

*Aleksandra Witkowska**
*Marek Witkowski***

O JESZCZE JEDNEJ METODZIE BADANIA RENTOWNOŚCI SPRZEDAŻY

Streszczenie. Rentowność sprzedaży (ROS) jest jednym z najważniejszych wskaźników stosowanych do oceny efektywności gospodarowania w przedsiębiorstwie. Wskaźnik ten z reguły oblicza się w „punkcie” mając dane o wyniku finansowym i przychodach ze sprzedaży. Nie uwzględnia on ścieżki rozwojowej firmy, a więc tego, że na rezultaty pracy podmiotu gospodarczego w okresie „t” mają wpływ rezultaty jego pracy w okresach wcześniejszych. W pracy proponujemy by niedogodności tej zaradzić wykorzystując do oszacowania ROS model regresji ze zmiennymi parametrami.

Okazuje się wówczas, że ROS można obliczyć korzystając ze wzoru:

$$ROS_t = 1 - \left[\frac{a_{0t}}{PS_t} + a_{1t} \right].$$

Weryfikacja empiryczna proponowanego modelu wykazała, że ma on duże walory poznawcze, przyczynia się do urealnienia rachunku rentowności sprzedaży. Walory te są tym bardziej warte podkreślenia, że model ten może być zastosowany do prognozowania ROS.

Słowa kluczowe: rentowność sprzedaży, obserwacje nietypowe, model regresji ze zmiennymi parametrami.

I. WSTĘP

Analiza rentowności sprzedaży należy do podstawowych narzędzi zarządzania przedsiębiorstwem. Analiza ta pozwala określić zdolność przychodów przedsiębiorstwa do generowania zysku. Może być prowadzona w dwóch przekrojach:

- sekwencyjnym,
- integralnym.

Ten drugi przekrój dotyczy przedsiębiorstwa jako całości i może być realizowany na podstawie danych pochodzących ze sprawozdawczości finansowej (w szczególności rachunku zysków i strat i sprawozdania F-01).

W tradycyjnym ujęciu podstawowym miernikiem rentowności sprzedaży jest wskaźnik ROS (return on sale) będący stosunkiem zysku do przychodów firmy. Wskaźnik ten jest obliczany „w punkcie” na podstawie danych empirycznych pochodzących tylko z jednego okresu. Jest to jego zasadnicza wada, gdyż nie uwzględnia on historii firmy, jej dotychczasowej ścieżki rozwojowej.

* Dr, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Katedra Statystyki.

** Dr, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Katedra Statystyki.

Tymczasem na rezultaty pracy przedsiębiorstwa w okresie „ t ” ma wpływ niewątpliwie to, co działo się w nim w okresach wcześniejszych.

W pracy proponujemy wykorzystać, w celu pozbycia się stwierdzonej wyżej niedogodności, modelu regresji ze zmiennymi parametrami, które to parametry w dalszej kolejności będą zastosowane do szacowania ROS.

Prezentacji tego modelu dokonamy korzystając z danych empirycznych pochodzących z konkretnego, realnie istniejącego przedsiębiorstwa, co uważamy za bardzo ważne z punktu widzenia interpretacji otrzymanych rezultatów poznawczych.

II. PREZENTACJA METODY BADANIA

Analiza rentowności sprzedaży może być prowadzona na różnych poziomach, wśród których poziom operacyjny jest najważniejszy. Stąd w literaturze przedmiotu za podstawowy miernik rentowności sprzedaży przyjmuje się wskaźnik rentowności sprzedaży operacyjnej, który definiowany jest jako relacja zysku operacyjnego do przychodów ze sprzedaży [W. Gabrusewicz (2004), M. Sierpińska, T. Jachna (2002)].

Można to wyrazić wzorem:

$$ROS_t = \frac{ZOP_t}{PS_t}.$$

Zysk operacyjny z kolei dany jest relacją:

$$ZOP_t = PS_t - KC_t,$$

co w konsekwencji powoduje, iż otrzymujemy:

$$ROS_t = \frac{PS_t - KC_t}{PS_t} = 1 - \frac{KC_t}{PS_t},$$

gdzie:

KC_t – operacyjne koszty całkowite w okresie t ($t = 1, 2, \dots, n$).

Rentowność sprzedaży zależy więc, jak łatwo zauważyć, bezpośrednio od struktury kosztów operacyjnych, czyli od udziału w kosztach całkowitych kosztów stałych i zmiennych.

Proponujemy w związku z powyższym przedstawić koszty całkowite jako funkcję przychodów ze sprzedaży:

$$KC = \alpha_0 + \alpha_1 PS + U,$$

gdzie:

α_0 – koszty stałe,

α_1 – jednostkowe koszty zmienne

i wykorzystać ten model do pomiaru rentowności sprzedaży.

Wadą tego modelu kosztów jest stałość jego parametrów w przedziale empirycznej weryfikacji. Niedogodności tej można uniknąć stosując zamiast modelu klasycznego model regresji ze zmiennymi parametrami w postaci:

$$\hat{KC}_t = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} PS_t \quad (1)$$

W modelu tym każdemu okresowi przyporządkowane są z reguły różne wartości parametrów α_{0t} i α_{1t} . Tym samym traktuje on koszty stałe jako koszty okresu, a koszty zmienne jako faktycznie zmienne, uzależnione od skali działalności w okresie t .

Biorąc powyższe pod uwagę otrzymujemy, że:

$$ROS_t = 1 - \frac{\alpha_{0t} + \alpha_{1t} PS_t}{PS_t} = 1 - \left[\frac{\alpha_{0t}}{PS_t} + \alpha_{1t} \right] \quad (2)$$

Jak więc widać rentowność sprzedaży zależy w prostej linii od kosztów stałych i jednostkowych kosztów zmiennych oraz od przychodów ze sprzedaży, przy czym im większy jest udział kosztów stałych w przychodach ze sprzedaży tym rentowność jest niższa.

Jest ona przy tym zmienna w czasie, a model *ROS* uwzględnia fakt, że jej poziom w okresie t zależy od rezultatów pracy firmy w okresach wcześniejszych czyli uwzględnia ścieżkę rozwojową firmy.

III. PREZENTACJA WYNIKÓW BADANIA EMPIRYCZNEGO

Omówioną w punkcie drugim metodę postępowania badawczego poddaliśmy weryfikacji empirycznej korzystając z danych źródłowych pochodzących z wybranego drogą doboru celowego przedsiębiorstwa. Dane te zawarte były w sprawozdaniach F-01 i dotyczyły dwóch zmiennych:

- przychodów ze sprzedaży – X,
- kosztów operacyjnych – Y.

Badanie objęło swoim zakresem lata 20X1 – 20X3, a jednostką czasu w badaniu był kwartał. Dane te były dokładne, aktualne i przydatne, a tym samym można je uznać za dane o dobrej jakości [J. Kordos (1988)].

Zanim jednak przystąpiliśmy do szacowania parametrów modelu uznaliśmy za celowe sprawdzenie, czy wśród obserwacji dotyczących badanych zmiennych nie występują obserwacje nietypowe, odbiegające wyraźnie od pozostałych. Obserwacje te zwykle nazywa się odstającymi. W celu ich ewentualnej identyfikacji zastosowaliśmy dwa podejścia. W podejściu pierwszym założyliśmy, że są to obserwacje jednowymiarowe dotyczące pojedynczych cech, tj. oddzielnie kosztów całkowitych oraz przychodów ze sprzedaży. Dla zidentyfikowania obserwacji nietypowych w tym przypadku zastosowaliśmy test Grubsa [S. Heilpern, (2005)]. W teście tym oblicza się dwie statystyki:

$$G_{(n)} = \frac{x_{(n)} - \bar{x}}{s} \quad \text{i} \quad G_{(1)} = \frac{\bar{x} - x_{(1)}}{s}$$

gdzie:

- \bar{x} – średnia arytmetyczna,
- s – odchylenie standardowe (z próby),
- $x_{(1)}$ – min. wartość cechy X ,
- $x_{(n)}$ – max. wartość cechy X .

Jeśli okaże się, że $G_{(i)} \geq G_{\alpha}$ to i -tą obserwację (a więc pierwszą bądź ostatnią) można uznać za odstającą. G_{α} jest przy tym wartością krytyczną testu Grubsa dla założonego poziomu istotności. Wyniki zastosowania testu Grubsa zawarte zostały w tabeli 1.

Tabela 1. Wyniki testu Grubsa dla obserwacji odstających

Wyszczególnienie	Wartości sprawdzianu H_0		Decyzja dla $G_{0,05} = 2,29$
	$G_{(1)}$	$G_{(n)}$	
Przychody ze sprzedaży	1,53	1,52	Nie ma podstaw do odrzucenia H_0
Koszty całkowite operacyjne	1,59	1,47	

Źródło: Obliczenia własne.

Hipoteza zerowa głosi przy tym, że obserwacje pochodzą z próby jednorodnej. W naszym przypadku, ponieważ $G_{(1)}$ i $G_{(n)}$ są mniejsze od G_{α} więc obserwacje skrajne nie naruszają jednorodności próby.

Sposób drugi polegał na potraktowaniu obserwacji jako wielowymiarowych, co wynikało z tego, że w centrum naszego zainteresowania jest model regresyjny przedstawiający zależność między kosztami całkowitymi oraz przychodami ze sprzedaży.

W tym przypadku dla identyfikacji obserwacji nietypowych zastosowaliśmy współczynniki rzutowania h_t , które są elementami diagonalnymi macierzy H w postaci [red. W. Ostasiewicz (1998)]:

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

zwanej macierzą rzutowania, gdzie X jest macierzą obserwacji na zmiennych objaśniających modelu regresji.

Obserwację o numerze t uznajemy za nietypową, jeśli:

$$h_t > h_{kr}$$

gdzie: h_{kr} jest krytyczną wartością współczynnika rzutowania liczoną według wzoru:

$$h_{kr} = \frac{2(k+1)}{n}$$

przy czym:

- k – liczba zmiennych objaśniających w modelu,
- n – liczba obserwacji.

Wartości współczynników h_t zamieściliśmy w tabeli 2.

Tabela 2. Współczynniki rzutowania dla danych, na podstawie których szacowany był model regresji

t	h_t	t	h_t
1	0,278	7	0,084
2	0,203	8	0,116
3	0,140	9	0,088
4	0,086	10	0,205
5	0,178	11	0,243
6	0,102	12	0,276
X	$h_{kr} = 0,333$		

Źródło: Obliczenia własne.

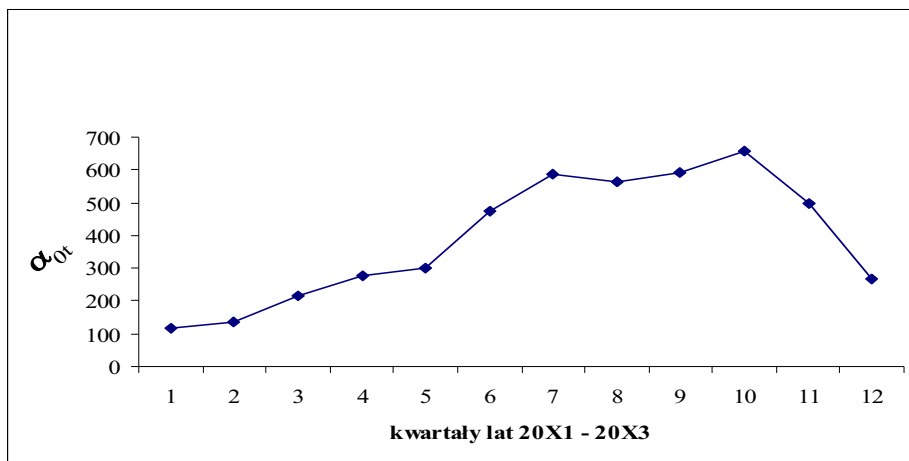
Jak łatwo zauważyć, obserwując zawarte w tabeli 2 charakterystyki liczbowe, żadnej z dwunastu obserwacji, na podstawie których szacować będziemy model regresji ze zmiennymi parametrami nie można potraktować za nietypową.

W związku z powyższym dokonaliśmy estymacji parametrów modelu (1) na podstawie wszystkich dwunastu obserwacji, korzystając z procedury opisanej przez S. Bartosiewicz [S. Bartosiewicz (1976)]. Wyniki tej estymacji zawarliśmy w tabeli 3 i na rys. 1 i 2.

Tabela 3. Wyniki estymacji parametrów modelu typu (1) w przedsiębiorstwie „Z”

t	α_{0t}	α_{1t}
1	119,7	0,726
2	137,5	0,746
3	215,0	0,745
4	275,7	0,744
5	299,2	0,751
6	472,2	0,733
7	586,2	0,719
8	566,1	0,726
9	593,1	0,722
10	659,8	0,704
11	497,3	0,737
12	269,5	0,780
X	$S_u = 151,2$	$V_u = 4,9\%$
		$\phi^2 = 1,4\%$

Źródło: Obliczenia własne.

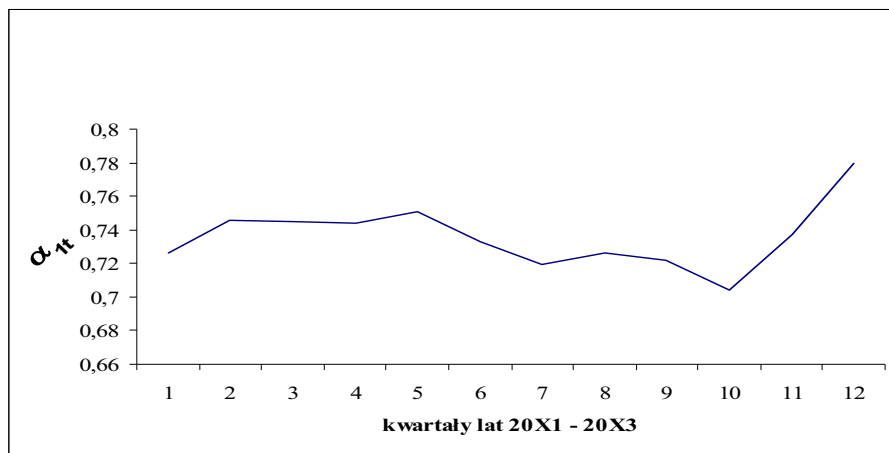


Rys. 1. Operacyjne koszty stałe badanego przedsiębiorstwa w poszczególnych kwartałach lat 20X1–20X3

Źródło: Por. tabela 3.

Na podstawie ujętych w tabeli 3 charakterystyk liczbowych można skonstatować, że:

- model (1) jest modelem dobrej jakości o czym świadczą:
 - odchylenie standardowe składnika resztowego i współczynnik zmienności resztowej,
 - współczynnik zgodności,
- oceny parametrów modelu są zmienne w czasie (w przekroju poszczególnych kwartałów.



Rys. 2. Jednostkowe koszty zmienne w badanym przedsiębiorstwie w poszczególnych kwartałach lat 20X1–20X3

Źródło: Por. tabela 3.

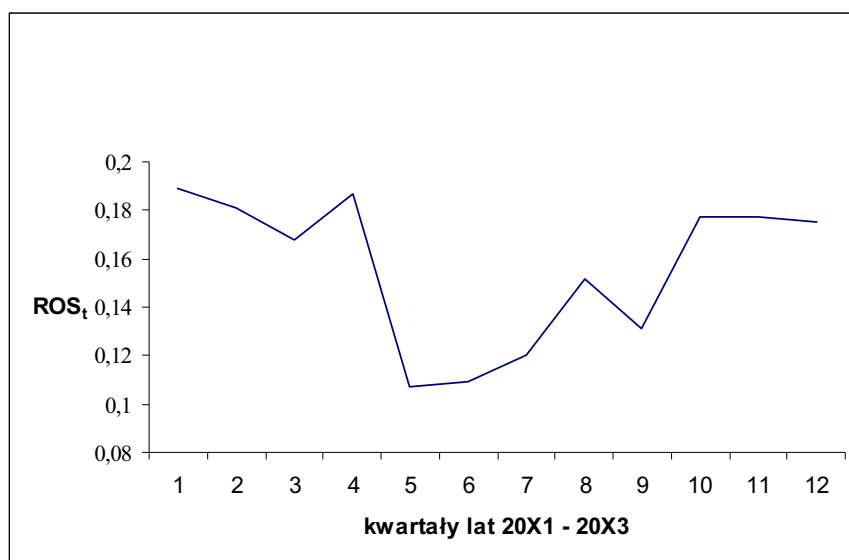
Uznaliśmy więc, że model ten może stanowić narzędzie służące do oszacowania rentowności sprzedaży w badanej firmie. Wyniki tego oszacowania, na podstawie wzoru (2), zawarliśmy w tabeli 4 i na rys. 3.

Tabela 4. Rentowność sprzedaży w przedsiębiorstwie oszacowana według wzoru (2) w okresie I kwartał 20X1 – IV kwartał 20X3

Okres t	ROS_t	Okres t	ROS_t
1	0,189	7	0,120
2	0,181	8	0,152
3	0,168	9	0,131
4	0,187	10	0,177
5	0,107	11	0,177
6	0,109	12	0,175
$\overline{ROS} = 0,156$ $Me = 0,172$ $\sigma_{ROS} = 0,030$, $Ws = -0,665$ $V_{ROS} = 19,0\%$			

Źródło: Obliczenia własne.

Obserwacja zawartych w tabeli 4 wskaźników ROS wskazuje, że rentowność sprzedaży była zróżnicowana w przekroju kwartalnym. Oznacza to, że zdolność przychodów ze sprzedaży do generowania zysku była zmienna w czasie. O ile więc w okresie $t = 5$ (kwartale pierwszym roku 20X2) 1 zł przychodów generowała 10,7 groszy zysku to w kwartale pierwszym roku 20X1 było to 18,9 groszy.



Rys. 3. Rentowność sprzedaży w poszczególnych kwartałach lat 20X1–20X3

Źródło: Por. tabela 4.

Jednakże dyspersja rentowności sprzedaży w przekroju kwartalnym nie była zbyt duża, o czym świadczy obliczony współczynnik zmienności.

W połowie badanych kwartałów rentowność nie przekraczała 17,2 groszy na złotówkę przychodów ze sprzedaży, zaś jej rozkład był asymetryczny lewostronnie o stosunkowo dużym natężeniu. Przeważały więc okresy, w których ROS była większa od średniej wynoszącej 15,6 groszy na złotówkę przychodów ze sprzedaży.

W świetle wyników przeprowadzonego badania empirycznego wydaje się nie podlegać dyskusji, że zastosowanie do pomiaru rentowności sprzedaży modelu regresyjnego ze zmiennymi parametrami przyczyniło się do urealnienia tego rachunku.

Pozwoliło bowiem uwzględnić oczywisty fakt, że rezultaty pracy firmy w okresie t zależą od rezultatów w okresach wcześniejszych. Tym samym w rachunku tym mogła zostać uwzględniona ścieżka rozwojowa przedsiębiorstwa.

Model ten może być ponadto wykorzystany dla prognozowania rentowności sprzedaży, co jak sądzimy, zwiększa jeszcze bardziej jego walory poznawcze.

BIBLIOGRAFIA

- Bartosiewicz S. (1976), *Ekonometria. Technologia ekonometrycznego przetwarzania danych*, PWE, Warszawa.
- Gabrusewicz W. (2004), *Podstawy analizy finansowej*, PWE, Warszawa.
- Heilpern S. (2005), *Nietypowe realizacje jednowymiarowych zmiennych losowych* [w:] red. Ostasiewicz W., Statystyka ekonomiczna, Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław
- Kordos J. (1988), *Jakość danych statystycznych*, PWN, Warszawa.
- Ostasiewicz W., red., (1998), *Statystyczne metody analizy danych*, Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław.
- Sierpińska M., Jachna T. (2002), *Ocena przedsiębiorstwa według standardów światowych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

*Aleksandra Witkowska,
Marek Witkowski*

ABOUT ONE MORE METHOD OF ESTIMATING THE RETURN ON SALE

Abstract

The return on sale (ROS) is one of the most important indexes used to estimate the effectiveness of running an enterprise. This index is usually estimated “at point”, having information about financial results and sales profits of an enterprise. By that it means, it does not include the developing path of an enterprise, which means that the results of work in period “t” do not affect the results of work in earlier periods.

In analysis below, we suggest to estimate ROS by using the regression model with various variables. It can help overcome the inconvenience stated above.

ROS can be estimated by using the following pattern:

$$ROS_t = 1 - \left[\frac{a_{0t}}{PS_t} + a_{1t} \right].$$

The results show, that this model has a lot of cognitive values because it helps realize the calculus of return on sale. This model can easily be used to make ROS prognosis.