RUCH PRAWNICZY, EKONOMICZNY I SOCJOLOGICZNY
Rok LII — zeszyt 1 — 1990

ALEKSANDRA WITKOWSKA

IDENTYFIKACJA CZYNNIKÓW OKREŚLAJĄCYCH KOSZTY JEDNOSTKOWE W PRZEDSIĘBIORSTWIE HANDLOWYM
(Próba refleksji metodycznej)

I. WSTĘP

Radykalne zmiany zachodzące w gospodarce narodowej stawiają przed ekonomistami zupełnie nowe zadania. Dążenie do gospodarki rynkowej zmusza do prowadzenia działalności gospodarczej w oparciu o dokładny rachunek nakładów i efektów. Jako wyraz nakładów w przedsiębiorstwie przyjmuje się rozmiary ponoszonych kosztów, stąd też szczególnego znaczenia nabiera rachunek kosztów. W dotychczasowym systemie funkcjonowania gospodarki rachunek kosztów sprowadzał się przede wszystkim do porównywania kosztów rzeczywistych z planowanymi. Stan ten nie stwarzał zapotrzebowania na badania wymagające pogłębionej instrumentacji statystycznej. W tej sytuacji brak jest odpowiednio wykształconych metod analizy kosztów przedsiębiorstw handlowych działających w warunkach gospodarki rynkowej.

Jedną z najbardziej nie docenianych kategorii w dotychczasowej analizie ekonomicznej działalności przedsiębiorstwa handlowego są koszty jednostkowe. Identyfikacja kształtowania się kosztów tych przedsiębiorstw jest niezbędnym elementem dla oceny ich gospodarności. Poznanie reakcji kosztu jednostkowego na zmiany rozmiarów działalności czy zwiększenie intensywności wykorzystania czynników wytwórczych umożliwia wybór najbardziej efektywnych wariantów działalności przedsiębiorstwa. Wiedza o kształtowaniu się kosztu jednostkowego może być również wykorzystana przy ustalaniu optimum wielkości przedsiębiorstwa.

W poznańskim ośrodku naukowym prowadzone są od pewnego czasu badania dotyczące kosztów przedsiębiorstw handlowych. W niniejszym opracowaniu chcielibyśmy podzielić się pewnymi refleksjami z zakresu rachunku kosztów jednostkowych w odniesieniu do przedsiębiorstwa handlowego.

Proces identyfikacji czynników określających koszty jednostkowe jest procesem złożonym. Wymaga on ustalenia listy potencjalnych zmiennych objaśniających. Skład tej listy uwarunkowany jest z jednej strony posiadaną wiedzą o badanym zjawisku, z drugiej zaś dostępnym materiałem empirycznym. Zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających poddaje się następnie analizie statystycznej, której celem jest wybranie podzbioru zmiennych o największych walorach informacyjnych. Wybrane w ten sposób zmienne tworzą zespół zmiennych objaśniających w regresyjnym modelu kosztów jednostkowych. Wyboru podzbioru zmiennych dokonuje się za pomocą metod opartych na kryteriach formalno-statystycznych.

Dotychczasowe badania prowadzone w odniesieniu do kosztów jednostkowych w przedsiębiorstwie handlowym wykazały, że relacje: koszty jednostkowe—zmienne objaśniające są relacjami w większości krzywoliniowymi. Zachodzi więc konieczność wyboru zmiennych objaśniających ze zbioru zmiennych potencjalnych w przypadku zależności krzywoliniowych. Z uwagi na brak jakichkolwiek doświadczeń badawczych, proponuje się w pracy trzy metody. Prezentacja trzech metod umożliwi ich porównanie i sprawdzenie przydatności w zastosowaniu do analizy interesującego nas zagadnienia.

Podjęte w opracowaniu rozważania poparte zostaną egzemplifikacją empiryczną na autentycznym materiale źródłowym pochodzącym z P.P. „Dom Książki" w Poznaniu.

II. CHARAKTERYSTYKA ZASTOSOWANYCH METOD DOBORU ZMIENNYCH

METODA A: DOBÓR ZMIENNYCH NA PODSTAWIE INDYWIDUALNYCH RÓWNAŃ REGRESJI [1]

W procedurze tej rozpatrywane są związki poszczególnych pojedynczych zmiennych objaśniających ze zmienną objaśnianą. Dla każdej potencjalnej zmiennej objaśniającej $(X_1, \ldots, X_k)$ na podstawie par obserwacji (w_{ti}, y_t) sporządza się korelacyjny diagram rozrzutu, który służy do określenia formy zależności między zmiennymi X_i i Y. W rezultacie otrzymuje się k funkcji regresji:

$$\hat{Y}_1 = f_1(X_1),$$
$$\hat{Y}_2 = f_2(X_2),$$
$$\cdots\cdots$$
$$\hat{Y}_k = f_k(X_k).$$

Po oszacowaniu parametrów indywidualnych funkcji regresji należy następnie ustalić stopień dopasowania regresji $f(X_i)$ do danych empirycznych. Za miarę dopasowania można przyjąć przykładowo[2]:

[1] E. Nowak, *Problemy doboru zmiennych do modelu ekonometrycznego,* Warszawa 1984, s. 74-81.

[2] W pracy przyjęliśmy za miarę dopasowania S_u.

— odchylenie standardowe składnika rasztowego i-tego równania regresji:

$$S_u^i = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} u_t^{(i)\,2},$$

gdzie: n jest liczbą obserwacji, $u_t^{(i)} = y_t - \hat{y}_t^{(i)}$,

— indeks korelacji:

$$R_i = \sqrt{1 - \frac{\sum_{t=1}^{n} (y_t - \hat{y}_t^{(i)})^2}{\sum_{t=1}^{n} (y_t - \bar{y})^2}},$$

gdzie $\bar{y}$ to średnia arytmetyczna zmiennej y,

— współczynnik zgodności:

$$\varphi^2 = 1 - R_i^2.$$

Indywidualne funkcje regresji $f_i(X_i)$ tworzą pewne klasy o identycznej postaci analitycznej (np. klasę funkcji hiperbolicznej, klasę funkcji parabolicznej itp.). W konsekwencji otrzymujemy więc m klas indywidualnych funkcji regresji. Potencjalne zmienne objaśniające odpowiadające równaniu regresji w danej klasie uznawane są za nośniki informacji podobnych z formalnego punktu widzenia. Stąd w procedurze zalecane jest, by ze zbioru zmiennych odpowiadających danej klasie, wybrana została co najmniej jedna zmienna. Aby to osiągnąć, postępuje się następująco:

— ustala się wartość krytyczną w^* miernika dopasowania S_u,

— jeżeli w danej klasie występuje przynajmniej jedno równanie regresji, dla którego:

$$S_{ul}^i \leqslant w^*, \quad \text{gdzie: } l = 1, 2, \ldots, m,$$

to proponuje się, by z odpowiedniego zbioru tylko jedna zmienna wybrana została jako objaśniająca. Powinna to być zmienna, dla której:

$$S_{ul}^0 = \min_l S_{ul}^i,$$

— jeżeli zachodzi relacja

$$S_{ul}^i > w^*,$$

to zaleca się wybranie większej liczby zmiennych objaśniających z odpowiedniego zbioru zmiennych. Liczbę tę ustala się na podstawie wzoru:

$$K_l = \text{entier}\left[\frac{S_{ul}^0}{w^*}\right] + 1.$$

Jako zmienne objaśniające wybiera się takie, którym odpowiadają równania o mniejszych S^i_{ul} przy czym, jeśli:

a) w danej klasie występuje jedno równanie, to zawsze ta zmienna jest traktowana jako objaśniająca,

b) w danej klasie liczba równań jest mniejsza od K_l to wszystkie zmienne traktowane są jako objaśniające.

METODA B: DOBÓR ZMIENNYCH NA PODSTAWIE ICH TRANSFORMAT

Punktem wyjścia w tej metodzie są również indywidualne funkcje regresji, dobrane na podstawie korelacyjnych wykresów punktów rozrzutu. Dalsze postępowanie sprowadza się do analizy związków korelacyjnych między zmienną objaśnianą a liniowymi transformatami zmiennych X_i oraz między parami liniowych transformat zmiennych X_i i X_j. W rezultacie otrzymujemy wektor współczynników korelacji między zmienną objaśnianą a transformatami z_i zmiennych X_i: $R_0 = [r_{yzi}]$ dla i=1,2, ..., p, gdzie p jest liczbą transformat uzyskanych na podstawie indywidualnych funkcji regresji zmiennej objaśnianej ze zmiennymi objaśniającymi oraz macierz korelacji między transformatami potencjalnych zmiennych objaśniających

$$R=[r_{zizj}] \text{ dla } i,\ j = 1,\ 2,\ \ldots,\ p,$$

gdzie z_i, z_j to liniowe transformaty potencjalnych zmiennych objaśniających.

Obecnie można dokonać już redukcji zbioru transformat, do czego zastosowane mogą być dowolne metody statystyczne oparte na współczynnikach korelacji[3].

METODA C: DOBÓR ZMIENNYCH NA PODSTAWIE MIAR PODOBIEŃSTWA[4]

U podstaw tej metody leży założenie, że problem doboru zmiennych objaśniających do modelu regresyjnego można sprowadzić do doboru zmiennych charakteryzujących się mniejszą ilością informacji niezbędnej do znalezienia „struktury" Y na podstawie „struktury" X. Algorytm tej metody można przedstawić następująco:

a) dana jest macierz obserwacji na zmiennnych objaśniających X oraz wektor obserwacji na zmiennej objaśnianej Y

[3] Metody te omawia m.in. T. Grabiński, S. Wydymus, A. Zeliaś, *Metody doboru zmiennych w modelach ekonometrycznych,* Warszawa 1982, s. 81 - 105.

[4] J. Kudrycka, *Problemy i metody modelowania ekonomicznego,* Warszawa 1984, s. 63 - 70.

$$X=\begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1k} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nk} \end{bmatrix}, \qquad Y=\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix},$$

przy czym wszystkie x_{ti} oraz wszystkie y_t są dodatnie;

b) na podstawie wektora Y i macierzy X obliczamy wektory struktury dla wszystkich zmiennych:

$$y_t^*=\frac{y_t}{\sum_t y_t}, \qquad x_{ti}^*=\frac{x_{ti}}{\sum_i x_{ti}}$$

dla: $t = 1, 2, \dots, n$, $i=1, 2, \dots, k$;

c) wyznaczamy miary rozbieżności informacyjnej:

$$I_i(y_i : x_i)=\sum_t y_t^* \ln \frac{y_t^*}{x_{ti}^*}.$$

Im wartość I_i jest niższa, tym mniej informacji potrzeba do określenia struktury zmiennej Y na podstawie znajomości struktury zmiennej X_i;

d) obliczamy miary podobieństwa:

$$P_i=\frac{1}{1+I_i}.$$

Jeśli $P_i \to 0$ mamy wówczas do czynienia z rozbieżnością struktur, jeśli zaś $P_i=1$, to występuje zgodność struktur.

e) porządkujemy zmienne według malejących wartości P_i;

f) nakładamy ograniczenie na liczbę zmiennych wprowadzanych do modelu i wybieramy odpowiednią liczbę zmiennych o największych wartościach P_i;

g) szacujemy równanie regresji zmiennej objaśnianej z wybranymi zmiennymi objaśniającymi. Podstawą szacowania jest wektor Y i macierz X.

Szacując parametry funkcji regresji z wyspecyfikowanymi zmiennymi objaśniającymi musimy założyć określoną postać analityczną tej funkcji. Postać tę ustalamy posiłkując się korelacyjnymi wykresami punktów rozrzutu zmiennej Y z każdą z wybranych zmiennych objaśniających oraz indywidualnymi funkcjami regresji, oszacowanymi dla par zmiennych $Y_t X_i$, dla wybranych zmiennych X_i. Zaprezentowana metoda jest prosta z analitycznego punktu widzenia. Pewną niedogodność stanowi natomiast konieczność nakładania ograniczeń na liczbę zmiennych objaśniających, które mają wejść do modelu regresyjnego[5]. Jest jednak uni-

[5] Niedogodność tę można rozwiązać przyjmując dodatkowe kryteria i badać ich spełnienie przy różnych m.

wersalna, może być bowiem stosowana w przypadku związków liniowych i nieliniowych.

Bardzo ważną kwestią jest porównanie wyników omówionych metod doboru zmiennych objaśniających. Porównania tego dokonać można przeprowadzając weryfikację modeli regresyjnych uzyskanych poprzez zastosowanie rozpatrywanych metod. Ponieważ jednak są to modele nieliniowe, przeto weryfikacji też można dokonać tylko dla postaci transformowanych modeli[8], o ile takie istnieją. Na weryfikację modeli składa się, zazwyczaj badanie[7]:

a) symetrii reszt (test symetrii),
b) stacjonarności reszt (test t-Studenta na istotność współczynników korelacji),
c) autokorelacji składnika resztowego (test Durbina-Watsona),
d) losowość reszt (test serii),
e) stopnia dopasowania modelu do danych empirycznych za pomocą:
   — odchylenia standardowego składnika resztowego S_u,
   — współczynnika zgodności φ^2,
   — współczynnika zmienności losowej C,
f) istotności parametrów przy zmiennych transformowanych (test t Studenta).

Porównanie wymienionych syntetycznych ocen warunkujących poprawność skonstruowanego modelu pozwala ustalić walory poszczególnych procedur doboru zmiennych objaśniających, a co za tym idzie — ustalić, która z nich daje bardziej pożądane rezultaty w przypadku badania kosztów jednostkowych w analizowanym przez nas przedsiębiorstwie handlowym.

III. WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

W punkcie tym chcielibyśmy ocenić efektywność omówionych poprzednio metod doboru zmiennych objaśniających do regresyjnych modeli nielinowych na przykładzie wyboru optymalnego zestawu czynników kosztotwórczych do funkcji kosztów jednostkowych w przedsiębiorstwie handlowym. Podstawą będzie autentyczny materiał źródłowy przedstawiony w postaci szeregów czasowych zmiennych ekonomicznych, pochodzący z P.P. „Dom Książki" w Poznaniu.

[6] Modele w postaci transformowanej to modele liniowe względem swoich parametrów.

[7] J. Jakubczyc, *Jednorównaniowe modele ekonometryczne,* Warszawa 1982, s. 112 - 114.

Jako potencjalne zmienne objaśniające przyjęliśmy sześć zmiennych w postaci współczynników natężenia, a mianowicie:

X_2 — wydajność na jednego zatrudnionego ogółem,

X_3 — wydajność na jednego pracownika operatywnego,

X_4 — intensywność wykorzystania powierzchni użytkowej (w tys. zł na 1 m^2),

X_5 — intensywność wykorzystania powierzchni sprzedażowej (w tys. zł na 1 m^2),

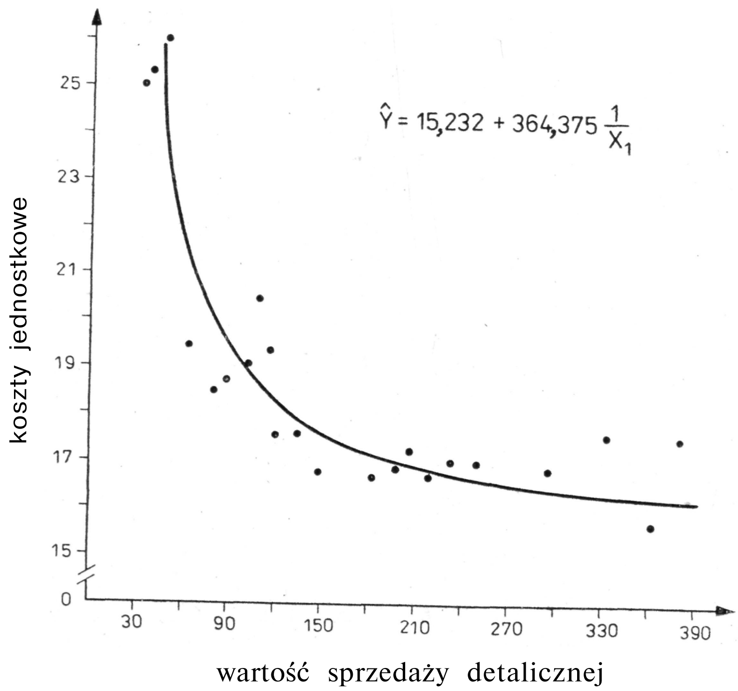
X_6 — wartość sprzedaży na jeden sklep,

X_7 — rotacja.

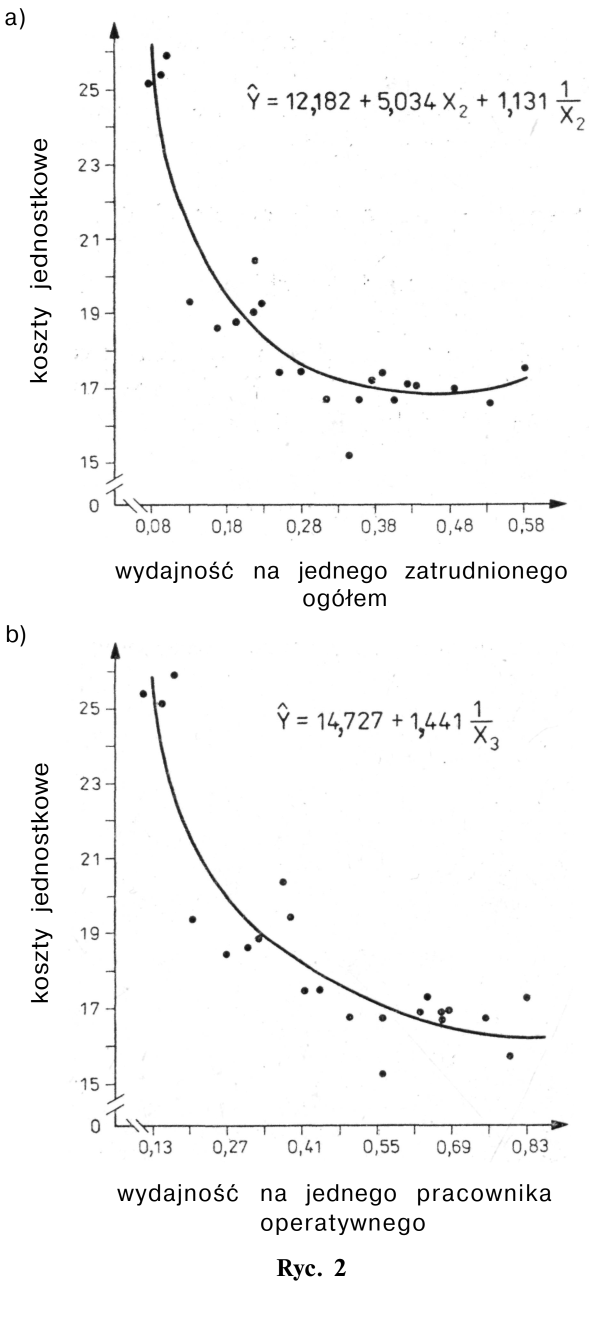
Ponadto w charakterze potencjalnego czynnika kosztotwórczego przyjęto wartość sprzedaży detalicznej — X_1, będącej podstawowym efektem działalności przedsiębiorstwa handlowego.

METODA A

Celem określenia kształtu zależności między kosztami jednostkowymi Y a ustalonymi, potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi X_i sporządzono korelacyjne diagramy rozrzutu. Przedstawiono je na rycinach 1-7.



Ryc. 1

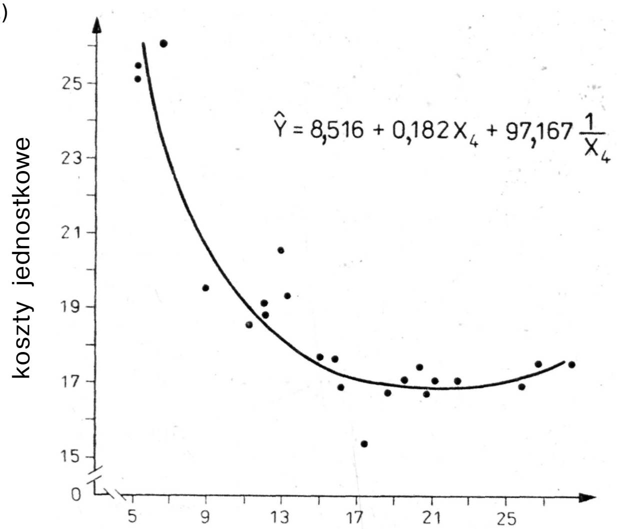


Ryc. 2

Do opisu zależności zmiennej Y od zmiennych X_1, X_3 i X_6 zastosowano funkcję hiperboliczną:

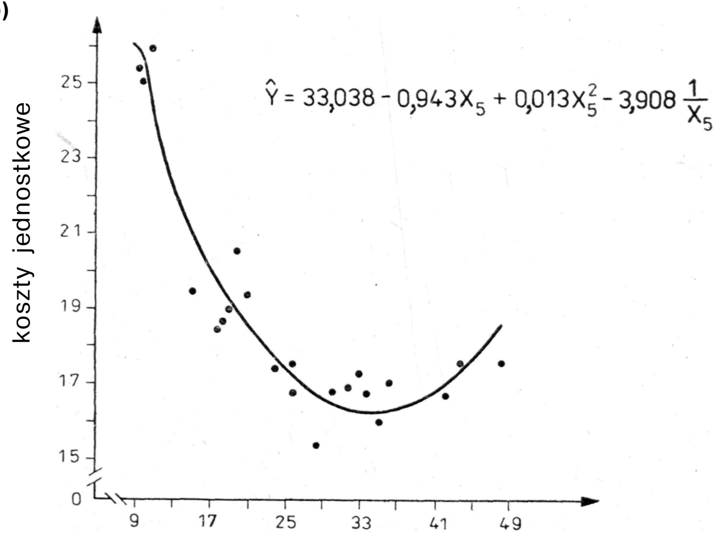
$$Y = a_0 + a_1 \frac{1}{X_i}.$$

a)



intensywność wykorzystania powierzchni użytkowej

b)

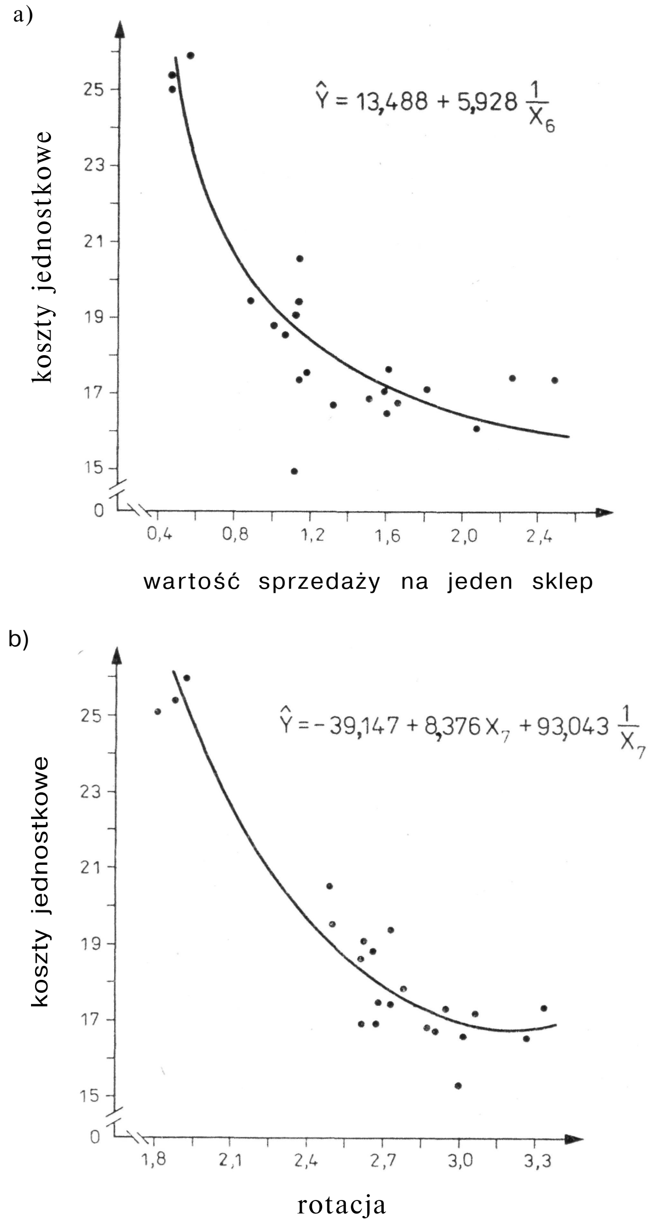


intensywność wykorzystania powierzchni sprzedażowej

Ryc. 3

Związek korelacyjny Y ze zmiennymi X_2, X_4 i X_7 opisano za pomocą regresji liniowo-hiperbolicznej:

$$Y = a_0 + a_1 X_i + a_2 \frac{1}{X_i},$$



Ryc. 4

natomiast współzależność między kosztami jednostkowymi i zmienną X_5 wyrażono za pomocą funkcji paraboliczno-hiperbolicznej[8]:

$$Y = a_0 + a_1 X + a_2 X^2 + a_3 \frac{1}{X}.$$

[8] Takie właśnie postacie funkcji regresji wynikały też z dotychczasowych doświadczeń badawczych w zakresie analizy relacji: koszty—czynniki kosztotwórcze.

Oszacowane klasyczną metodą najmniejszych kwadratów parametry strukturalne wybranych funkcji regresji kosztów jednostkowych zaprezentowano w tabeli 1.

Tabela 1

Indywidualne funkcje regresji kosztów jednostkowych

Nr równania	Postać analityczna funkcji regresji	S_u
1	$\hat{Y}=15,23+364,38\frac{1}{X_1}$	1,083
2	$\hat{Y}=14,73+1,44\frac{1}{X_3}$	1,099
3	$\hat{Y}=13,49+5,93\frac{1}{X_6}$	1,090
4	$\hat{Y}=12,18+5,03\ X_2+1,13\frac{1}{X_2}$	0,965
5	$\hat{Y}=8,52+0,18\ X_4+97,19\frac{1}{X_4}$	1,210
6	$\hat{Y}=-39,15+8,38\ X_7+93,04\frac{1}{X_7}$	1,013
7	$\hat{Y}=33,04-0,94\ X_5+0,013\ X_5^2-3,91\frac{1}{X_5}$	1,056

Źródło: Obliczenia własne.

Z góry ustalono krytyczną wartość wskaźnika dopasowania równą $w^*=1,0$ na podstawie odchylenia standardowego składnika resztowego. Z klasy regresji hiperbolicznej do równania regresji wielokrotnej trzeba wybrać dwie zmienne, bo:

$$K_1=\text{entier}\left(\frac{1,083}{1,0}\right)+1=2.$$

Są to zmienne X_1 i X_6, ponieważ równania regresji z nimi mają mniejsze S_u niż równanie regresji ze zmienną X_3. Z klasy drugiej wybieramy tylko jedną zmienną objaśniającą, gdyż S_u dla pierwszego równania regresji jest mniejsze od wartości krytycznej w. Jest to cechą X_2 — wydajność na jednego zatrudnionego ogółem. Wreszcie z grupy trzeciej do zestawu zmiennych objaśniających musi wejść X_5, ponieważ w tej klasie występuje tylko równanie regresji z tą zmienną.

Ostatecznie więc do grona zmiennych objaśniających należy zaliczyć zmienne:

X_1 — wartość sprzedaży detalicznej,
X_2 — wydajność na jednego zatrudnionego ogółem,
X_5 — efektywność wykorzystania powierzchni sprzedażowej,

X_6 — wartość sprzedaży na jeden sklep,
a równanie regresji wielokrotnej z tymi cechami można zapisać następująco:

$$Y = a_0 + a_1 \frac{1}{X_1} + a_2 X_2 + a_3 \frac{1}{X_2} + a_4 X_5 + a_5 X_5^2 + a_6 \frac{1}{X_5} + a_7 \frac{1}{X_6}.$$

METODA B

Początkowo postępowanie w tej procedurze przebiega podobnie jak w metodzie poprzedniej, aż do momentu oszacowania parametrów indywidualnych funkcji regresji (patrz ryc. 1 i tabela 1). Na tej podstawie tworzy się macierz współczynników korelacji prostej dla liniowych przekształceń poszczególnych zmiennych objaśniających R oraz wektor R_0 współczynników korelacji między zmienną objaśnianą Y a liniowymi przekształceniami zmiennych X_i. Wektor R_0 i macierz R przedstawiano w tabeli 2.

Wektor R_0 i macierz R posłużyły nam następnie do wyboru optymalnego zestawu zmiennych kosztotwórczych. W tym celu ustaliliśmy krytyczną wartość współczynnika korelacji (dla poziomu istotności a=0,05) korzystając ze wzoru:

$$r^* = \left(\frac{t_\alpha^2}{t_\alpha^2 + n - 2} \right)^{\frac{1}{2}} = 0{,}423$$

i na tej podstawie zaliczyliśmy do optymalnego zbioru zmiennych objaśniających zmienne odpowiadające następującym przekształceniom:

$$Z_1 = \frac{1}{X_1}, \quad Z_2 = \frac{1}{X_2}, \quad Z_4 = \frac{1}{X_4}, \quad Z_6 = \frac{1}{X_5}, \quad Z_7 = \frac{1}{X_6}.$$

Są to więc zmienne:
X_1 — wartość sprzedaży detalicznej,
X_2 — wydajność na jednego zatrudnionego ogółem,
X_4 — intensywność wykorzystania powierzchni użytkowej,
X_5 — intensywność wykorzystania powierzchni sprzedażowej,
X_6 — wartość sprzedaży na jeden sklep.
W konsekwencji funkcja kosztów jednostkowych ma postać:

$$\hat{Y} = a_0 + a_1 \frac{1}{X_1} + a_2 \frac{1}{X_2} + a_4 \frac{1}{X_4} + a_5 \frac{1}{X_5} + a_6 \frac{1}{X_6}.$$

Jest to również model regresji, którego parametry można szacować metodą najmniejszych kwadratów, gdyż jest on liniowy względem swoich parametrów.

Tabela 2

Wektor R_0 i macierz R współczynników korelacji między zmiennymi

	Y	X_1^H	X_2	X_2^H	X_3^H	X_4	X_4^H	X_5	X_5^P	X_5^H	X_6^H	X_7	X_7^H
Y	1,000	0,876	−0,743	0,889	0,873	−0,760	0,889	−0,750	−0,655	0,885	0,886	−0,469	0,631
X_1^H		1,000	−0,915	0,999	0,997	−0,923	0,997	−0,919	−0,844	0,997	0,988	−0,496	0,646
X_2			1,000	−0,904	−0,897	0,995	−0,922	0,995	0,981	−0,921	−0,886	0,273	−0,419
X_2^H				1,000	0,997	−0,972	0,996	−0,907	−0,828	0,996	0,989	−0,516	0,664
X_3^H					1,000	−0,904	0,993	−0,899	−0,817	0,996	0,981	−0,492	0,641
X_4						1,000	−0,932	0,999	0,983	−0,933	−0,900	0,284	−0,432
X_4^H							1,000	−0,928	−0,856	0,991	0,990	−0,485	0,637
X_5								1,000	0,986	−0,929	−0,896	0,280	−0,427
X_5^P									1,000	−0,857	−0,821	0,203	−0,338
X_5^H										1,000	0,989	−0,483	0,635
X_6^H											1,000	−0,586	0,726
X_7												1,000	−0,978
X_7^H													1,000

Źródło: Obliczenia własne.

METODA C

Przeprowadzamy postępowanie zgodnie z algorytmem podanym w punkcie drugim. Końcowe wyniki w tym zakresie pokazano w tabeli 3. Tak więc zmienną najbardziej podobną do Y jest zmienna X_7.

Tabela 3

Miary niedokładności informacyjnej i miary podobieństwa dla zmiennych (Y, X_i)

Zmienne	Miara niedokładności informacyjnej	Miara podobieństwa
YX_1	0,199	0,834
YX_2	0,107	0,903
YX_3	0,141	0,876
YX_4	0,117	0,895
YX_5	0,096	0,912
YX_6	0,087	0,920
YX_7	0,026	0,975

Źródło: Obliczenia własne.

Następną zmienną jest X_6, najmniej zaś podobną do Y jest zmienna X_1 (wartość sprzedaży detalicznej). Nakładając ograniczenie na liczbę zmiennych objaśniających w zależności od liczby obserwacji przyjęliśmy, że do modelu mogą wejść tylko cztery zmienne. Są to zmienne, którym odpowiadają największe wartości miar podobieństwa, a więc w kolejności X_7, X_6, X_5 i X_2. Jak łatwo zauważyć, dobór zmiennych na podstawie miar podobieństwa jest różny od doboru na podstawie klasycznych miar korelacji. Ostatecznie postać analityczna równania regresji wielorakiej opisującego zmienność kosztów jednostkowych jest następująca:

$$\hat{Y}=a_0+a_1X_2+a_2\frac{1}{X_2}+a_3X_5+a_4X_5^2+a_5\frac{1}{X_5}+a_6\frac{1}{X_6}+a_7X_7+a_8\frac{1}{X_7}.$$

Jak widać, jest to równanie najbardziej rozbudowanie, występuje w nim bowiem aż dziewięć parametrów strukturalnych.

IV. PORÓWNANIE ZAPREZENTOWANYCH METOD DOBORU ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH

W punkcie tym postaramy się przeprowadzić ocenę doboru zmiennych dokonanego trzema zastosowanymi metodami. Jest to konieczne, gdyż z reguły otrzymuje się różne zbiory zmiennych objaśniających (znalazło to również potwierdzenie w naszym badaniu). Fakt ten spowodowany jest tym, że zestaw zmiennych objaśniających wybrany poprzez zastosowanie określonej procedury doboru odpowiada warunkom określonym przez tę procedurę. Chcemy się przy tym zastrzec, że jest to zadanie kłopotliwe, gdyż trudno mówić o jakimś syntetycznym mierniku służącym takiej ocenie. Można natomiast dokonać takiej oceny ustalając pewne kryteria i sprawdzając, w jakim stopniu są one spełnione przez poszczególne procedury wyboru.

Zasadniczym kryterium jest merytoryczna akceptacja otrzymanych rezultatów, a także dążenie do tego, by wybrany zestaw zmiennych objaśniających dawał szansę możliwie wszechstronnego opisu zmienności kosztów jednostkowych.

Biorąc to pod uwagę, wydaje się, że w świetle współczesnej teorii kosztów handlu najlepszy zestaw zmiennych wygenerowała metoda A. Zmienne te dają bowiem szanse określenia, jak dalece na kształtowanie się kosztów wpływają efekty działalności (reprezentowane przez wartość sprzedaży detalicznej) oraz intensywność wykorzystania zaangażowanych czynników ekonomicznych:

— czynnika pracy żywej (zmienna X_2),

— czynnika pracy uprzedmiotowionej (zmienna X_5 i X_6).

Zbiór tych zmiennych wydaje się też logicznie uzasadniony. Jeśli chodzi o zestaw zmiennych Otrzymany metodą B, to niekorzystnym jest wejście do niego cech X_4 i X_5, które reprezentują ten sam aspekt danego wycinka rzeczywistości, a więc w gruncie rzeczy powielają informacje o kosztach jednostkowych[9]. Wreszcie zbiór zmiennych otrzymany metodą C nie obejmuje zmiennej X_1 (wartość sprzedaży detalicznej), co, biorąc pod uwagę dotychczasowe doświadczenia badawcze w tej dziedzinie, wydaje się dość zaskakujące. Chcielibyśmy jednak zauważyć, że być może jest to związane z faktem, że zmienne wybrane tą metodą są pewnymi przekształceniami zmiennej reprezentującej sprzedaż i w związku z tym koszty jednostkowe zależą od niej w sposób „ukryty". Generalnie jednak zbiór ten od strony informacyjnej należy ocenić wyżej niż zbiór dany metodą B.

Drugą grupę kryteriów stanowią kryteria formalno-statystyczne. Mają one na celu ocenę własności regresyjnego modelu kosztów jednostkowych, otrzymanego na podstawie określonego zestawu zmiennych. Charakterystyki statystyczne zawiera tabela 4.

Jak widać w tabeli 4, różnice formalno-statystyczne pomiędzy rozpatrywanymi w pracy procedurami zastosowanymi do wyboru zmiennych objaśniających koszty jednostkowe w PP. „Dom Książki" w Poznaniu nie są duże. Procedury te nie różnią się w gruncie rzeczy między

[9] Wydaje się, że można by zrezygnować ze zmiennej bądź X_4, bądź X_5, w zależności od tego, która z nich jest słabiej skorelowana ze zmienną objaśnianą Y.

Tabela 4

Podstawowe charakterystyki funkcji kosztów jednostkowych dla różnych zestawów zmiennych objaśniających

Charakterystyki modeli*	Metoda A	Metoda B	Metoda C
Odchylenie standardowe S_u	0,891	0,955	0,893
Współczynnik zgodności φ^2	0,058	0,075	0,070
C (w %)	5,1	5,5	5,2
Symetria reszt	tak	tak	tak
Stacjonarność reszt	tak	tak	tak
Autokorelacja składnika resztowego	test nie daje odpowiedzi $p=0{,}226$	tak	test nie daje odpowiedzi $p=0{,}115$
Losowość reszt	tak	tak	tak
Liczba istotnych parametrów	4 na 6	3 na 5	4 na 8
Współliniowość	tak	tak	tak

* Charakterystyki te wyznaczono dla transformowanych do postaci liniowej regresyjnych modeli kosztów jednostkowych.

Źródło: Obliczenia własne.

sobą własnościami składnika resztowego (charakterystyki 4 - 7). Nieznaczne różnice występują w przypadku stopnia wyjaśniania zmienności zmiennej objaśnianej (patrz kryteria 1 - 3). Można w zasadzie stwierdzić, że stopień ten jest w rozważanych przypadkach praktycznie identyczny.

'Zasadnicze różnice natomiast mają miejsce, jeśli chodzi o jakość oszacowanych parametrów strukturalnych. Otóż w metodzie C tylko 50% ocen parametrów jest statystycznie istotna, podczas gdy w procedurze A jest ich około 70%, a w metodzie B — 60%. W tym ostatnim przypadku, jeśli wyeliminujemy cechę X_4 lub X_5 to wtedy istotnych jest 75% estymowanych parametrów[10]. To, że nie wszystkie oceny parametrów są statystycznie istotne, związane jest m.in. z faktem, że zmienne objaśniające są objęte współliniowością. Żadna bowiem metoda nie zapewnia eliminacji tego zjawiska (patrz kryterium 9).

W metodzie C dodatkowo jeszcze występuje konieczność oszacowania aż dziewięciu parametrów przy 22 obserwacjach. Nie dziwi więc, że tylko 50% ocen parametrów w tym przypadku jest statystycznie istotnych. Można więc stwierdzić, że kryteria formalno-statystyczne nie dają podstaw do określenia w sposób jednoznaczny przewagi jednej spośród rozpatrywanych metod doboru zmiennych objaśniających.

Zestawiając przesłanki merytoryczne i statystyczne sądzimy, że stosunkowo dobre rezultaty dała metoda A. Interesująca jest też, naszym

[10] Mówimy tu o istotności parametrów stojących przy rzeczywistych zmiennych objaśniających, to jest bez wyrazu wolnego.

zdaniem, metoda C oparta na miarach podobieństwa. O tym jednak, która z prezentowanych metod ma najwyższe walory praktyczne, zadecydują dalsze badania empiryczne, które powinny być prowadzone dla jednostek handlowych różnych branż i o różnym stopniu agregacji. Wiele zależy również od jakości oddanego do użytku badacza materiału źródłowego, który wyznacza racjonalne granice prowadzonej analizy statystycznej.

Wydaje się, że ciekawa byłaby analiza, w której koszty jednostkowe liczone byłyby w odniesieniu do efektu działalności handlowej wyrażonego w jednostkach naturalnych. Z uwagi jednak na silne zróżnicowanie asortymentowe w poszczególnych branżach, jak i na aktualny system ewidencji sprzedaży jest to praktycznie niemożliwe. Stąd też w odniesieniu do przedsiębiorstwa handlowego koszt jednostkowy jest wyrażany w sposób symptomatyczny jako względny poziom kosztów. Jeśli więc badanie kosztów jednostkowych w przedsiębiorstwie handlowym ma mieć duże walory poznawcze, powinno być prowadzone przy możliwie najniższej agregacji tak branżowej, jak i asortymentowej i organizacyjnej.

IDENTIFICATION OF FACTORS DETERMINING UNIT COSTS IN A TRADE ENTERPRISE

Summary

The article is an attempt to present the conception of methods of identifying the factors determining unit costs in a retail enterprise.

Three methods have been presented. The first procedure allows the choice of variables on the basis of individual equations of regression. In the second procedure also the analytical forms of individual regression functions are selected. They may be non-linear with respect to potential variables. Then, correlations between variables and linear transformates of potential variables are analysed. The third method leads to obtaining so-called similarity measures, being the basis for the choice of variables.

Cognitive properties of the above methods have been presented on empirical data gathered ina retail enterprise operating in municipal area. Besides, the article discusses the advantages and disadvantages of the above methods as well as some methodological findings useful in applying these methods in cost balance.