

MAREK WITKOWSKI

BADANIE ZMIENNOŚCI KOSZTÓW PRZEDSIĘBIORSTWA HANDLU DETALICZNEGO W WARUNKACH WSPÓLLINIOWOŚCI ZMIENNYCH KOSZTOTWÓRCZYCH

I. UWAGI WSTĘPNE

Badanie zmienności zjawisk ekonomicznych nastęrcza wiele trudności. Związane to jest z faktem, że zjawiska te charakteryzują się sobie tylko właściwą specyfiką. Specyfika ta wynika przede wszystkim z dwóch charakterystycznych osobliwości zjawisk ekonomicznych, jakimi są: historyczność i złożoność tych zjawisk. Historyczność zjawisk ekonomicznych oznacza, że są to zjawiska niepowtarzalne, a więc nigdy nie występują w tej samej formie. Są zatem procesami przemian. Chcąc poznać jedno ogniwo procesu, należy najpierw poznać ogniwo poprzednie. Ponadto zjawiska gospodarcze występują łącznie z wieloma innymi zjawiskami, których nie można wyizolować z kontekstu otoczenia. Stawia to postulat badania zjawisk ekonomicznych w ich wzajemnym powiązaniu.

Zachodzące w gospodarce narodowej przeobrażenia systemowe powodują, że podstawowym mechanizmem weryfikującym skuteczność działalności przedsiębiorstwa jest mechanizm samofinansowania. Mechanizm taki nakłada na przedsiębiorstwo konieczność prowadzenia działalności w ten sposób, by dochody przez nie osiągnane pokrywały koszty. Występuje więc wtedy w przedsiębiorstwie z całą ostrością potrzeba rozpoznania dynamiki kosztów jako wyrazu prawidłowości ich kształtowania się w czasie w związku z rozwojem rozmiarów działalności. Przy czym mówiąc o rozmiarach działalności mamy na myśli zarówno osiągnane efekty, jak i zaangażowane czynniki wytwórcze. Innymi słowy, zachodzi potrzeba analizy zmienności kosztów. Analiza ta jest bardzo trudna, jako że koszty należą do zjawisk wysoce złożonych i czynniki na nie oddziałujące wpływają wzajemnie na siebie. Tworzy się więc system, w którym *wpływ* jednej determinanty wiąże się nierozzerwalnie z wpływem pozostałych. Kłopotliwe staje się wówczas ustalenie „czystego” oddziaływania każdej zmiennej kosztotwórczej na zmiany kosztów. Sytuację komplikuje dodatkowo fakt, że efekt pracy przedsiębiorstwa handlowego, ja-

kim jest usługa handlowa, nie jest wymierny i w związku z tym wyraża się go w sposób symptomatyczny za pomocą innych zmiennych. Najczęściej jest to wartość sprzedaży detalicznej, która z natury rzeczy powiązana jest z innymi czynnikami ekonomicznymi zaangażowanymi w przedsiębiorstwie. Wskutek tego dotychczasowe próby prowadzenia w przedsiębiorstwie poprawnego rachunku kosztów nie mogły zakończyć się powodzeniem. Nie mogły też dać pozytywnego rezultatu próby określenia efektywności ekonomicznej przedsiębiorstwa handlu detalicznego.

W nomenklaturze statystycznej występowanie silnych powiązań między zmiennymi przyjęto nazywać współliniowością statystyczną. Jej istnienie jest szczególnie szkodliwe dla prawidłowego określenia siły i kierunku wpływu poszczególnych zmiennych kosztotwórczych na koszty. Po prostu zmienne te nie są czystymi nośnikami informacji o zmianach kosztów handlowych. Występowanie współliniowości bardzo często może doprowadzić do uznania oceny parametru regresji za precyzyjną wtedy, gdy wcale taką nie jest, a raczej jest to ocena wysoce nieprecyzyjna¹. Oznacza to, że może dojść do uznania za istotną zmienną kosztotwórczą tej, która w rzeczywistości nią nie jest.

Okoliczności powyższe stwarzają potrzebę poszukiwania takich metod, które neutralizowałyby negatywne skutki występowania zjawiska współliniowości.

Obecnie spotyka się wiele różnych sposobów mających na celu neutralizację zjawiska współliniowości². Jednym z nich jest wykorzystanie metody uogólnionej regresji grzbietowej (MRG) w procesie estymacji modelu regresyjnego³. Metoda ta uchodzi za bardzo efektywny sposób neutralizacji współliniowości. Zapewnia bowiem niezależność wszystkich zmiennych objaśniających, a przecież współliniowość to nic innego, jak odstępstwo od niezależności zmiennych regresyjnych⁴.

Dlatego też w pracy chcielibyśmy podjąć próbę zastosowania MRG w badaniu zmienności kosztów przedsiębiorstwa handlu detalicznego, a następnie dokonać oceny jej przydatności do analizy tej problematyki. Egzemplifikacji empirycznej prezentowanej metody dokonamy na autentycznym materiale źródłowym dotyczącym kosztów i wyników działalności przedsiębiorstwa handlowego, którym było P.P. „Dom Książki” w Poznaniu.

¹ J. B. Gajda, *Wielorównaniowe modele ekonometryczne*, Warszawa 1988, s. 157.

² A. Zeliaś, *Teoria prognozy*, Warszawa 1979, s. 108 -120.

³ Próbę zastosowania klasycznej regresji grzbietowej podjęto w pracy M. Witkowskiego, *Zjawisko współliniowości w statystycznych badaniach przyczynowo-skutkowych procesów ekonomicznych*, *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny* 1982, z. 2, s. 136 - 144.

⁴ D. E. Farrar, R. R. Glauber, *Multicollinearity in Regression Analysis. The Problem Revisited*, *Review of Economics and Statistics* 1967, nr 49, s. 92 - 107.

II. WYBÓR ZESTAWU ZMIENNYCH KOSZTOTWÓRCZYCH

W pracy postawiono sobie dwa cele: poznawczy i metodyczny. Pierwszy wyraża się w ilościowym określeniu zachowania się kosztów globalnych pod wpływem różnych determinant kosztotwórczych. Drugi natomiast sprowadza się do oceny przydatności MRG w procesie badania zmienności kosztów przedsiębiorstwa handlu detalicznego. Cele te postanowiono zrealizować przyjmując koncepcję postępowania trzyetapowego.

W etapie pierwszym dokonano wyboru zmiennych kosztotwórczych, które będą traktowane w analizie jako zmienne regresyjne. Wybór ten opierał się z jednej strony na przesłankach merytorycznych, z drugiej zaś zdeterminowany został dostępnym materiałem źródłowym. Dokonując wyboru zmiennych regresyjnych do modelu kosztów starano się uwzględnić zmienne reprezentujące różne strony działalności przedsiębiorstwa handlowego i traktowane równocześnie w teorii ekonomiki handlu jako podstawowe zmienne wpływające na koszty⁵. Wybrano więc do analizy następujące zmienne: wartość sprzedaży detalicznej X_1 , liczbę zatrudnionych w przedsiębiorstwie X_2 , powierzchnię użytkową księgarń X_3 , liczbę księgarń X_4 oraz wartość przeciętnego zapasu towarowego X_5 .

Uwzględnienie w badaniu wartości sprzedaży detalicznej spowodowane było tym, że czynnik ten stanowi symptom rozmiarów świadczonych usług i jednocześnie podstawowy efekt działalności przedsiębiorstwa handlowego. Z kolei liczba zatrudnionych określa wielkość zaangażowanej pracy żywej w działalności handlowej. Udział czynnika pracy żywej w wytwarzaniu usług handlowych jest bardzo duży, znacznie większy niż w innych dziedzinach działalności gospodarczej. Przyjęcie za zmienną kosztotwórczą powierzchni użytkowej miało na celu ustalenie wpływu czynnika pracy uprzedmiotowionej na zmienność kosztów. Zmienna ta jest symptomem wartości środków trwałych zaangażowanych w działalności handlowej. Tego ostatniego czynnika, niestety, nie można było wziąć pod uwagę ze względu na brak odpowiednich danych statystycznych. Tym niemniej zmienna X_3 w sposób zupełnie poprawny opisuje bazę materialno-techniczną przedsiębiorstwa. Liczba księgarń określa natomiast (od strony ekstensywnej) wielkość sieci detalicznej, kształtując równocześnie zatrudnienie, a co za tym idzie — także potencjalną zdolność sieci do realizowania określonych usług handlowych.

Ostatnim wreszcie czynnikiem przyjętym w badaniu jest wartość zapasu towarowego. Zmienną tę uwzględniono dlatego, że jej rozmiary decydują z jednej strony o ciągłości sprzedaży, z drugiej zaś wpływa ona na rozmiary zużycia czynników wytwórczych, a więc w konsekwencji i na koszty.

⁵ Z. Zakrzewski, *Ekonomika handlu wewnętrznego*, Warszawa 1972, s. 379-386; E. Bogacka-Kisiel, *Czynniki kształtujące koszty przedsiębiorstw handlowych*, Zeszyty Naukowe WSE Wrocław, Wrocław 1973, z. 67, s. 35 - 40.

III. ZASTOSOWANIE KLASYCZNEJ METODY BADANIA ZMIENNOŚCI KOSZTÓW

Najbardziej oczywistym sposobem ustalenia natężenia i kierunku oddziaływania poszczególnych zmiennych na zmiany kosztów jest zastosowanie klasycznej metody regresji wielokrotnej.

Uwzględniając fakt, że dotychczasowe badania empiryczne z zakresu kosztów wskazują, iż zależność między kosztami a zmiennymi kosztotwórczymi jest liniowa⁶, rozważono następujące równanie regresji wielokrotnej:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^5 a_i x_{it} + \zeta_t,$$

gdzie:

- y_t — globalne koszty handlowe w okresie t ($t=1, 2, \dots, n$),
- x_{it} — wartości i -tej zmiennej kosztotwórczej ($i=1, 2, \dots, 5$) w roku t ,
- a_i — współczynnik regresji przy i -tej zmiennej objaśniającej,
- a_0 — wyraz wolny,
- ζ_t — składnik losowy.

Przed przystąpieniem do estymacji parametrów modelu wszystkie zmienne poddano standaryzacji według wzoru:

$$y_t^* = \frac{y_t - \bar{y}}{s_y}, \quad x_{it}^* = \frac{x_{it} - \bar{x}_i}{s_{xi}},$$

gdzie:

- y_t^*, x_{it}^* — wartości zmiennych standaryzowanych,
- \bar{y}, \bar{x}_i — średnie arytmetyczne zmiennych,
- s_y, s_{xi} — odchylenia standardowe zmiennych.

Celem tego zabiegu było doprowadzenie cech wyrażonych w różnych jednostkach mianowanych do porównywalności. Otrzymano więc nowy regresyjny model kosztów w postaci:

$$y_t^* = \sum_{i=1}^5 a_i^* x_{it}^* + \zeta_t,$$

którego parametry oszacowano metodą najmniejszych kwadratów. Wyniki otrzymane w tym zakresie zawarto w tabeli 1.

⁶ A. Barczak, *Ekonometryczne metody badania kosztów produkcji*, Warszawa 1971 oraz A. Witkowska, *Statystyczne metody identyfikacji czynników określających poziom kosztów przedsiębiorstw handlu detalicznego*, Archiwum Zakładu Statystyki i Demografii Akademii Ekonomicznej w Poznaniu (maszynopis nie publikowany), Poznań 1981.

Tabela 1

Oceny parametrów strukturalnych modelu kosztów globalnych
(w postaci standaryzowanej)

Parametr	Ocena parametru a_i^*	Błąd średni szacunku parametru	Statystyka t-Studenta
a_1^*	0,7839	0,1681	4,6633
a_2^*	0,3501	0,1120	3,1259
a_3^*	0,1363	0,1266	1,0766
a_4^*	-0,2076	0,1174	1,7683
a_5^*	-0,0721	0,1130	0,6381
$R^2=0,9964, S_u=0,01463, f(0)=0,0762$			

Źródło: Obliczenia własne wykonane w Ośrodku Obliczeniowym AE w Poznaniu

Jakkolwiek model powyższy dobrze opisuje zmienność kosztów globalnych pod względem formalno-statystycznym (por. S_u i R^2), to jednak uwagę zwracają duże błędy średnie szacunku poszczególnych parametrów regresji. Powodują one, że zmienne objaśniające, którym te błędy odpowiadają, muszą być uznane za zmienne nieistotnie wpływające na koszty. Wątpliwość budzi też ocena parametru strukturalnego stojącego przy zmiennej X_4 . Wskazuje ona mianowicie, że jeżeli liczba księgarń wzrośnie o jedną, zaś pozostałe czynniki pozostaną na niezmiennym poziomie, to koszty globalne spadają przeciętnie o 0,1218 mln zł⁷. Sytuacja ta w sensie merytorycznym jest, jak sądzymy, nie do zaakceptowania. Niezgodna z oczekiwaniami może się również wydawać ocena parametru a_5^* . Oznacza ona, że jeżeli zapas towarowy zwiększy się o jeden mln zł, to koszty zmniejszą się, przeciętnie o 0,0381 mln zł (oczywiście przy założeniu, że inne zmienne pozostaną na nie zmienionym poziomie). Naszym zdaniem wynik ten jest jednak możliwy do przyjęcia. W badanym przez nas okresie obowiązywało bowiem niskie oprocentowanie środków obrotowych. „Tani” kredyt sprzyjał więc posiadaniu dużych zapasów. Te zaś przyczyniały się do osiągania przez przedsiębiorstwo znacznej sprzedaży detalicznej. W konsekwencji wzrost zapasów mógł być związany ze spadkiem kosztów globalnych.

W kontekście powyższych spostrzeżeń musimy jednak uznać oszacowany model kosztów globalnych za niezadowalający. Nasuwa się więc pytanie, co mogło być przyczyną takiej właśnie sytuacji? Dotychczasowe doświadczenia badawcze wskazują, że przyczyna tkwić może przede wszystkim w występowaniu współliniowości zmiennych objaśniających. Podkreśla się mianowicie, że jeżeli w macierzy X występują zmienne silnie skorelowane, to oznacza to, że zawierają one informację zbyt mało róż-

⁷ Taka interpretacja jest możliwa, ponieważ:

$$a_i = a^* \cdot \frac{s_y}{s_x}$$

nicowaną na to, aby można było skutecznie odróżnić wpływ każdej z nich od wpływu pozostałych⁸. Wskutek tego oceny parametrów regresyjnego modelu kosztów nie mogą być rozsądnie i sensownie zinterpretowane⁹. Łatwo zauważyć (patrz tabela 2), że zmienne kosztotwórcze mające opi-

Tabela 2

Współczynniki korelacji między zmiennymi regresyjnymi

$X_i \backslash x_j$	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
X_1	1,0000	0,9895	0,9843	0,9514	0,9897
X_2	0,9895	1,0000	0,9666	0,9368	0,9836
X_3	0,9843	0,9666	1,0000	0,9755	0,9808
X_4	0,9514	0,9368	0,9755	1,0000	0,9562
X_5	0,9897	0,9836	0,9808	0,9562	1,0000

Źródło: por. tabela 1.

sać zachowanie się kosztów są ze sobą silnie skorelowane. Można nawet zaryzykować stwierdzenie, że jest to współliniowość o charakterze strukturalnym¹⁰. Warto wszakże dokładnie ocenić natężenie tego zjawiska. Istnieje wiele mierników służących temu celowi, o różnej zresztą efektywności¹¹. Za najbardziej efektywny uważany jest wskaźnik uwarunkowania macierzy X w postaci¹²:

$$\eta(X) = \sqrt{\frac{\lambda_{\max}}{\lambda_{\min}}},$$

gdzie:

λ_{\max} , λ_{\min} to największa i najmniejsza wartość własna macierzy ($X'X$), przy czym o występowaniu „szkodliwej” współliniowości informuje wartość $\eta(X)$ rzędu 30-100. W prowadzonym przez nas badaniu otrzymaliśmy

$$\eta(X) = \sqrt{\frac{4,8862995}{0,0046731}} = 32,34.$$

⁸ A. Borowiecki, J. Kaliszyk, M. Kolutpa, *Koincydencja i efekt katalizy w liniowych modelach ekonometrycznych*, Warszawa 1986, s. 67 - 68.

⁹ J. B. Gajda, *Wielorównaniowe modele*, s. 156.

¹⁰ O współliniowości „strukturalnej” mówi się wtedy, gdy proces gospodarczy generuje dane ściśle ze sobą powiązane; por. J. D. Gajda, *Wielorównaniowe modele*, s. 156.

¹¹ A. Zeliaś, *Teoria prognozy*, s. 111 - 116; J. Jakubczyc, *Współliniowość statystyczna*, Warszawa 1987, s. 75-116,

¹² J. Jakubczyc, *Współliniowość*, s. 104 - 105.

Można więc mówić, że współliniowość ma charakter patologiczny, i to ona może ujemnie wpłynąć na ostateczne wyniki analizy.

W związku z tym podjęta została próba neutralizacji zjawiska współliniowości. Wyniki otrzymane w tym zakresie omówiono w punkcie następnym pracy.

IV. ESTYMACJA MODELU ZMIENNOŚCI KOSZTÓW W WARUNKACH OBCIĄŻENIA PARAMETRÓW REGRESJI

W celu neutralizacji współliniowości zmiennych objaśniających zastosowano metodę uogólnionej regresji grzbietowej, co do której sędzi się, iż można za jej pomocą wyeliminować szkodliwe efekty tego zjawiska¹³.

Metoda regresji grzbietowej (MRG) należy do metod estymacji obciążonej. Opiera się ona na przyjęciu generalnej zasady, że w przypadku współliniowości lepiej posługiwać się estymatorami obciążonymi, ale za to o wariancji mniejszej od wariancji estymatorów danych klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Idea MRG polega na dodawaniu do elementów diagonalnych macierzy $(X' X)$ pewnych małych, dodatnich liczb w_i tworzących macierz:

$$W_{k \cdot k} = \begin{bmatrix} w_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & w_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & w_k \end{bmatrix}.$$

Uogólniony estymator grzbietowy dany jest wzorem¹⁴:

$$\hat{\beta}(W) = Q(A + W)^{-1} A Q' \hat{\beta},$$

gdzie:

- Q — ortogonalna macierz znormalizowanych wektorów własnych q_i odpowiadających wartościom własnym λ_i macierzy $(X'X)$,
- A — diagonalna macierz nieujemnych wartości własnych macierzy $(X' X)$ uporządkowanych tak, że: $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_k$,
- $\hat{\beta}$ — wektor estymatorów parametrów β modelu otrzymany klasyczną metodą najmniejszych kwadratów.

Z kolei macierz wariancji i kowariancji estymatorów ma postać:

$$D^2\{\hat{\beta}(w)\} = s^2 Q(A + W)^{-2} A Q',$$

¹³ A. E. Hoerl, R. W. Kennard, *Biased Estimation for Nonorthogonal Problem*, *Technometrics* 1970, nr 12, s. 55 - 82.

¹⁴ I. Szczęśna, *Regresja grzbietowa jako metoda doboru zmiennych objaśniających i metoda estymacji modelu*, ZBSE GUS, z. 134, Warszawa 1983, s. 12 - 14.

przy czym s^2 jest estymatorem wariancji składnika resztowego modelu według metody najmniejszych kwadratów. Miarą zaś „dobroci” estymatora grzbietowego jest kwadrat odchylenia wektora $\hat{\beta}(W)$ od wektora parametrów β określony relacją:

$$f(w_1, \dots, w_k) = \sum_{i=1}^k \frac{s^2 \lambda_i + \hat{\alpha}_i^2 w_i^2}{(\lambda_i + w_i)^2},$$

gdzie:

$\hat{\alpha}_i$ — estymator wektora parametrów α modelu w postaci kanonicznej otrzymane metodą najmniejszych kwadratów.

Zasadniczym problemem w MRG jest wyznaczenie wartości w_i . Jest wiele możliwości w tym względzie. W pracy wykorzystano procedurę iteracyjną zaproponowaną przez I. Szczęsną¹⁵. Wyniki estymacji parametrów regresyjnego modelu kosztów uzyskanych MRG przedstawiono w tabeli 3.

Tabela 3

Oceny parametrów regresyjnego modelu kosztów oszacowane metodą regresji grzbietowej

Parametr $\beta(w)$	Ocena parametru b_i	Błąd średni szacunku parametru $s(b_i)$	$\left \frac{b_i}{s(b_i)} \right $
β_1	0,6970	0,0175	31,482
β_2	0,3840	0,0523	7,342
β_3	0,1243	0,1080	1,151
β_4	-0,1924	0,1227	1,568
β_5	-0,0221	0,2138	0,103
$R^2 = 0,9962, S_u = 0,0167, f(w) = 0,0608$			

Źródło: por. tabela 1.

Na tle otrzymanych rezultatów można sformułować następujące wnioski:

— stopień dopasowania modelu do danych empirycznych należy ocenić jako zadowalający, nieznacznie tylko niższy niż w przypadku modelu oszacowanego klasyczną metodą najmniejszych kwadratów,

— uległy zmniejszeniu błędy średnie szacunku trzech pierwszych parametrów, niestety precyzja oszacowań parametrów b_4 i b_5 pogorszyła się, gdyż błędy średnie szacunku tych parametrów zwiększyły się,

— ocena parametru przy zmiennej X_4 jest nadal ujemna, nie wydaje się więc, by mogła być rozsądnie zinterpretowana.

Otrzymane wyniki sugerują, że MRG wcale nie poprawiła oszacowań

¹⁵ Ibidem, s. 20.

parametrów strukturalnych regresyjnego modelu kosztów w stosunku do oszacowań danych klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. W kontekście uzyskanych rezultatów trudno więc mówić o dominacji MRG nad KMNK. Aby jednak uchronić się przed wydawaniem zbyt pochopnych sądów w tym zakresie dokonano kompleksowego porównania „jakości” modeli oszacowanych obiema metodami¹⁶. Zaprezentowano je w tabeli 4.

Tabela 4

Weryfikacja modeli zmienności kosztów oszacowanych klasyczną metodą najmniejszych kwadratów i metodą regresji grzbietowej

Elementy jakości modelu	Model (KMNK)	Model (MRG)
Symetria reszt	tak	tak
Stacjonarność reszt	tak	tak
Autokorelacja składnika resztowego	– nie występuje (test t)	– nie występuje (test t)
	– brak decyzji (test D-W)	– brak decyzji (test D-W)
Losowość reszt	tak	tak
Normalność składnika resztowego	tak	tak
Odchylenie standardowe składnika resztowego	$S_u = 0,0146$	$S_u = 0,0167$
Współczynnik determinacji	$R^2 = 0,9964$	$R^2 = 0,9962$
Kwadrat odchylenia wektora estymatorów od wektora parametrów	$f(O) = 0,0762$	$f(w) = 0,0608$

Źródło: zestawienie własne.

Zawarte w tabeli 4 charakterystyki potwierdzają jednak nasze wcześniejsze spostrzeżenie, że metoda regresji grzbietowej w zasadzie nie przyczyniła się do poprawy precyzji oszacowań i jakości modelu zmienności kosztów. Spowodowała tylko zmniejszenie średniokwadratowego odchylenia wektora ocen od wektora parametrów regresji. W pozostałych przypadkach otrzymano natomiast zbieżność elementów jakości modelu. Konkludując, metoda regresji grzbietowej dla rozpatrywanego zestawu zmiennych objaśniających X_1, \dots, X_5 , zawiodła nasze oczekiwania. Oszacowany przy jej pomocy regresyjny model kosztów globalnych nie jest możliwy do zaakceptowania.

W związku z tym podjęto próbę estymacji parametrów modelu kosztów globalnych dla innej kombinacji zmiennych objaśniających. Kombinację tą uzyskano eliminując z poprzedniego zestawu zmiennych objaśniających zmienną, której odpowiadała największa wartość w_i . U podstaw takiego postępowania legło następujące rozumowanie.

Z własności MRG wynika, że obciążenie estymatorów jest stosunkowo niewielkie, gdy będziemy stosować małe wartości w_i (bardzo bliskie

¹⁶ Weryfikacji modeli dokonano korzystając z propozycji S. Bartosiewicz, *Ekonomia*, Warszawa 1976, s. 144-154.

zera). Tymczasem w przypadku wystąpienia silnej korelacji między zmiennymi objaśniającymi otrzymuje się dla niektórych z nich wysokie wartości w_i , znacznie przewyższające pozostałe. To zaś jest sygnałem, że zmienna objaśniająca, której taka „rażąco” wysoka wartość w_i odpowiada, wpływa negatywnie na oszacowania. Proponuje się więc usunięcie z modelu takiej zmiennej objaśniającej¹⁷.

Wyznaczone dla wyjściowej pięcioelementowej kombinacji zmiennych regresyjnych wartości wskaźnika w_i są następujące: $w_1 = 0,0011$, $w_2 = 0,0008$, $w_3 = 2,4734$, $w_4 = 0,0017$, $w_5 = 0,0014$. Wylimitowaniu z modelu podlegała więc zmienna X_3 , tj. powierzchnia użytkowa. Następnie stosując ponownie MRG oszacowano parametry nowego modelu kosztów globalnych, w którym nie występowała już zmienna X_3 . Wyniki estymacji podano w tabeli 5.

Tabela 5

Oceny parametrów regresyjnego modelu kosztów globalnych oszacowane metodą regresji grzbietowej (po wylimitowaniu zmiennej X_3)

Parametr $\beta(w)$	Ocena parametru b_i	Błąd średni szacunku parametru $s(b_i)$	$\left \frac{b_i}{s(b_i)} \right $
β_1	0,7591	0,0157	48,350
β_2	0,3406	0,0781	4,361
β_4	0,1593	0,1021	1,560
β_5	-0,0397	0,0114	3,482
$R^2 = 0,992$, $S_u = 0,0165$, $f(w) = 0,0486$			

Źródło: por. tabela 1.

Obserwacja syntetycznych charakterystyk liczbowych zawartych w tabeli 5 pozwala na stwierdzenie, że model, w którym występują tylko cztery zmienne objaśniające znacznie lepiej opisuje zmienność kosztów globalnych niż model z pięcioma zmiennymi objaśniającymi. Jest to przede wszystkim model, którego oceny parametrów są zgodne z naszymi oczekiwaniami. Dotyczy to również oceny a_3 , stojącej przy zmiennej X_4 — liczba księgowości. Jest ona obecnie dodatnia, co wskazuje, że wzrost liczby księgowości powoduje wzrost kosztów globalnych. Poprawiła się także precyzja oszacowań parametrów regresji, co znalazło swój wyraz w powiększeniu się stosunku wartości ocen parametrów do ich średnich błędów szacunku. Nieznaczne pogorszenie nastąpiło jedynie odnośnie do wielkości współczynnika determinacji.

Generalnie biorąc stwierdzamy, że model powyższy w sposób precyzyjny opisuje zmienność kosztów globalnych badanego przedsiębiorstwa

¹⁷ A. E. Hoerl, R. W. Kennard, *Ridge Regression. Applications to Nonorthogonal Problems*, Technometrics 1970, vol. 12, nr 1; R. R. Hocking, *The Analysis and Selection of Variables in Linear Regression*, Biometrics 1976, vol. 32, nr 1.

handlowego, MRG zastosowana do estymacji modelu kosztów zawierającego pięć zmiennych objaśniających zawiodła nasze oczekiwania, podczas gdy ta sama metoda wykorzystana do oszacowania parametrów modelu z czteroelementową kombinacją zmiennych objaśniających dała rezultaty zadowalające. Wynik ten sugeruje, że metoda regresji grzbietowej wymaga jeszcze wielu wnikliwych badań empirycznych, które, być może, pozwolą na wyjaśnienie, w jakich sytuacjach badawczych może ona dać poprawne merytorycznie rezultaty.

W kontekście otrzymanych rezultatów metodycznych nasuwają się także pewne refleksje natury poznawczej. Po pierwsze — nie podlega chyba dyskusji, że rozwój rachunku kosztów uzależniony jest w dużej mierze od określenia mechanizmu generującego ich zmienność. To zaś jest niemożliwe bez wypracowania odpowiednio efektywnych narzędzi analitycznych temu celowi służących. Problem ten jest równie ważny w odniesieniu do wszystkich dziedzin gospodarki narodowej. Jednak sferą szczególnie zaniedbaną w tym względzie jest handel. Wpływ na to posiada, jak sądzimy, fakt, że w handlu występują duże trudności, jeśli chodzi o pomiar efektów jego działalności. Wyrażenie tego efektu w postaci symptomatycznej potęguje, naszym zdaniem, złożoność kosztów handlowych jako przedmiotu badania.

Po drugie — osobliwości zjawisk ekonomicznych powodują, że stosowanie metod statystycznych do ich analizy musi mieć charakter w pełni świadomy, jako że podmiot badający ma obowiązek możliwie precyzyjnego opisu rzeczywistości. Stąd też od badacza należy wymagać dobrej znajomości przedmiotu badania oraz dużych kwalifikacji i doświadczenia badawczego.

Arbitalność decyzji podmiotu badającego, jeśli chodzi o dobór odpowiedniego instrumentarium analitycznego, wprowadza zawsze pewien margines niepewności co do ich trafności. Tylko postępowanie według zasady, że przedmiot badania wyznacza metodę postępowania badawczego oraz wielostronne badania prowadzone na autentycznym materiale źródłowym, mogą ograniczyć do minimum ryzyko podjęcia fałszywej decyzji w tym zakresie.

THE ANALYSIS OF VARIABILITY OF COST OF A RETAIL ENTERPRISE IN CONDITIONS OF CO-LINEARITY OF COST-CREATING VARIABLES

S u m m a r y

The article undertakes an attempt to investigate the variability of cost of a retail enterprise. The problems connected with this task are not easy to solve. They require the methods that would reduce negative consequences of strong correlations between variables explaining the variability of costs. The existence of such correlations (i.e. of co-linearity of variables) is detrimental for a correct determination of intensity and direction of influence of particular cost-creating

factors on costs. It may also be responsible for mistaking an insignificant cost-creating variable for a significant one.

Nowadays, many methods of neutralizing co-linearity exist. Among them, ridge regression method is considered highly efficient.

The article exemplifies application of the latter method to the cost analysis of a retail enterprise and compares its results with the results of the classic method of smallest squares by verifying the regression models of cost assessed by both methods. The advantages and disadvantages of ridge regression method in the context of classic regression method have been examined.