zadebiutowała na GPW w Warszawie w 1999 roku. Okres badawczy dla tej spółki to 22.02.2000-30.06.2008.

Do oszacowania rynkowej wartości aktywów koniecznej do estymacji prawdopodobieństwa niewypłacalności wykorzystano równania (2) oraz (3). Wartość rynkową kapitału własnego wyznaczono jako iloczyn liczby akcji oraz ich ceny. Za stopę oprocentowania wolną od ryzyka przyjęto średnią rentowność 52-tygodniowych bonów skarbowych. Przyjęto roczny horyzont czasowy. Poziom zobowiązań zaczerpnięto z kwartalnych sprawozdań finansowych spółek. Wyliczając wartość rynkową aktywów, przyjęto poziomy zobowiązań z okresu poprzedniego. Prawdopodobieństwo niewypłacalności oszacowano za pomocą formuły (4). W pierwszym etapie badania zmienność rynkowej wartości kapitału własnego oszacowano na podstawie miar (5), (6) oraz modelu GARCH. W celu wyboru najlepszego modelu GARCH oszacowano osiem alternatywnych modeli:

- AR (0) GARCH (1,1) z rozkładem normalnym oraz rozkładem t-Studenta.
- AR (0) GJR-GARCH (1,1) z rozkładem normalnym oraz rozkładem t-Studenta.
- AR (1) GARCH (1,1) z rozkładem normalnym oraz rozkładem t-Studenta.
- AR (1) GJR-GARCH (1,1) z rozkładem normalnym oraz rozkładem t-Studenta.

Wyboru między oszacowanymi modelami dokonano za pomocą kryterium informacyjnego Akaikego oraz (w przypadku modeli zagnieżdżonych) za pomocą testu ilorazu wiarygodności [Piontek 2002]. W odniesieniu do wszystkich miar oceny zmienności dokonano na podstawie 252, 504, 756 i 1008 obserwacji historycznych. Wyniki pomiaru zmienności dla spółki Budimex zaprezentowano na rys. 2.

Najniższą oceną zmienności charakteryzuje się bezwzględne odchylenie stóp zwrotu od mediany. Różnice między bezwzględnym odchyleniem a odchyleniem standardowym sięgają 20% w skali roku w przypadku wysokiej zmienności rynkowej wartości kapitału własnego i 8% w przypadku niskiej zmienności. Powoduje to prawie trzykrotny spadek oszacowanego prawdopodobieństwa niewypłacalności. Oszacowany pierwiastek kwadratowy z wariancji bezwarunkowej na podstawie modeli GARCH wykazuje największe zróżnicowanie w czasie, a co z tym jest związane, również prawdopodobieństwa niewypłacalności z sesji na sesję podlegają znacznym wahaniom. W przypadku wszystkich miar zwiększenie liczby obserwacji, na podstawie których je obliczono, powoduje zmniejszenie zróżnicowania wyników w czasie. Szczególnie ma to znaczenie dla zmienności oszacowanej na podstawie modelu GARCH. Dopiero wyniki obliczone na podstawie 756 i 1008 obserwacji nie wykazują gwałtownych zmian zmienności. W przypadku miar (5) i (6) liczonych na podstawie 252 i 504 obserwacji oszacowana zmienność podlega nieznacznym zmianom z sesji na sesję. Stosując dłuższy horyzont czasowy, zauważa się, że zmienność charakteryzuje się już bardzo powolnymi zmianami, co w przypadku wzrastającej zmienności może powodować jej niedoszacowanie, a w przypadku malejącej zmienności – przeszacowanie.



SE1 – zmienność wyliczona obliczona na podstawie SE2, SE3– zmienność wyliczona z modelu GARCH, PD3 – PD obliczone na podstawie SE3, numer dołączony do miary oznacza to, na podstawie ilu danych historycznych była szacowana dana miara.

Rys. 2. Zmienność rynkowej wartości kapitału własnego
a prawdopodobieństwa niewypłacalności dla spółki Budimex

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1. Wpływ różnic w poziomie oszacowanej zmienności kapitału własnego ze wzorów (5) i (6) oraz poziomu dźwigni kapitałowej na różnice w ocenie prawdopodobieństwa niewypłacalności

| Poziom dźwigni | Różnica σ_E | Różnica PD 252 | Różnica PD 504 | Różnica PD 756 | Różnica PD 1008 |
|----------------|--------------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|
| <0,2 | B | 0,0000 | 0,0004 | | 0,0001 |
| <0,2 | C | 0,0036 | 0,0005 | 0,0002 | 0,0003 |
| <0,2 | D | 0,0082 | | | |
| 0,2-0,4 | A | | | | 0,0008 |
| 0,2-0,4 | B | | 0,0035 | 0,0016 | 0,0008 |
| 0,2-0,4 | C | 0,0200 | | | |
| 0,2-0,4 | D | 0,0008 | | | |
| 0,4-0,6 | A | 0,0207 | 0,0036 | 0,0017 | 0,0018 |
| 0,4-0,6 | B | | 0,0074 | 0,0035 | |
| 0,4-0,6 | C | 0,0303 | | | |
| 0,4-0,6 | D | 0,0049 | 0,0010 | | |
| >0,6 | A | 0,0396 | 0,0081 | 0,0106 | 0,0111 |
| >0,6 | B | | 0,0233 | 0,02147 | |
| >0,6 | C | 0,0601 | | | |
| >0,6 | D | 0,0734 | | | |

Różnice w poziomie zmienności między miarami (5) i (6): A mniejsze niż 0,15; B – (0,15;0,25); C – (0,25;0,35); D pow. 0,35.

Źródło: obliczenia własne.

Na różnice w poziomie PD, oprócz poziomu zmienności kapitału własnego, wpływ ma wysokość dźwigni. Dana różnica w zmienności powoduje większe rozpiętości w poziomie oszacowanego prawdopodobieństwa niewypłacalności przy wysokich wartościach dźwigni kapitałowej (L). Przy niskich wartościach dźwigni kapitałowej różnice w oszacowanym poziomie zmienności nie powodują znacznych różnic w ocenie ryzyka kredytowego (por. tab. 1).

Gdy wartość dźwigni jest niższa niż 0,2, różnice w PD są mniejsze od 1%, nawet przy wysokich różnicach w zmienności rynkowej wartości kapitału własnego oszacowanego na podstawie 252 obserwacji (kolumna różnica PD₂₅₂). Dla wartości dźwigni większych od 0,6 niewielka zmiana w poziomie oceny zmienności powoduje różnice w poziomie PD rzędu 3%. Analogiczna sytuacja występuje dla zmienności szacowanych na podstawie dłuższych szeregów czasowych.

5. Zakończenie

Jak wskazują wyniki empiryczne, wybór estymatora zmienności rynkowej wartości kapitału własnego ma zasadniczy wpływ na otrzymane prawdopodobieństwa niewypłacalności. Najlepszą miarą zmienności jest odchylenie standardowe, które powinno być szacowane na podstawie 252 lub 504 obserwacji. Zmienność liczona jako odchylenie przeciętne od mediany może prowadzić do niedoszacowania zmienności, a co się z tym wiąże, do niedoszacowania prawdopodobieństw niewypłacalności. W przypadku wykorzystania do estymacji zmienności modeli klasy GARCH konieczne jest korzystanie z szeregów minimum trzyletnich. Estymacja zmienności na podstawie krótszych szeregów powoduje występowanie gwałtownych zmian w ocenie zmienności na przestrzeni kilku sesji. W efekcie oszacowane prawdopodobieństwa niewypłacalności także podlegają gwałtownym zmianom.

Literatura

- Black F., Scholes M., *The pricing options and the corporate liabilities*, "Journal of Political Economy" 1973 no 81.
- Byström H., *A flexible way of modelling default risk*, http://www.business.uts.edu.au/qfrc/research/research_papers/tp112.pdf, 2003.
- Hull J., Nelken I., White A., *Merton's model, credit risk, and volatility skews*, University of Toronto, http://www.defaultrisk.com/ps_models.htm, styczeń 2003.
- Hull J.C., *Options, futures and other derivatives*, Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey 2003.
- Merton R.C., *On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates*, "Journal of Finance" 1974 no 29.
- Osińska M., *Ekometria finansowa*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2006.
- Piontek K., *Modelowanie finansowych szeregów czasowych z warunkową wariancją*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej (obecnie UE) we Wrocławiu nr 890, Wrocław 2000.
- Piontek K., *Modelowanie i prognozowanie zmienności instrumentów finansowych*, rozprawa doktorska, AE, Wrocław 2002.
- Wójcicka A., *Wrażliwość modelu MKMV ze względu na metodę estymacji wzrostu wartości aktywów*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu nr 7 (1207), UE, Wrocław 2008.

SELECTION OF VARIABILITY OF EQUITY CAPITAL'S ESTIMATOR VERSUS THE ESTIMATION OF PROBABILITY OF DEFAULT

Summary

The article presents the influence of the estimator that is used to estimate market variability of equity capital on the level of insolvency probabilities. In order to estimate the variability in question standard deviation, absolute deviation from median and GARCH models were employed. Each of the measures was calculated on the basis of 252, 504, 756 and 1008 observations. The research demonstrated that the selection of the method to be used while measuring variability and the length of time series remarkably influence the obtained insolvency probabilities. The influence gets intensified when a particular company enjoys higher value of its capital leverage.