

**Marek Witkowski**

Akademia Ekonomiczna w Poznaniu

## **O JESZCZE JEDNEJ METODZIE PROGNOZOWANIA RYZYKA OPERACYJNEGO W PRZEDSIĘBIORSTWIE**

### **1. Wstęp**

Działalność każdego przedsiębiorstwa funkcjonującego w gospodarce rynkowej obciążona jest ryzykiem. Ryzyko to oznacza albo możliwość poniesienia przez przedsiębiorstwo straty, albo też możliwość osiągnięcia efektów niezgodnych z oczekiwaniami [Metody ekonometryczne... 2000, s. 159]. Występowanie ryzyka związane jest, najogólniej biorąc, z niepewnością natury, ta zaś jest nieodłącznym atrybutem otaczającej przedsiębiorstwo rzeczywistości.

Spośród wielu rodzajów ryzyka, na jakie narażona jest działalność przedsiębiorstwa, ryzyko operacyjne należy do podstawowych [Duliniec 2001, s. 50]. W literaturze przedmiotu do pomiaru ryzyka operacyjnego proponuje się najczęściej wykorzystywanie trzech wskaźników statystycznych [Siegel, Shim, Hartman 1999, s. 334]:

- wskaźnika dźwigni operacyjnej,
- wskaźnika udziału kosztów stałych w kosztach całkowitych,
- wskaźnika relacji wyniku finansowego z działalności podstawowej (operacyjnej) do kosztów stałych.

Wskaźniki te są obliczane bezpośrednio na podstawie danych empirycznych „w punkcie”. Mierniki te są obliczane na podstawie tylko jednej bądź dwóch obserwacji pochodzących z okresu  $t$  lub  $t$  oraz  $t - 1$ . Stąd nie dają obrazu „przeciętnych” prawidłowości, jakie towarzyszą kształtowaniu się ryzyka operacyjnego w firmie.

W związku z tym w pracy proponujemy wykorzystać do pomiaru ryzyka operacyjnego regresyjny model kosztów, który, jak sądzimy, likwiduje wcześniej wymienioną niedogodność. Ponadto narzędzie to można zastosować w procesie prognozowania ryzyka operacyjnego, co znakomicie zwiększa jego użyteczność praktyczną.

## 2. Metoda badania

Jak już wcześniej wskazaliśmy, ryzyko operacyjne można mierzyć, określając udział kosztów stałych w kosztach całkowitych. Wskaźnik ten obliczamy według wzoru:

$$W_{KS} = \frac{KS}{KC} = 1 - \frac{KZ}{KC}, \quad (1)$$

gdzie:  $KS$  – koszty stałe,  
 $KZ$  – koszty zmienne,  
 $KC$  – koszty całkowite.

Łatwo zauważyć, że im  $W_{KS}$  jest bliższy jedności, tym ryzyko jest większe. Świadczy to o zwiększeniu ponoszonego przez przedsiębiorstwo ciężaru kosztów stałych. Zaletą miernika  $W_{KS}$  jest to, że zawiera się on w przedziale  $<0; 1>$ .

Do oszacowania kosztów stałych i (lub) zmiennych można próbować wykorzystać model regresyjny kosztów. Dotychczasowe doświadczenia badawcze wskazują, że w okresach krótkich model ten przyjmuje postać liniową:

$$KC = \alpha_0 + \alpha_1 PS + U, \quad (2)$$

gdzie:  $PS$  – rozmiary działalności,  
 $\alpha_1$  – jednostkowy koszt zmienny,  
 $\alpha_0$  – koszty stałe,  
 $U$  – składnik losowy.

Wtedy można zapisać, że:

$$W_{KS} = 1 - \left\{ \frac{\alpha_1 PS}{\alpha_0 + \alpha_1 PS} \right\}. \quad (3)$$

Łatwo zauważyć, że wyrażenie w klamrze wzoru (3) jest elastycznością kosztów względem rozmiarów działalności firmy. Jest więc oczywiste, że im większa jest ta elastyczność, tym mniejsze jest ryzyko operacyjne. Wówczas bowiem koszty są coraz bardziej wrażliwe względem rozmiarów działalności, a więc szybko reagują na jej zmiany. Tak zdefiniowany miernik ryzyka operacyjnego pokazuje przeciętny poziom tego ryzyka w założonym horyzoncie estymacji modelu kosztów, w tym sensie, że parametry  $\alpha_0$  i  $\alpha_1$  nie ulegają zmianie w tym horyzoncie. Tymczasem nawet w okresach krótkich takie założenie na ogół nie jest prawdziwe. Stąd postulujemy zastosować do szacowania ryzyka operacyjnego model regresji pełzającej kosztów [Witkowski 2001, s 86]. Model ten, jak wiadomo, jest modelem ze zmiennymi parametrami w tym znaczeniu, że z reguły każdej jednostce czasowej  $t$  odpowiadają inne wartości parametrów  $\alpha_0$  i  $\alpha_1$ . Mamy wtedy, że:

$$W_{KS_t} = 1 - E_{KC/PS_t}, \quad \text{dla } t = 1, 2, \dots, n,$$

gdzie:  $E_{KC/PS_t}$  – elastyczność kosztów całkowitych względem rozmiarów działalności.

Oznacza to, że dla każdego  $t$  można ustalić ryzyko operacyjne towarzyszące działalności przedsiębiorstwa.

Model regresji pełzającej kosztów można następnie wykorzystać do celów prognozowania ryzyka operacyjnego. Postępujemy wtedy następująco:

- Określamy dla okresu prognozowanego  $T$  rozmiary działalności firmy  $PS_T$ .
- Budujemy prognozę kosztów całkowitych, wykorzystując model regresji pełzającej kosztów (MRPK):

$$\hat{K}C_T(p) = \hat{K}C_n + (PS_T - PS_n) \cdot \bar{\alpha}_1, \quad (4)$$

gdzie:  $\bar{\alpha}_1 = \sum_{t=1}^n w_t \alpha_{1t}$ ,

$w_t$  – wagi harmoniczne, które ustalamy korzystając ze wzorów:

$$\begin{cases} w_0 = 0 \\ w_t = w_{t-1} + \frac{1}{n(n-t+1)} \quad \text{dla } t = 1, 2, \dots, n \end{cases}$$

$PS_n$  – rozmiary działalności w ostatnim okresie badanym,

$\hat{K}C_n$  – teoretyczny poziom kosztów całkowitych okresie  $n$ -tym,

$\hat{K}C_T(p)$  – prognoza punktowa kosztów całkowitych w okresie  $T$ .

- Oceniamy jakość zbudowanej prognozy, obliczając [Bartosiewicz 1976, s. 190; Zeliaś, Pawełek, Wanat 2003, s.152):

$$S_{PW} = \sqrt{PS_T^2 D^2(\bar{\alpha}_1) + S_u^2},$$

$$V_P = \frac{S_{PW}}{\hat{K}C_T(p)} \cdot 100,$$

gdzie:  $S_{PW}$  – błąd średni prognozy,

$V_P$  – względny błąd prognozy,

$S_u$  – odchylenie standardowe składnika losowego MRPK.

- Wykorzystując oszacowane parametry MRPK, określamy ryzyko operacyjne w okresie  $T$  według relacji:

$$W_{MT} = 1 - \left\{ \frac{\bar{\alpha}_1 PS_T}{\hat{K}C_T(p)} \right\}.$$

Precyzja prognozy ryzyka operacyjnego jest bezpośrednio uzależniona od precyzji prognozy kosztów. Jeśli ta ostatnia jest akceptowalna przez odbiorcę, to i prognoza ryzyka operacyjnego jest akceptowalna.

### 3. Wyniki badania empirycznego

Zaproponowaną w poprzednim punkcie metodę postępowania badawczego poddałmy weryfikacji na autentycznym materiale empirycznym pochodzącym z wybranego drogą doboru celowego przedsiębiorstwa, którego nazwy, z powodu braku zgody Zarządu, nie możemy ujawnić. Źródłem danych do analizy były miesięczne sprawozdania F-01. Dane te dotyczyły dwóch zmiennych:

- kosztów działalności operacyjnej ( $Y$ ),
- przychodów ze sprzedaży ( $X$ ).

Analiza jakości tych danych pozwoliła na uznanie ich za aktualne, przydatne i dokładne, a tym samym za użyteczne na potrzeby prowadzonego badania [Kordos 1988, s.13-16].

Ponieważ jednostką czasu badania był miesiąc, należało koniecznie sprawdzić, czy badane zmienne podlegają fluktuacjom sezonowym. W tym celu zastosowano prosty test sezonowości [Statystyka... 2005, s. 406], którego wyniki zawarto w tab. 1.

Tabela 1. Wyniki zastosowania testu na występowanie sezonowości w badanych zmiennych ekonomicznych

Zmienna	Sprawdzian hipotezy zerowej	Wartość krytyczna ( $\alpha = 0,05$ )	Decyzja
Koszty całkowite ( $Y$ )	3,898	6,898	brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, że wahania sezonowe nie występują
Przychody ze sprzedaży ( $X$ )	2,645	6,898	

Źródło: obliczenia własne.

Jak wynika z zaprezentowanych w tab. 1 charakterystyk liczbowych, nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o niewystępowaniu wahań sezonowych w obu rozpatrywanych zmiennych ekonomicznych.

Ponadto dokonaliśmy weryfikacji odporności modelu regresji na nietypowe, wyraźnie odróżniające się od pozostałych, obserwacje. Występowanie takich obserwacji może bowiem istotnie wpływać na jakość oszacowanego modelu regresji [Statystyczne metody... 1998, s. 254-255]. Podstawowym narzędziem służącym do wykrywania takich obserwacji są współczynniki  $h$ , zwane też współczynnikami wpływowymi, będące elementami diagonalnymi macierzy rzutowania  $H$  w postaci:

$$H = X(X^T X)^{-1} X^T,$$

gdzie:  $X$  – macierz obserwacji na zmiennych objaśniających modelu regresji stopnia ( $n \times k$ ).

Macierz  $H$  jest stopnia  $(n \times n)$ . Współczynniki  $h_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) określają wpływ poszczególnych obserwacji na oceny parametrów modelu regresyjnego [*Statystyka...* 2005, s. 257].

Następnie przyjęliśmy, że jeśli  $h_i > 3(k-1)/n$ , to obserwację  $i$ -tą będziemy uznawać za wpływową<sup>1</sup>. Wartości współczynników  $h_i$  zawarliśmy w tab. 2.

Tabela 2. Współczynniki  $h_i$  macierzy rzutowania określające „wpływowość” obserwacji, na podstawie których oszacowano model kosztów

t	$h_i$	t	$h_i$
1	0,043	15	0,04
2	0,073	16	0,037
3	0,141	17	0,039
4	0,036	18	0,038
5	0,064	19	0,07
6	0,104	20	0,048
7	0,037	21	0,049
8	0,108	22	0,132
9	0,131	23	0,096
10	0,095	24	0,037
11	0,081	25	0,055
12	0,055	26	0,055
13	0,074	27	0,135
14	0,044	28	0,08

Źródło: obliczenia własne.

Jak łatwo zauważyć, żadnej z 28 obserwacji nie można uznać za wpływową, gdyż dla każdej  $h_i$  jest mniejsze od  $h_{kryt.} = 0,214$ .

Następnie dokonaliśmy estymacji MRPK w postaci:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + u_t \quad \text{dla } t = 1, 2, \dots, n,$$

korzystając z procedury opisanej przez S. Bartosiewicz [1976, s. 116-121]. Wyniki estymacji parametrów modelu MRPK zamieściliśmy w tab. 3.

<sup>1</sup> Taką propozycję określenia obserwacji wpływowych przedstawili P.F. Velleman i R.E. Welsch. Natomiast P.J. Huber przyjął, że jeśli  $h_i < 0,2$ , to obserwacja  $i$ -ta jest bezpieczna, gdy zaś  $h_i \in (0,2 - 0,5)$ , to obserwacja  $i$ -ta jest ryzykowna [*Statystyka...* 2005, s. 259].

Tabela 3. Wyniki estymacji MRPK oraz skali ryzyka operacyjnego w przedsiębiorstwie „Z”

Okres $t$	Ocena parametru		$W_{KSR}$	
	$\alpha_{0t}$	$\alpha_{1t}$		
2003	1	144,9	0,8064	0,1068
	2	154,5	0,8157	0,1326
	3	135,1	0,8185	0,1337
	4	144,4	0,7964	0,1145
	5	173,5	0,781	0,1491
	6	198,4	0,7678	0,2083
	7	190,2	0,7749	0,1438
	8	177,3	0,784	0,119
	9	171,5	0,788	0,1022
	10	165,8	0,792	0,1126
	11	164,2	0,794	0,1131
	12	160,4	0,797	0,1345
2004	1	158,2	0,8	0,1096
	2	160,8	0,8017	0,13
	3	168,1	0,7982	0,1336
	4	175,2	0,795	0,1313
	5	167,9	0,8002	0,124
	6	156,8	0,8076	0,1236
	7	140,3	0,8182	0,1205
	8	140,2	0,8183	0,1155
	9	146,8	0,8146	0,1203
	10	150	0,8137	0,1645
	11	155,9	0,8114	0,1942
	12	157,2	0,8121	0,1176
2005	1	167,1	0,8062	0,1177
	2	178,6	0,7969	0,126
	3	199	0,7808	0,1126
	4	198,2	0,7822	0,1353
$X$	$V_{it} = 4,5\%; \quad R^2 = 0,981$			

Źródło: obliczenia własne.

Zawarte w tab. 3 charakterystyki liczbowe wskazują, że:

- jest to model o wystarczającej jakości, o czym świadczy zarówno współczynnik zmienności losowej  $V_u$ , jak i współczynnik determinacji  $R^2$ ,
- oceny parametrów tego modelu wykazują zmienność w czasie i są merytorycznie sensowne.

W związku z tym uznaliśmy, że model ten „nadaje się” nie tylko do pomiaru ryzyka operacyjnego w badanym przedziale czasowym, ale również do sporządzenia jego prognozy krótkookresowej.

Wyniki pomiaru natężenia ryzyka operacyjnego w poszczególnych miesiącach lat 2003-2005 zawarliśmy w ostatniej kolumnie tab. 3. Na podstawie obliczonych mierników ryzyka operacyjnego można skonstatować, że ryzyko operacyjne w badanym okresie nie było duże. Tylko w jednym miesiącu, tj. w czerwcu 2003 r., przekraczało ono poziom, który uznaje się za niewielki ( $W_{KS} > 0,2$ ). Łatwo też zauważyć dyferencjację ryzyka operacyjnego w przekroju miesięcznym, jednakże skala tej dyferencjacji, mierzona współczynnikiem zmienności, była stosunkowo mała ( $V_S = 18,3\%$ ).

Taka sytuacja daje nam, jak się wydaje, asumpt do stwierdzenia, że działalność przedsiębiorstwa na poziomie operacyjnym charakteryzowała się w badanym okresie wysoką stabilnością, co należy uznać za jego mocną stronę.

W dalszym ciągu prowadzonego eksperymentu empirycznego pokusiliśmy się o zbudowanie prognozy ryzyka operacyjnego na kolejne cztery miesiące roku 2005. W tym celu wykorzystaliśmy procedurę opisaną w drugim punkcie pracy. Wyniki zastosowania tej procedury zawarliśmy w tab. 4.

Tabela 4. Prognoza ryzyka operacyjnego w przedsiębiorstwie na kolejne miesiące 2005 r.

Miesiące roku 2005	Przychody ze sprzedaży ( $PS_T$ )	Koszty całkowite ( $KC_T$ )	Względny błąd prognozy ( $V_p$ w %)	Ryzyko operacyjne (prognoza) $W_{MT}$
Maj	2000	1769	4,82	0,0967
Czerwiec	2200	1928,8	4,46	0,0887
Lipiec	1800	1609,2	5,25	0,1063
Sierpień	1700	1529,3	5,5	0,1118

Źródło: obliczenia własne.

Obserwując zawarte w tab. 4 charakterystyki liczbowe, zauważamy, że precyzja prognozy kosztów otrzymanej w wyniku zastosowania relacji (1) może być uznana za zadowalającą. W żadnym bowiem miesiącu  $V_p$  nie przekroczył 10%. Ponieważ precyzja prognozy ryzyka operacyjnego jest bezpośrednio uzależniona od precyzji prognozy kosztów, więc siłą rzeczy możemy ją również zaakceptować.

Prognoza ta każe nam uznać ryzyko operacyjne w badanej firmie w okresie prognozowanym za bardzo małe. Zrozumiałe jest też, dlaczego jest ono mniejsze w tych mie-

siącach, w których założone przychody ze sprzedaży są duże. Wtedy bowiem ponoszony przez przedsiębiorstwo ciężar kosztów stałych jest mniejszy.

Wydaje się więc, że zaprezentowana metoda postępowania ma duże walory poznawcze, gdyż:

- pozwala uzyskać szczegółową „fotografię” ryzyka operacyjnego w badanym okresie,
- obliczone mierniki ryzyka operacyjnego nie są obciążone błędami wynikającymi z małej liczby obserwacji,
- daje prognozy ryzyka operacyjnego, których precyzję można (pośrednio wprawdzie) ocenić w sposób obiektywny.

## Literatura

- Bartosiewicz S., *Ekonometria*, PWE, Warszawa 1976.
- Duliniec A., *Struktura i koszt kapitału w przedsiębiorstwie*, PWN, Warszawa 2001.
- Kordos J., *Jakość danych statystycznych*, PWN, Warszawa 1988.
- Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku*, red. K. Jajuga, AE, Wrocław 2000.
- Siegel J.G., Shim J.K., Hartman S.W., *Przewodnik po finansach*, PWN, Warszawa 1999.
- Statystyczne metody analizy danych*, red. W. Ostasiewicz, AE, Wrocław 1998.
- Statystyka*, red. J. Paradysz, AE, Poznań 2005.
- Witkowski M., *Próba zastosowania modelu regresji pełzającej kosztów do prognozowania wrażliwości w rachunku prognozy rentowności*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu nr 919, AE, Wrocław 2001.
- Zeliaś A., Pawełek B., Wanat S., *Prognozowanie ekonomiczne*, PWN, Warszawa 2003.

## ABOUT ANOTHER METHOD OF THE OPERATING RISK ESTIMATION IN AN ENTERPRISE

### Summary

Operating risk is one of the basic risks occurring in an enterprise. It can be measured by using different indicators. One of them is described by the relation of fix costs to global costs.

In this presentation we suggest using this indicator to calculate creep-regression model of costs what allows us to use this model to create an operating risk prognosis.

The Results of this empirical survey lead to assumption that this model has many practical and scientific values, because:

- operating risk- indicators are not hampered by errors connected with a small amount of observations,
- this method gives a chance to get to know “the history” of managing the company,
- operating risk-indicators have a clear interpretation,
- this method results in operating risk- prognosis whose precision can be objectively evaluated (even though this is possible only in an indirect way),
- this method is very useful in creating short-term prognosis.