

**Aleksandra Wójcicka**

Akademia Ekonomiczna w Poznaniu

## **WRAŻLIWOŚĆ MODELU MKMV ZE WZGLĘDU NA METODĘ ESTYMACJI WZROSTU WARTOŚCI AKTYWÓW**

### **1. Wstęp**

Tendencja wzrostu ryzyka kredytowego na rynkach finansowych, obserwowana w ostatnich latach, sprawia, że coraz liczniejsze są próby tworzenia i ulepszania modeli oceny ryzyka kredytowego. Jednym z tzw. nowych modeli oceny ryzyka kredytowego jest model Moody's KMV (MKMV) oparty na modelu wyceny opcji. Model ten wykorzystuje zarówno dane księgowe, jak i pochodzące z rynków finansowych. W modelu pojawia się parametr, który wielokrotnie jest traktowany marginalnie lub całkowicie pomijany – parametr  $\mu$  (średnia stopa zwrotu z aktywów). Oszacowania  $\mu$  można dokonać na podstawie jednego z najczęściej stosowanych modeli wyceny aktywów – modelu równowagi rynku kapitałowego CAPM (*capital assets pricing model*). W modelu tym najtrudniejszym do oszacowania parametrem jest premia za ryzyko rynkowe (*equity premium* –  $R_p$ ).

Celem tego artykułu jest przedstawienie i omówienie podejść stosowanych do szacowania parametru  $\mu$  oraz jego wpływu na wysokość ryzyka kredytowego. Wysokość  $\mu$  zależy w dużej mierze od premii za ryzyko rynkowe. W artykule zaprezentowano dwa odmienne podejścia do szacowania tejże premii. Porównanie wartości PD szacowanych na podstawie modelu MKMV bez parametru oraz z parametrem  $\mu$  i modyfikacji Byströma zaprezentuje, w jakim stopniu model ten jest wrażliwy na wybór metody estymacji parametru stopy zwrotu z aktywów.

### **2. Metoda szacowania $\mu$ z wykorzystaniem realnej premii za ryzyko rynkowe rynków wysoko rozwiniętych**

Większość praktyków w szacowaniu stopy zwrotu z aktywów ( $\mu$ ) preferuje jednoczynnikowy model wyceny aktywów kapitałowych (CAPM). Jest on najczęściej

wykorzystywany przy szacowaniu stopy zwrotu z aktywów pojedynczego podmiotu [Quiry i in. 2005; Fabozzi, Focardi, Kolm 2006; Bartholdy 2004]. Zakłada się, że jeśli oszacowanie stopy zwrotu z aktywów jest oparte na CAPM, to oszacowania  $\beta$  są uzyskiwane na podstawie modelu regresji klasyczną metodą najmniejszych kwadratów, a następnie, by uzyskać nadwyżkowy zwrot z aktywów, oszacowania te są przemnażane przez obowiązującą na rynku premię za ryzyko rynkowe. Do oszacowania  $\mu$  z CAPM potrzebne dane ograniczają się do zwrotu z indeksu giełdowego oraz zwrotu z danego waloru w badanym okresie<sup>1</sup>. W praktyce jednak zastosowanie modelu CAPM na rynku rozwijającym się może być trudne ze względu na brak długookresowych danych historycznych potrzebnych do szacowań. Rozwiązanie powstałych problemów powoduje konieczność przyjęcia pewnych uproszczeń.

Wzrost aktywów powinien pokrywać nie tylko stopę wolną od ryzyka, ale również wynagrodzenie, którego oczekują akcjonariusze spółki. Model CAPM definiuje stopę wzrostu aktywów jako:

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

gdzie:  $R_w$  – oczekiwana przez akcjonariuszy stopa zwrotu z kapitału własnego,  
 $K_e$  – koszt kapitału własnego,  
 $R_f$  – stopa wolna od ryzyka (rentowność skarbowych papierów wartościowych),  
 $\beta$  – miara ryzyka określająca wrażliwość stopy zwrotu z akcji na zmiany rentowności giełdy),  
 $R_p$  – premia za ryzyko rynkowe.

Do wykonania niezbędnych obliczeń przyjęto następujące założenia, bardzo często prezentowane w literaturze tematu oraz wykorzystywane w praktyce:

- oszacowań dokonano bez podziału na różne rodzaje akcji,
- stopę zwrotu wolną od ryzyka w kolejnych latach obliczono jako średnią miesięczną rentowność 52-tygodniowych bonów skarbowych,
- wartości współczynników  $\beta$  oszacowano na podstawie równań regresji, w których rolę zmiennej objaśniającej odgrywa miesięczna stopa zwrotu z indeksu WIG, natomiast zmiennych objaśnianych – miesięczna rentowność akcji każdego podmiotu.

Jednakże największym problemem jest oszacowanie premii za ryzyko rynkowe, która stanowi nadwyżkę rentowności giełdy papierów wartościowych (indeksu giełdowego) nad rentownością skarbowych papierów wartościowych. W praktyce jej wartość zależy od sytuacji całej gospodarki. Bardzo często wysokość tej premii ustalana jest w sposób ekspercki. Jednak zaleca się, aby była ona szacowana na podstawie kilkudziesięcioletnich obserwacji, które pozwolą uchwycić i wyeliminować przejściowe załamania gospodarcze. W Polsce niestety nie ma możliwości przepro-

<sup>1</sup> Pomimo licznych opracowań modelu CAPM nie ma zgodności co do zakresu danych (konkretnego indeksu, okresu oraz częstotliwości występowania danych), jakie powinny być brane pod uwagę przy szacowaniu  $\mu$ .

wadzenia oszacowania na podstawie takich baz danych. Dodatkowo prowadzone badania często wykazują, że inwestycja w bezpieczne papiery skarbowe jest bardziej zyskowna niż średnia rentowność indeksu WIG, co powoduje sytuację dość nielogiczną, kiedy to premia za ryzyko rynkowe powinna przyjąć wartość ujemną.

W niniejszym artykule autorka postanowiła w pierwszym przypadku (W1) zbadać podejście zaproponowane w pracy [Kochaniak 2003, s. 92], gdzie zakłada się, że rynkowa premia za ryzyko dla gospodarki polskiej stanowi pochodną rynkowej premii za ryzyko, która charakteryzuje gospodarkę amerykańską. W celu obliczenia nominalnej premii za ryzyko rynkowe dla gospodarki polskiej na podstawie wartości realnej premii za ryzyko rynkowe dla gospodarki amerykańskiej wykorzystuje się równanie Fishera. Zakłada się także, 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.

Mając podane wartości nominalnej premii za ryzyko rynkowe oraz inflacji w USA, można na podstawie wzoru (2) obliczyć realną premię za ryzyko rynkowe dla Polski.

Kolejnym ważnym parametrem w modelu CAPM jest parametr  $\beta$ , który odzwierciedla siłę zmian kursów akcji w odniesieniu do zmienności indeksu giełdowego (w przypadku Polski – zmienności indeksu WIG). Aby obliczyć parametr  $\beta$ , należy skorzystać z równania regresji<sup>2</sup> o postaci:

$$r_i = \alpha + \beta * r_{WIG} + e, \quad (3)$$

gdzie:  $r_i$  – miesięczna stopa zwrotu z akcji spółki<sup>3</sup>,

$\alpha$  – wyraz wolny modelu,

$\beta$  – współczynnik regresji,

$r_{WIG}$  – miesięczna stopa zwrotu z indeksu WIG,

$e$  – składnik losowy.

### 3. Sposób szacowania oczekiwanej stopy zwrotu z aktywów oparty na ratingu kraju

Sposób szacowania oczekiwanej stopy zwrotu z aktywów oparty na ratingu kraju został zaproponowany przez A. Damodarana (wariant drugi – W2). W podej-

<sup>2</sup> W tym równaniu zmienna zależna to miesięczna stopa rentowności akcji danej spółki, a zmienna niezależna to miesięczna stopa rentowności indeksu WIG.

<sup>3</sup> Stopa zwrotu dla akcji spółki i indeksu WIG obliczona została na podstawie logarytmicznej stopy zwrotu.

ściu tym, aby obliczyć długoterminową premię za ryzyko kraju, należy znać jego rating (w tym wypadku nadany przez agencję Moody's<sup>4</sup>). Następnie na podstawie ratingu szacujemy nadwyżkę ponad stopę zwrotu z obligacji rządowych (*default spread*) na podstawie krajowych obligacji będących w obiegu. To staje się miarą wartości premii za ryzyko dla tego kraju, którą dodajemy do historycznej premii za ryzyko rynków wysoko rozwiniętych, oszacowanej na podstawie danych historycznych dla USA<sup>5</sup>, i obliczamy całkowitą premię za ryzyko danego kraju. Zwłaszcza w krótkim horyzoncie premia za ryzyko w danym kraju może być wyższa niż różnica między kosztem kapitału a stopą wolną od ryzyka.

Tabela 1. Rating, *default spread* oraz wartość krajowej i całkowitej premii za ryzyko dla Polski

Rok	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Rating	Baa1	Baa1	A2	A2	A2	A2	A2
<i>Default spread</i>	120	120	125	90	90	80	80
$R_{N(Polska)}$	6,71%	6,71%	6,39%	6,17%	6,19%	6,00%	6,11%

Źródło: [www.damodaran.com](http://www.damodaran.com).

Rating dla Polski w latach 2000-2006 wystawiony przez agencję Moody's, wartości *default spread* oraz wartość premii za ryzyko rynkowe przedstawiono w tab. 1. Następnie należy zgodnie z modelem CAPM analogicznie do pierwszej metody, skorzystać ze wzoru (1), aby oszacować wartość stopy zwrotu z aktywów<sup>6</sup>.

#### 4. Wyniki badań szacowania stopy zwrotu z aktywów

Badaniem objęto spółki przemysłu elektromaszynowego notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2000-2006<sup>7</sup>. Dane wykorzystane w badaniu dotyczące rynku amerykańskiego pochodzą z baz danych: World Development Indicators (WDI), Global Development Finance (GDF) oraz ze stron [www.bloomberg.com](http://www.bloomberg.com), [www.damodaran.com](http://www.damodaran.com). Dane dotyczące inflacji w Polsce pochodzą z danych Narodowego Banku Polskiego znajdujących się na stronie [www.nbp.pl](http://www.nbp.pl).

<sup>4</sup> Dane dotyczące ratingu danego kraju pochodzą ze strony [www.moody.com](http://www.moody.com).

<sup>5</sup> A. Damodaran sam oblicza wysokość premii za ryzyko rynkowe dla USA na podstawie historycznych danych obejmujących 5 lat, dlatego też wartości te nieznacznie różnią się od danych z innych źródeł (ze względu na inny okres danych).

<sup>6</sup> Można także szacować dopasowaną (skorygowaną) premię za ryzyko danego kraju poprzez przemnożenie krajowej premii za ryzyko i odpowiadającej mu zmienności kapitału własnego tego rynku (rozumianej jako odchylenie standardowe kapitału własnego w danym kraju / odchylenie standardowe obligacji krajowych). Damodaran używa wagę ok. 1,5 dla rynków rozwijających się (kapitał własny na tych rynkach jest ok. 1,5 raza bardziej zmienny niż obligacje), aby obliczyć premię za ryzyko danego kraju.

<sup>7</sup> W badaniu nie brano pod uwagę spółek, które w badanym okresie były notowane na GPW krócej niż 4 lata (dotyczy to m.in. spółek Famo i Polar).

W pierwszym kroku na podstawie średniej (rocznej) wartości nominalnej rynkowej premii za ryzyko w Stanach Zjednoczonych w kolejnych latach 2000-2006 oraz średniego rocznego wskaźnika inflacji w tym samym okresie na podstawie wzoru (2) obliczono średnią realną rynkową premię za ryzyko (USA) – zob. tab. 2.

Tabela 2. Wartości średniej rocznej nominalnej ( $R_{N(USA)}$ ) i realnej ( $R_{R(USA)}$ ) premii za ryzyko rynkowe oraz inflacji ( $R_{I(USA)}$ ) w USA (w %)

Rok	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
$R_{N(USA)}$	6,25	6,45	5,69	5,96	6,33	7,47	7,40
$R_{I(USA)}$	3,38	2,83	1,59	2,27	2,68	3,39	3,24
$R_{R(USA)}$	2,87	3,62	4,10	3,69	3,65	4,08	4,16

Źródło: opracowanie własne.

Następnie poszczególne wartości realnej premii za ryzyko rynkowe dla gospodarki Stanów Zjednoczonych przyjęto jako wartość premii realnej dla Polski<sup>8</sup>. Po dodaniu do realnej premii za ryzyko rynkowe USA ( $R_{R(USA)}$ ) średniej wartości inflacji dla Polski ( $R_{I(Polska)}$ ) w poszczególnych latach otrzymujemy nominalną premię za ryzyko rynkowe ( $R_{N(Polska)}$ ) w Polsce (por. tab. 3). Jak można zaobserwować, nominalna premia za ryzyko rynkowe w Polsce cechuje się charakterem spadkowym. Natomiast parametry  $\beta$  oszacowane w poszczególnych latach dla badanych spółek przedstawiono w tab. 4.

Tabela 3. Wartości średniej rocznej nominalnej premii za ryzyko rynkowe w Polsce (w %)

Rok	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
$R_{R(USA)}$	2,87	3,62	4,10	3,69	3,65	4,08	4,16
$R_{I(Polska)}$	10,10	5,50	1,90	0,80	3,50	2,10	1,00
$R_{N(Polska)}$	12,97	9,12	6,00	4,49	7,15	6,18	5,16

<sup>8</sup> Wartość inflacji przy założeniu, że rokiem bazowym jest rok poprzedni ( $t - 1$ ).

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Oszacowane parametry  $\beta$  w latach 2000-2006 dla badanych spółek

Rok	Amica	Apator	Fasing	Hydrotor	Kable	Kopex	Polna	Ponar	Relpol	Remak	Zeg	Zrew
2000	0,0017	0,0056	0,0168	-0,0003	0,0146	-0,0043	0,0149	0,0151	-0,0072	0,0027	-0,0021	0,0086
2001	0,0028	0,0025	0,0197	-0,0023	-0,0010	0,0079	-0,0006	0,0052	0,0022	0,0039	-0,0125	0,0027
2002	0,0055	-0,0022	-0,0064	0,0000	0,0019	0,0023	-0,0005	0,0085	0,0014	0,0053	0,0067	0,0004
2003	0,0028	0,0061	0,0017	0,0023	0,0023	0,0040	0,0059	0,0000	-0,0001	-0,0002	0,0041	-0,0009
2004	0,0067	0,0012	0,0006	-0,0012	-0,0032	-0,0029	0,0061	-0,0004	0,0010	0,0049	-0,0071	0,0051
2005	0,0001	-0,0004	-0,0049	0,0001	-0,0057	0,0006	0,0011	-0,0042	0,0009	0,0052	-0,0036	0,0006
2006	0,0004	0,0039	-0,0002	-0,0013	0,0032	-0,0019	-0,0089	0,0018	0,0000	0,0002	-0,0029	0,0005

Źródło: opracowanie własne.

<sup>8</sup> Zdaniem autorki uzasadnione byłoby przyjęcie pewnego współczynnika korekty ze względu na to, że gospodarka polska nie jest tak rozwinięta jak gospodarka amerykańska.

Wartości stopy wolnej od ryzyka ( $R_f$ ), będącej średnią roczną rentownością 52-tygodniowych bonów skarbowych w kolejnych latach 2000-2006, przedstawiono w tab. 5.

Tabela 5. Średnia wartość stopy wolnej od ryzyka w latach 2000-2006 (w %)

Rok	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
$R_f$	17,64	14,64	8,24	5,34	6,63	5,09	4,20

Źródło: opracowanie własne.

Posiadając wartości parametru  $\beta$  oraz stopy wolnej od ryzyka przy różnych wartościach premii za ryzyko rynkowe, na podstawie wzoru (1) obliczono stopę zwrotu z aktywów dla każdej spółki (w obu wariantach), a następnie średnią roczną stopę zwrotu z aktywów w branży elektromaszynowej (tab. 6).

Tabela 6. Średnia roczna stopa zwrotu z aktywów w branży elektromaszynowej (w %)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
W1	17,71614	14,66030	8,25594	5,35203	6,63452	5,08752	4,19841
W2	17,68167	14,65417	8,25668	5,35593	6,63366	5,08768	4,19800

Źródło: opracowanie własne.

Można zaobserwować, że oczekiwane stopy zwrotu z aktywów w poszczególnych wariantach w badanych latach różnią się od siebie w sposób znikomy, co może sugerować, że wybór metody szacowania premii rynkowej za ryzyko nie ma wielkiego wpływu na ostateczną wysokość parametru  $\mu$ .

## 5. Wpływ wysokości stopy zwrotu z aktywów na poziom ryzyka kredytowego

W wielu opracowaniach stopa zwrotu z aktywów jest pomijana<sup>9</sup>. W artykule zostaną zaprezentowane różnice w poziomie prawdopodobieństwa niewypłacalności (PD – *probability of default*) w wariancie, kiedy stopa zwrotu z aktywów jest pominięta w oryginalnym modelu MKMV<sup>10</sup> i w modyfikacji zaproponowanej przez Byströma<sup>11</sup> oraz kiedy przyjmuje ona wartość oszacowaną na podstawie modelu CAPM. Obliczono także prawdopodobieństwo neutralne względem ryzyka ( $PD_N$ ). Różnice w wartości PD zaprezentowano w tab. 7.

<sup>9</sup> Nawet w technicznym opracowaniu na temat metodologii Moody's KMV można znaleźć odnośnik, iż stopa zwrotu z aktywów jest wartością często pomijaną.

<sup>10</sup> Pełen opis modelu można znaleźć w: [Crosbie, Bohn 2003; Saunders 2001].

<sup>11</sup> Pełen opis modelu można znaleźć w: [Byström 2004].

Tabela 7. Średnie wartości PD dla spółek branży elektromaszynowej w latach 2000-2006 (w %)

Spółka	$PD_{MKMV}$	$PD_{Byström}$	$PD_{\mu}$	$PD_N$
Amica	0,2117	0,1560	0,0301	0,0285
Apator	0,0837	0,0488	0,0189	0,0188
Fasing	7,9760	6,2222	3,3384	3,4487
Hydrotor	0,0033	0,0020	0,0004	0,0003
Kable	3,9723	3,0638	1,4551	1,5066
Kopex	8,2025	7,2707	1,1967	1,1159
Polna	14,7626	10,5979	8,9826	8,9887
Ponar	1,4962	0,5964	1,2903	1,2952
Relpol	0,7565	0,5820	0,0964	0,0901
Remak	1,6992	1,4782	0,1568	0,1590
Zeg	3,1949	2,1285	1,6241	1,6584
Zrew	0,0730	0,0521	0,0113	0,0108
Średnia dla branży	3,5360	2,6832	1,5167	1,5268

Źródło: opracowanie własne.

Wartości prawdopodobieństwa niewypłacalności dla wariantu z uwzględnieniem  $\mu$  są niższe niż w przypadku oryginalnego modelu MKMV bez  $\mu$  i modyfikacji Byströma. Jednak różnice te okazują się być zaskakująco duże (w niektórych przypadkach nawet 10-krotne), zwłaszcza przy stosunkowo niskich poziomach ryzyka ( $PD < 2\%$ ). W przypadku akceptowalnego poziomu ryzyka ( $PD < 8\%$ ) wartość  $PD_{MKMV}$  jest średnio dwa razy wyższa od poziomu  $PD_{\mu}$ . Natomiast poziom  $PD_{\mu}$  są zbliżone do  $PD_N$  (prawdopodobieństwo niewypłacalności neutralne względem ryzyka).

Jedyną spółką, gdzie poziom  $PD_{\mu}$  jest zbliżony do poziomu  $PD_{MKMV}$ , jest spółka Ponar, dla której poziom  $PD_{MKMV}$ ,  $PD_{\mu}$  i  $PD_N$  są prawie identyczne. W jej przypadku tylko poziom  $PD_{Byström}$  jest nieznacznie zaniżony.

## 6. Podsumowanie

W artykule zaprezentowano dwa odmienne sposoby szacowania składnika stopy zwrotu z aktywów, jakim jest premia za ryzyko rynkowe, i zbadano wpływ oszacowania parametru  $\mu$  na wysokość PD w modelu MKMV oraz modyfikacji Byströma. Badania wykazały, że uwzględnienie oczekiwanej stopy wzrostu aktywów wpływa znacznie na obniżenie poziomu prawdopodobieństwa niewypłacalności. Najwyższy poziom PD jest obserwowany w przypadku modelu MKMV bez uwzględnienia  $\mu$  ( $PD_{MKMV}$ ), średni w przypadku modyfikacji Byströma, a najniższy, gdy zostanie uwzględniona oszacowana wartość  $\mu$ . Poziom ten jest zbliżony do prawdopodobieństwa niewypłacalności neutralnego względem ryzyka. W przypadku zastosowania metody szacowania rynkowej premii za ryzyko na podstawie rynków dojrzałych uzasadnione byłoby wprowadzenie współczynnika korekty tejże premii, jako że rynek polski i amerykański znacznie się różnią stopniem roz-

woju, co może w ogromnym stopniu wpływać na poziom ryzyka kredytowego. Dalszym etapem może być zbadanie przydatności 3-czynnikowego modelu Fama i French (F&F), który w literaturze i praktyce niekiedy uważany jest za bardziej efektywny niż model CAPM, zwłaszcza wtedy, kiedy szacowana jest stopa zwrotu z aktywów portfela.

## Literatura

- Bartholdy J., Peare P. (2004), *Estimation of Expected Return: CAPM vs Fama and French*, Center for Analytical Finance, Working Paper Series no. 176, May.
- Byström H. (2004), *A Flexible Way of Modelling Default Risk*, Working Paper, [http://www.business.uts.edu.au/qfrc/research/research\\_papers/rp112.pdf](http://www.business.uts.edu.au/qfrc/research/research_papers/rp112.pdf).
- Cochrane J.H. (2005), *Asset Pricing*, Princeton.
- Crosbie P., Bohn J. (2003), *Modeling Default Risk*, Moody's KMV, December 18.
- Deventer D., Imai K., Mesler M. (2005), *Advanced Financial Risk Management, Tools and Techniques for Integrated Credit Risk and Interest Rate Risk Management*, John Wiley & Sons (Asia) Pte Ltd.
- Fabozzi F.J., Focardi S.M., Kolm P.N. (2006), *Financial Modeling of the Equity Market: From CAPM to Cointegration*, John Wiley & Sons.
- Gątarek D., Maksymiuk R., Krysiak M., Witkowski Ł. (2001), *Nowoczesne metody zarządzania ryzykiem finansowym*, WIG-Press, Warszawa.
- Kochaniak K. (2003), *Próba oszacowania kosztu kapitału własnego w bankach w 2002 r. na podstawie modelu CAPM*, „Bank i Kredyt”, luty, s. 92-98.
- Saunders A. (2001), *Metody pomiaru ryzyka kredytowego, KMV, VAR, CreditMetrics, LAS, RAROC, CreditRisk<sup>+</sup>*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków.
- Quiry P., Dallochio M., Le Fur Y., Salvi A. (2005), *Corporate Finance, Theory and European Practice*, John Wiley & Sons.

### THE VULNERABILITY OF MKMV MODEL WITH REGARD TO THE ESTIMATION METHOD OF THE EXPECTED RETURN ON ASSETS

#### Summary

In the paper the vulnerability of MKMV model with regard to the estimation method of the expected return on assets ( $\mu$ ) was tested. The evaluation of  $\mu$  is carried on the basis of CAPM where in turn the equity premium is the most difficult parameter to evaluate. The results obtained show that regardless of the equity premium estimation method the parameter  $\mu$  reaches similar levels. Nevertheless, its influence on the probability of default ( $PD$ ) is significant – on average the levels of  $PD$  are lower by half if we include  $\mu$ . Therefore, it is absolutely incomprehensible why it is left out by the practitioners. In further research another models of the expected return on assets estimation should be tested as well as their influence on the credit risk level.