Helena Poetschke

WYKORZYSTANIE METODY REGRESJI GRZBIETOWEJ W BADANIU KOSZTÓW PRZEDSIĘBIORSTWA HANDLU DETALICZNEGO

1. Uwagi wstępne

Jednym z najważniejszych problemów przy konstruowaniu modelu ekonometrycznego jest dobór właściwego zespołu zmiennych objaśniających. Podstawowym ograniczeniem, które napotykamy w trakcie estymacji parametrów modelu jest współliniowość zmiennych. Współliniowość zmiennych w modelach ekonometrycznych rozumiana jest w sensie stochastycznym, tzn. zmienne nazywa się współliniowymi, jeżeli co najmniej jedna z nich jest silnie skorelowana z pozostałymi. Przyjęcie takiej definicji współliniowości pozwala wyróżnić „słabszą" i „silniejszą" współliniowość zmiennych[1]. Zagadnienie to jest o tyle ważne, że klasyczne metody estymacji parametrów strukturalnych modelu wymagają w zasadzie, aby zmienne objaśniające były niezależne. W praktyce jednak okazuje się, że uwzględniane w modelach ekonometrycznych zmienne objaśniające są ze sobą silnie skorelowane, powodując występowanie między nimi przybliżonych zależności liniowych. Dzieje się tak między innymi dlatego, że zmienne objaśniające występujące w modelach ekonometrycznych reprezentują, jak wiadomo, określane zjawiska, kategorie lub wielkości ekonomiczne, które przynajmniej częściowo nawzajem się warunkują. Zagadnienie to nabiera szczególnego znaczenia w przypadku konstruowania modelu w oparciu o dane empiryczne mające postać szeregów czasowych[2]. L.R. Klein pisze, że „współliniowość to najogólniej tendencja wielu danych ekonomicznych do kształtowania się w

---

[1] Por. pracę (2), s. 186.

[2] Por. pracę (9), ss. 135-145.

czasie według takiego samego trendu i takich samych modeli cykli koniunkturalnych. Tendencja ta jest wyrazem wspólnej przyczyny oddziałującej na wiele zmiennych ekonomicznych"[3].

W tej sytuacji badanie współzależności między zjawiskami ekonomicznymi mającymi postać szeregów czasowych stawia badacza przed szczególnie trudnym problemem. Z uwagi na fakt, że „klasyczne" metody korelacji i regresji wydają się być mało skuteczne w tym przypadku, zmuszony on jest do poszukiwania innych metod osłabiających wpływ zjawiska współliniowości. Jedną z nich jest metoda regresji grzbietowej.

Wykorzystanie tej metody w badaniach ekonomicznych w warunkach polskich znajduje się we swstępnej fazie aplikacyjnej. Badania takie podjęto między innymi w poznańskim ośrodku naukowym[4], a prezentowane opracowanie stanowi fragment jednego z takich badań. Opracowanie to ma więc na celu podzielenie się doświadczeniami badawczymi z zakresu wykorzystania metody regresji grzbietowej dla określenia stopnia współzależności między zjawiskami ekonomicznymi występującymi w mikro skali w określonych warunkach rynkowych i nie pretenduje bynajmniej do przedstawienia wszystkich właściwości poznawczych tej metody, ponieważ dotychczasowe doświadczenia badawcze do tego nie upoważniają.

Egzemplifikacji omawianej metody dokonano na przykładzie przedsiębiorstwa. „Jubiler" w Poznaniu, określając współzależność między takimi zjawiskami ekonomicznymi jak: koszty handlowe oraz rozmiary działalności handlowej opisane zarówno przez efekty tej działalności jak i zaangażowane czynniki wytwórcze, które traktowane są łącznie jako czynniki kosztotwórcze. W badaniu uwzględniono wyłącznie detaliczną działalność handlową tego przedsiębiorstwa w latach 1954-1970.

Z uwagi na to, że „surowy" materiał empiryczny nie spełniał ani warunku jednorodności materialnej, ani formalnej, należało zastosować szereg pracochłonnych przeszacowań w celu doprowadzenia materiału źródłowego do względnej jednorodności materialnej i formalnej[5], uzyskując kilkanaście wariantów danych porównywalnych, z których wybrane warianty poddano analizie numerycznej[6].

Z uwagi na fakt, że opracowanie niniejsze stanowi kontynuację rozważań już prezentowanych, przyjęto te same zmienne objaśniające, ze wszystkimi poczynionymi zastrzeżeniami[7]. Zmienne te określają takie zjawiska ekonomiczne, stanowiące czynniki kosztotwórcze jak: wielkość sprzedaży detalicznej (X_1), liczbę punktów sprzedaży (X_2), powierzchnię sprzedażową (X_3), powierzchnię ogółem (X_4), iliczbę pracowników operatywnych (X_5), liczbę pracowników ogółem (X_6).

---

[3] Por. pracę (4), s. 95. Na problem współliniowości, jako zjawisko typowe dla wielu ekonomicznych szeregów czasowych, pierwszy zwrócił uwagę w 1934 roku R. Frisch w pracy (1).

[4] Por. pracę (8).

[5] Szczegółową procedurę przeszacowań materiału źródłowego w celu uzyskania danych o względnej jednorodności materialnej i formalnej przedstawiono w pracy (6).

[6] Wybór wariantów poddanych analizie numerycznej przedstawiono w artykule (7).

[7] Por. artykuł (7).

Identyfikacji czynników kosztotwórczych w przedsiębiorstwie „Jubiler" przy wykorzystaniu omawianej metody, dokonano nie tylko dla wielkości absolutnych, ale i pierwszych różnic oraz odchyleń od trendu, gdyż zmienne o takiej postaci wykazują mniejszą współliniowość[8].

2. Metoda postępowania badawczego

Metoda regresji grzbietowej (Ridge Regression) należy do metod regresji obciążonej, których cechą jest poszukiwanie systemów estymacji (w przypadku kiedy inne zawodzą), pozwalających otrzymać bardziej efektywne estymatory kosztem ich obciążenia.

Metoda regresji krawędziowej[9] opiera się więc na przyjęciu zasady, że w przypadku współliniowości zmiennych lepiej jest posługiwać się obciążonymi estymatorami, ale za to o wariancji mniejszej od wariancji odpowiednich estymatorów danych klasyczną metodą najmniejszych kwadratów.

Załóżmy, że rozpatrujemy model o postaci:

$$Y_t = \beta_o + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \ldots + \beta_k X_{tk} + \mu_t \qquad (t = 1, \ldots, n) \tag{1}$$

Z kolei można zapisać n równań określonych wzorem (1) w innej równoważnej postaci, a mianowicie:

$$y = X\beta + \mu \tag{2}$$

przy czym symbol y oznacza wektor (n x 1) zaobserwowanej zmiennej objaśnianej Y_t, X jest macierzą (n x k) zaobserwowanych wartości zmiennych objaśniających $X_{t1},\ldots,X_{tk}$, zaś β oznacza wektor (k x 1) nieznanych a priori wartości parametrów β_j $(j = 1,\ldots,k)$, a μ oznacza wektor (n x 1) składników losowych $\mu_1,\ldots,\mu_n$. W wyniku estymacji parametrów przyjętego modelu (2) otrzymujemy:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'y \tag{3}$$

Postępowanie nie ulega zmianie, gdy wprowadzimy zamiast macierzy X, nową macierz Z, również o wymiarach (n x k), złożoną z wartości poszczególnych zmiennych znormalizowanych. Normalizacji cech na $(0,1/\sqrt{n})$ dokonuje się za pomocą wzoru[10]:

$$z_{tj} = \alpha + \beta x_{tj} \qquad (t = 1, \ldots, n) \quad (j = 1, \ldots, k) \tag{4}$$

---

[8] Z uwagi na rozmiary niniejszego opracowania, zagadnienie współliniowości wraz z metodami określania stopnia współliniowości zmiennych będzie przedmiotem oddzielnego opracowania.

[9] Metoda ta została opracowana przez A.E. Hoerla i R.W. Kennarda. Por. pracę (3), ss. 55-82. Opis metody można również znaleźć w pracy (5), ss. 3-20. W literaturze polskiej jej krótki zarys zawierają m.in. prace: (2), ss. 213-214 i (10), ss. 117-118.

[10] Wszystkie prezentowane wzory przyjęto wg A. Zeliasia, z pracy (10), ss. 100-110.

gdzie:

$$\alpha = \frac{-\bar{x}_j}{s_j \sqrt{n}}, \qquad \beta = \frac{1}{s_j \sqrt{n}}, \qquad \bar{x}_j = \frac{1}{n} \sum x_{tj},$$

$$s_j = \left[\frac{1}{n} \sum (x_{tj} - \bar{x}_j)^2 \right]^{\frac{1}{2}}$$

Założenie to, nie naruszając ogólnych zasad, pozwala zapisać model (2) w następującej postaci[11]:

$$y_{*} = Z\beta + \mu, \tag{5}$$

a estymacja parametrów modelu (5) prowadzi do rozwiązania następującego układu równań normalnych:

$$Z'Z\hat{\beta} = Z'y_{*} \text{ czyli} \tag{6}$$

$$\hat{\beta} = (Z'Z)^{-1} Z'y_{*}$$

Zastosowanie w tej sytuacji metody regresji grzbietowej polega na dodaniu pewnych małych liczb w_j $(j=1,\ldots,k)$ do każdego z elementów diagonalnych macierzy podstawowej $Z'Z$ układu równań normalnych $Z'Z\hat{\beta} = Z'y_x$ poprzez wprowadzenie dodatkowej macierzy W, określanej jako:

$$W = \begin{bmatrix} w_1 & 0 & \ldots & 0 \\ 0 & w_2 & \ddots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \ldots & w_k \end{bmatrix} \tag{7}$$

gdzie $w_i > 0$ dla $i=1,2,\ldots,k$ oraz $w_i \in (0,1)$.

Najczęściej proponuje się, by $w_i = w$ i wówczas macierz $W = w \cdot I_k$. Przy takich założeniach estymator grzbietowy zapisany w ujęciu macierzowym dany jest relacją:

$$\beta_G = (Z'Z + W)^{-1} \cdot Z'y_{*} \tag{8}$$

gdzie:

Z - macierz (n x k) obserwacji na „K" zmiennych objaśniających (znormalizowanych),

y_{*} - wektor (n x 1) obserwacji na zmiennej objaśnianej (znormalizowanej),

β_G - wektor (k x 1) estymatorów parametrów regresji grzbietowej.

Natomiast macierz wariancji - kowariancji tych estymatorów ma postać:

$$\text{var}(\beta_G) = \sigma_\mu^2 (Z'Z + W)^{-1} \cdot Z'Z(Z'Z + W)^{-1} \tag{9}$$

---

[11] Symbol y_{*} oznacza wektor (n x 1) złożony z poszczególnych wartości zmiennej objaśnionej znormalizowanej. Normalizacji cech dokonuje się wg takich samych zasad jak w przypadku zmiennych objaśniających.

gdzie: $\sigma\mu^2$ jest wariancją składnika losowego danego modelu regresji, której estymatorem jest wyrażenie:

$$S_u^2 = \frac{1}{n-k} \left[y'_{\varkappa}\hat{y}_{\varkappa} - y'_{\varkappa} Z \beta_G \right] \qquad (10)$$

Najważniejszym problemem w metodzie regresji grzbietowej jest dobór wielkości w. Z reguły postępowanie w tym zakresie ma charakter iteracyjny i polega na kolejnym ustalaniu w, począwszy od np. w = 0,05 i badaniu, przy której iteracji oceny parametrów stabilizują się[12]. Jako kryterium tej stabilizacji przyjmuje się w praktyce, by różnice między nimi były mniejsze od 0,01, to jest by:

$$\left| \hat{\beta}_{i,i+1} - \hat{\beta}_{i,1} \right| \leqslant 0{,}01$$

Wykorzystanie metody regresji grzbietowej gwarantuje prawie całkowitą eliminację współliniowości, co w badanym przypadku przy bardzo znacznych jej rozmiarach ma podstawowe znaczenie.

3. Dyskusja nad wynikami

W niniejszym opracowaniu klasyczny model o postaci:

$$Y_t = \beta_o + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \beta_3 X_{t3} + \beta_4 X_{t4} + \beta_5 X_{t5} + \beta_6 X_{t6} + \mu_t \qquad (11)$$

oszacowano przy pomocy metody regresji grzbietowej, otrzymując obciążone estymatory grzbietowe β_G wg wzoru (8). Analizy numerycznej dokonano w kilku wariantach:

1) dla kosztów globalnych w trzech różnych wariantach porównywalności dla wszystkich zbiorów zmiennych,
2) dla poszczególnych grup kosztów w jednym wariancie porównywalności dla dwóch zbiorów zmiennych: wielkości absolutnych i odchyleń od trendu[13].

Wartości oszacowanych parametrów regresji grzbietowej β_G, wraz z wielkością obciążenia w oraz odchyleniem standardowym składnika resztowego S_y przedstawiają zamieszczone tablice, 1 i 2.

Jak wskazują wyniki zamieszczone w tablicach, w pierwszym przypadku oceny parametrów stabilizują się dla różnych wielkości w w ramach poszczególnych zbiorów i w przedstawionych wariantach porównywalności, natomiast w drugim stabilizacja ocen parametrów następuje przy w=1 w obu zbiorach we wszystkich prawie grupach kosztów (wyjątek stanowią koszty osobowe w zbiorze odchyleń od trandu, gdzie w = 0,9).

---

[12] Por. pracę (3), ss. 71-82.

[13] Zdecydowano się na jeden wariant porównywalności i tylko dwa zbiory zmiennych z następujących względów:
- trudności obliczeniowe,
- najwyższy błąd oszacowania dla kosztów globalnych w zbiorze pierwszych różnic.

Tablica 1

Parametry regresji obciążonej dla kosztów globalnych
badanego przedsiębiorstwa w latach 1954-1970

(Poziom istotności $\alpha = 0,05$)

Parametry	IV wariant porównywalności p_{1953} = const.			V wariant porównywalności p_{1965} = const.			VI wariant porównywalności p_{1971} = const.		
	Wartości absolutne	Wartości pierwszych różnic	Wartości odchyleń od trendu	Wartości absolutne	Wartości pierwszych różnic	Wartości odchyleń od trendu	Wartości absolutne	Wartości pierwszych różnic	Wartości odchyleń od trendu
β_1	0,2915 (0,0040)	0,4198 (0,0280)	0,4782 (0,0233)	0,2725 (0,0046)	0,4218 (0,0310)	0,4557 (0,0232)	0,2949 (0,0041)	0,4221 (0,0266)	0,4730 (0,0248)
β_2	0,1066 (0,0016)	0,3055 (0,0597)	0,2014 (0,0455)	0,1128 (0,0021)	0,2957 (0,0647)	0,1768 (0,0448)	0,1112 (0,0016)	0,3171 (0,0589)	0,2426 (0,0523)
β_3	0,0951 (0,0013)	0,1621 (0,0731)	-0,0198 (0,0391)	0,0727 (0,0030)	0,1756 (0,0792)	-0,0415 (0,0393)	0,0939 (0,0013)	0,1437 (0,0667)	-0,0248 (0,0448)
β_4	0,0955 (0,0008)	-0,1890 (0,0736)	-0,0372 (0,0249)	0,1096 (0,0016)	-0,2060 (0,0801)	-0,0447 (0,0246)	0,0958 (0,0008)	-0,1743 (0,0070)	-0,0572 (0,0294)
β_5	0,1937 (0,0028)	-0,0203 (0,0634)	0,2917 (0,0434)	0,2097 (0,0025)	-0,0714 (0,0667)	0,2644 (0,0417)	0,1897 (0,0028)	-0,0089 (0,0612)	0,3196 (0,0485)
β_6	0,2064 (0,0017)	0,4183 (0,0630)	0,1268 (0,0476)	0,2219 (0,0011)	0,3320 (0,0687)	0,2175 (0,0500)	0,2037 (0,0018)	0,4208 (0,0601)	0,1044 (0,0536)
W	0,95	0,65	1,0	0,85	0,65	1,0	0,95	0,70	0,95
S_y	0,1415	0,6180	0,5228	0,1408	0,6435	0,5214	0,1415	0,6179	0,5442

Źródło: Obliczenia własne na podstawie materiałów archiwalnych przedsiębiorstwa „Jubiler" w Poznaniu wykonana w Ośrodku Obliczeniowym przy Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.

Tablica 2

Parametry regresji obciążonej dla kosztów w ujęciu grup schematu porównawczego w badanym przedsiębiorstwie w latach 195.-1970

Wartości absolutne (Poziom istotności $\alpha = 0,05$)

	Koszty osobowe	Utrzymanie ruchomości i nieruch.	Koszty zaangaż. kapitału	Koszty obrotu	Reklama	Inne koszty
β_1	0,3148 (0,0158)	0,2971 (0,0061)	0,4403 (0,0192)	0,2808 (0,0223)	0,4880 (0,0408)	0,0092 (0,0425)
β_2	-0,0438 (0,0070)	0,1582 (0,0027)	0,0229 (0,0086)	0,3346 (0,0098)	-0,0772 (0,0182)	0,2861 (0,0180)
β_3	-0,0518 (0,0128)	0,1476 (0,0050)	0,1483 (0,0155)	-0,0957 (0,0181)	-0,3155 (0,0330)	0,2416 (0,0344)
β_4	0,0876 (0,0058)	0,1190 (0,0023)	-0,0041 (0,0071)	0,3208 (0,0082)	0,0921 (0,0151)	0,1236 (0,0157)
β_5	0,3740 (0,0104)	0,1481 (0,0040)	0,1917 (0,0126)	-0,0367 (0,0146)	0,4139 (0,0268)	0,0051 (0,0279)
β_6	0,2688 (0,0071)	0,1298 (0,0027)	0,1707 (0,0086)	0,1270 (0,0100)	0,2333 (0,0183)	0,2660 (0,0191)
W	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
S_y	0,2961	0,1842	0,3265	0,3520	0,4759	0,4859

Wartości odchyleń od trendu

	Koszty osobowe	Utrzymanie ruchomości i nieruch.	Koszty zaangaż. kapitału	Koszty obrotu	Reklama	Inne koszty
β_1	0,6782 (0,0580)	0,4192 (0,0643)	0,6706 (0,0573)	0,3292 (0,0622)	0,6635 (0,0372)	-0,4255 (0,0816)
β_2	0,2752 (0,1219)	0,5330 (0,1257)	0,2686 (0,1120)	-0,1056 (0,1217)	-0,3469 (0,0728)	0,5742 (0,1595)
β_3	0,0347 (0,1061)	-0,2775 (0,1080)	0,0274 (0,0962)	0,8517 (0,1045)	0,1085 (0,0625)	-0,1311 (0,1370)
β_4	-0,3910 (0,0694)	-0,0987 (0,0687)	-0,3604 (0,0613)	0,3012 (0,0665)	0,3450 (0,0398)	-0,4951 (0,0872)
β_5	0,3419 (0,1118)	0,4356 (0,1197)	0,3350 (0,1067)	-0,7224 (0,1159)	0,1802 (0,0693)	-0,1084 (0,1520)
β_6	-0,2249 (0,1229)	-0,2205 (0,1313)	-0,2340 (0,1170)	-0,1092 (0,1271)	-0,1142 (0,0760)	0,7052 (0,1667)
W	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
S_y	0,8112	0,8687	0,8208	0,8547	0,6611	0,9787

Źródło: op. cit., tablica 1.

na w Ośrodku Obliczeniowym przy Katedrze Ekonometrii w Poznaniu.

Dalej wyniki badań wskazują na niewystępowanie istotnych różnic co do hierarchii zmiennych objaśniających w odniesieniu do kosztów globalnych w ramach poszczególnych wariantów porównywalności (wyjątek stanowi wariant V w zbiorze odchyleń od trendu), natomiast występują pewne różnice między poszczególnymi zbiorami zmiennych.

Podobne uwagi odnośnie różnic w hierarchii zmiennych objaśniających w poszczególnych zbiorach zmiennych nasuwają się w trakcie analizy wyników dla przyjętych grup kosztów. Następnie należy zauważyć znacznie wyższe wartości odchylenia standardowego składnika resztowego w zbiorze pierwszych różnic i odchyleń od trendu niż w zbiorze wielkości absolutnych.

Na podstawie przedstawionych uwag można wysunąć kilka ogólniejszych spostrzeżeń:

1° zastosowanie metody regresji grzbietowej w zbiorach zmiennych o mniejszym stopniu współliniowości nie daje oczekiwanych rezultatów czyli tzw. podwójnego efektu eliminacji współliniowości,

2° wysokie wartości wielkości w we wszystkich zbiorach zmiennych, świadczą o istnieniu nadal wysokiego stopnia współliniowości bez względu na fakt zastosowania metod mających na celu jego osłabienie.

4. Wnioski końcowe

Uzyskane rezultaty badawcze można ocenić zarówno od strony metodycznej jak poznawczej.

Oceniając rezultaty od strony metodycznej wypada zwrócić uwagę na wady i zalety zastosowanej metody regresji grzbietowej. W prezentowanym ujęciu metoda ta nie uwzględnia zróżnicowania wpływu współliniowości na wariancje estymatorów parametrów, gdyż do elementów głównej przekątnej macierzy $(Z'Z)$ dodaje się jedną i tą samą wielkość w. Pozbawia się w ten sposób pełnej interesującej dla interpretacji modelu informacji o działaniu zmiennych. Dalej trzeba zauważyć, że przy zastosowaniu wyżej wymienionej techniki nie można przeprowadzić formalnego testu istotności zmiennych, ponieważ nie jest znany potrzebny rozkład wielowymiarowej zmiennej losowej. Wprowadzenie wielkości w daje bowiem rozkład niecentralny, którego kształtu niesposób oszacować. Z tego też względu punktem wyjścia (podstawowym wymogiem) proponowanej metody jest znormalizowanie zmiennych, wtedy ich znaczenie w opisie badanego problemu można określić bezpośrednio na podstawie bezwzględnej wartości stojących przy tych zmiennych ocen parametrów regresji. Za mankament tej metody można uznać również fakt ogromnej pracochłonności obliczeń, co powoduje konieczność korzystania wyłącznie z maszyn cyfrowych. Nie ma również sprecyzowanej opinii co do możliwości wykorzystania metody regresji grzbietowej dla celów prognostycznych. Zaprezentowane uwagi krytyczne wydają się jednak mało istotne w stosunku do uzyskiwanych efektów. Metoda bowiem umożliwia otrzymanie stosunkowo dobrze dopasowanego do rzeczywistości modelu ze zmiennymi względem siebie ortogonalnymi.

Oceniając uzyskane rezultaty poznawcze, można stwierdzić, że w tym konkretnym przypadku wyniki otrzymane przy pomocy metody regresji grzbietowej niewiele odbiegają od wyników otrzymanych z zastosowaniem klasycznej metody najmniejszych kwadratów i to zarówno w odniesieniu do przyczyn zmienności kosztów globalnych, jak i ich grup strukturalnych[14]. Najistotniejszymi przyczynami zmienności kosztów globalnych okazały się wielkość sprzedaży detalicznej i czynnik ludzki wyrażony bądź liczbą pracowników ogółem (wielkości absolutne, odchylenia od trendu) bądź liczbę pracowników operatywnych (pierwsze różnice). Z ekonomicznego punktu widzenia wyniki te są do przyjęcia. Wielkość sprzedaży detalicznej jako podstawowy czynnik kosztotwórczy może być spowodowana charakterem branży (wysoka cena jednostkowa sprzedawanych dóbr), natomiast czynnik ludzki będzie zawsze jednym z podstawowych czynników kosztotwórczych w handlu z powodu niezastępowalności pracy żywej pracą uprzedmiotowioną w działalności usługowej, a w rozpatrywanych warunkach rynkowych może być on również spowodowany występowaniem rynku sprzedawcy.

Wyniki uzyskane dla grup strukturalnych są również potwierdzeniem poczynionych uwag na temat przyczyn zmienności grup kosztów w okresach długich a mianowicie:

- koszty osobowe są kształtowane przez zmienne wyrażające czynnik ludzki i wartość sprzedaży detalicznej tak w zbiorze wielkości absolutnych jak i odchyleń od trendu, z tym, że różna jest hierarchia tych zmiennych. Poza tym w zbiorze wielkości absolutnych na trzecim miejscu jest druga zmienna reprezentująca czynnik ludzki, a dopiero na czwartym zmienna stanowiąca element bazy materialno-technicznej, podczas gdy w zbiorze odchyleń od trendu trzecie i czwarte miejsce zajmują zmienne stanowiące elementy bazy materiałowo-technicznej. Zważywszy na wysoki błąd oszacowania parametrów w zbiorze odchyleń od trendu oraz na istotę kosztów osobowych należy uznać wyniki dla wielkości absolutnych za bardziej sensowne.
- Koszty utrzymania ruchomości i nieruchomości w zbiorze wielkości absolutnych są wyjaśnione w zasadzie przez wszystkie zmienne w równym stopniu, podczas gdy w zbiorze odchyleń od trendu istotne są tylko trzy zmienne. Godnym uwagi jest fakt, że istotne zmienne w zbiorze odchyleń od trendu pokrywają się z trzema pierwszymi zmiennymi w zbiorze wielkości absolutnych, chociaż różna jest ich hierarchia. Największe wątpliwości budzi tu zmienna reprezentująca czynnik ludzki, której związku z tą grupą kosztów w logiczny sposób nie można wytłumaczyć.

Wyniki dla zbioru wielkości absolutnych wydają się być bardziej wiarygodne, pomimo występowania wielkości sprzedaży detalicznej jako zmiennej najbardziej istotnej. Jednak na drugim i na czwartym miejscu (pa-

---

[14] Zastosowanie klasycznych metod regresji dla identyfikacji czynników określających rozmiary kosztów globalnych i ich strukturę w badanym przedsiębiorstwie dla tych samych zbiorów danych przedstawiono w artykule (7), co stwarza możliwość porównania uzyskanych wyników.

rametr β_3 równa się prawie co do wartości parametrowi β_5, określającemu wpływ liczby pracowników operatywnych, będącej trzecią istotną zmienną) znajdują się zmienne reprezentujące bazę materialną: liczba punktów sprzedaży i powierzchnia sprzedażowa.

- Koszty zaangażowania kapitału, tak jak w przypadku modeli szacowanych klasycznie wyjaśniane są przez jedną zmienną i wielkość sprzedaży detalicznej w obu zbiorach. Różnica w wartości parametrów pierwszej i drugiej istotnej zmiennej jest tak duża, że ta druga zmienna (w obu zbiorach ta sama), czyli liczba pracowników operatywnych, nie ma praktycznie większego znaczenia.
- Koszty obrotu są wyjaśniane w zasadzie przez trzy podobne zmienne w obu zbiorach, gdyż w każdym z nich występują dwie zmienne stanowiące elementy bazy materialnej i wielkość sprzedaży detalicznej.
- Koszty reklamy wyjaśniane są głównie przez trzy zmienne, a mianowicie wartość sprzedaży detalicznej (również w zbiorze wielkości absolutnych na miejscu pierwszym), a następnie obie zmienne reprezentujące czynnik ludzki w zbiorze wielkości absolutnych oraz powierzchnię ogółem i liczbę pracowników operatywnych w zbiorze odchyleń od trendu. Związek kosztów reklamy z wielkością sprzedaży jest niewątpliwy, natomiast z pozostałymi zmiennymi jest do przyjęcia, gdyż pewne elementy kosztów reklamy mogą być warunkowane przez te zmienne[15].
- Inne koszty, tak jak przypuszczano, wyjaśniane są przez wszystkie zmienne w zbiorze wielkości absolutnych, oraz przez dwie zmienne w zbiorze odchyleń od trendu, a mianowicie liczbę pracowników ogółem i liczbę punktów sprzedaży. Te same zmienne stanowią dwie pierwsze zmienne w poprzednim zbiorze, lecz odwrotna jest ich kolejność.

Uzyskane w toku przeprowadzonej analizy wyniki wydają się wskazywać na dużą użyteczność metody regresji grzbietowej w analizie kosztów i ich przyczynowo-skutkowych uwarunkowań w skali przedsiębiorstwa. Nie należy jednak zbytnio przeceniać tego spostrzeżenia z uwagi na stosunkowo wąski zakres jej praktycznego jak dotychczas wykorzystania. Dla potwierdzenia możliwości stosowalności tej metody w analizie kosztów konieczne są dalsze studia weryfikacyjne na autentycznym materiale empirycznym. Zbyt mała ilość doświadczeń badawczych, dotyczących wykorzystania tej metody powoduje brak podstaw do jednoznacznego określenia jej walorów i wad. Dopiero dalsze badania mogą pozwolić na określenie warunków ograniczających jej stosowanie.

---

[15] Np. koszty utrzymania własnej pracowni dekaratorskiej z wynagrodzeniem dekoratorów, bądź wynagrodzenia dekoratorów zatrudnionych na zlecenie czy instalowanie reklam świetlnych wewnątrz punktów sprzedaży.

Literatura

[1] R. Frisch: Statistical Confluence Analysis by Means of Complete Regression Systems, Oslo 1934.

[2] M. Gruszczyński, M. Kolupa, E. Leniewska, G. Napiórkowski: Miary zgodności, metody doboru zmiennych, problemy współliniowości, PWN, Warszawa 1979.

[3] A.E. Hoerl, R.W. Kennard: Ridge Regression: Biased Estimation for Nonorthogonal Problems, Technometrics 1970/12.

[4] L.R. Klein: Wstęp do ekonometrii, PWN, Warszawa 1965.

[5] D.W. Marguardt, R.D. Snee: Ridge Regression in Practice, American Statistician 1975, vol. 28/1.

[6] H. Poetschke: Identyfikacja czynników kosztotwórczych determinujących koszty przedsiębiorstwa handlu detalicznego, (praca doktoraka niepublikowana), Biblioteka Instytutu Cybernetyki Ekonomicznej Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.

[7] H. Poetschke: Identyfikacja czynników określających rozmiary kosztów i ich strukturę w długich okresach w przedsiębiorstwie handlu detalicznego, Zeszyty Naukowe AE w Poznaniu, 1983, Seria ICE.

[8] A. Witkowska: Statystyczne metody identyfikacji czynników określających poziom kosztów przedsiębiorstw handlu detalicznego (praca doktorska niepublikowana), Biblioteka Instytutu Cybernetyki Ekonomicznej Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.

[9] M. Witkowski: Zjawisko współliniowości w statystycznych badaniach przyczynowo-skutkowych procesów ekonomicznych, Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny 1982/2.

[10] A. Zeliaś: Teoria prognozy, PWE, Warszawa 1979.

THE USE OF RIDGE REGRESSION METHOD IN STUDIES OF RETAIL TRADE ENTERPRISE COSTS

Summary

This paper is a contribution to studies of interdependence of economic phenomena and processes under collinearity of variables. Utilization of one of the methods of regression which weaken the impact of the collinearity phenomenon i.e. ridge regression method for determinig the inter-dependence between costs and cost-creating factors of a trade enterprise in long periods of time, was presented. The construction of the applied method was discussed from a formal point of view and the obtained results were presented and interpreted. Against this baokground a careful attempt was undertaken to evaluate the advantages and disadvantages of the presented method, taking into account its very narrow, so far, range of application.