

MAREK WITKOWSKI

PRÓBA WYKORZYSTANIA ZMIENNYCH SYNTETYCZNYCH W BADANIU KOSZTÓW PRZEDSIĘBIORSTWA HANDLOWEGO

I. UWAGI WSTĘPNE

Badanie przyczynowo-skutkowych uwarunkowań zjawisk ekonomicznych jest jednym z głównych zastosowań współczesnych metod statystycznych. Daje ono bowiem możliwość poznania mechanizmu generującego rozwój analizowanych zjawisk, stając się tym samym podstawą przewidywania dalszego ich rozwoju w czasie. Prawdłowe rozwiązanie zasygnalizowanego wyżej problemu jest zadaniem niełatwym, gdyż zjawiska ekonomiczne charakteryzują się znaczną złożonością rozwoju, co oznacza iż istnieje wiele czynników na nie oddziałujących, których nie można wyizolować z kontekstu otoczenia. Wskutek tego wpływ jednego czynnika na badane zjawisko wiąże się immanentnie z oddziaływaniem pozostałych.

W pracy ograniczymy swoje rozważania do zagadnienia analizy zmienności kosztów przedsiębiorstwa handlowego względem wybranego, ekonomicznie uzasadnionego, zestawu potencjalnych czynników kosztotwórczych. Nasze zainteresowanie podjętą problematyką związane jest z niedorozwojem badań ilościowych w zakresie przyczynowych uwarunkowań kosztów przedsiębiorstwa handlowego, co powoduje, że zaobserwowane prawidłowości ekonomiczne nie mogą być wykorzystane przy podejmowaniu decyzji zmierzających do podwyższania poziomu świadczonych usług handlowych. Ponadto właśnie w działalności handlowej, szczególnie, obserwuje się zasygnalizowaną wyżej wielokierunkowość oddziaływania poszczególnych determinant na koszty handlowe.

Egzemplifikacji empirycznej prezentowanej w pracy procedury postępowania badawczego dokonano na autentycznym materiale liczbowym pochodzącym z P.P. „Dom Książki” w Poznaniu i obejmującym okres lat 1954-1975. Wybór tego przedsiębiorstwa jako jednostki obserwacji statystycznej był wyborem celowym i podyktowany został przede wszystkim względami poznawczymi. Każde bowiem badanie prowadzone w skali przedsiębiorstwa posiada aspekt dynamiczny i charakteryzuje się znaczną retrospektywnością. Stąd konieczne było wybranie takiej jednostki,

która: 1) nie podlegałaby ciągłym zmianom organizacyjnym, 2) charakteryzowałaby się względnie jednorodną strukturą branżową. Nie bez znaczenia pozostała również możliwość względnie dokładnej rekonstrukcji, odpowiednio szczegółowego, materiału źródłowego, dotyczącego kosztów i czynników kosztotwórczych. Za podstawę dalszych dociekań wybrano następujące zmienne kosztotwórcze:

- : wartość sprzedaży detalicznej X_1 ,
- liczba sklepów detalicznych (księgarń) X_2 ,
- liczba zatrudnionych pracowników X_3 ,
- powierzchnia użytkowa sklepów detalicznych ogółem X_4 ,
- wartość przeciętnego zapasu towarowego X_5 .

Cechy te zostały dobrane w sposób całkowicie zamierzony. Jak bowiem wiadomo z teorii obrotu towarowego, za podstawowe determinanty kosztotwórcze przyjmowane są rozmiary świadczonych usług handlowych i rozmiary zaangażowanych czynników wytwórczych¹. Stąd też z ekonomicznego punktu widzenia istotnym było wybranie takich cech, które by reprezentowały te właśnie aspekty działalności przedsiębiorstwa handlowego.

II. PORÓWNYWALNOŚĆ W CZASIE INFORMACJI STATYSTYCZNEJ ODNOŚNIE DO PRZYJĘTYCH W BADANIU ZMIENNYCH

Badanie zmienności kosztów w skali przedsiębiorstwa ma charakter dynamiczny. Stąd też zasadniczym problemem, warunkującym jego poprawność i efektywność, jest zagadnienie porównywalności informacji statystycznej w czasie. Dotyczy to zarówno kosztów handlowych jak i wyróżnionych determinant kosztotwórczych. Porównywalność statystyczna z natury rzeczy jest zapewniona odnośnie do tych cech, które wyrażone są w naturalnych jednostkach miary². Należą do nich:

- 1) liczba zatrudnionych pracowników,
- 2) powierzchnia użytkowa sklepów detalicznych ogółem,
- 3) liczba księgarń.

Jeśli chodzi natomiast o cechy ujęte w formie wartościowej (tj. wartość sprzedaży czy wartość zapasu towarowego), konieczne staje się wyrażenie ich w cenach jednolitych. Eliminacji wpływu cen detalicznych wydawnictw i artykułów użytku kulturalnego (AUK) dokonano przez ich stabilizację na określonym, założonym z góry poziomie. Stabilizację tą przeprowadzono korygując sprzedaż i zapas w cenach bieżących odpo-

¹ Z. Zakrzewski, *Ekonomika handlu wewnętrznego*, Warszawa 1972, s. 379-386; R. Peretiatkowicz, *Ekonomika i organizacja przedsiębiorstwa handlowego*, Warszawa 1971, s. 127 - 140.

² Zakładając oczywiście niezmienny zakres pojęciowy danej cechy w badanym czasie.

wiednim indeksem cen o stałej podstawie z pewnego wybranego okresu³. Obliczeń w/w indeksu cen dokonano wykorzystując, średnie ceny wydawnictw i AUK w badanym okresie tj. w latach 1954-1975, przeliczenia zaś na ceny niezmiennie przeprowadzono przy założeniu stałej struktury fizycznych rozmiarów sprzedaży, korzystając z zależności występujących między Wskaźnikami wartości, ilości i cen⁴.

Najwięcej problemów wystąpiło w kwestii doprowadzenia do porównywalności kosztów. Na nieporównywalność bowiem tej cechy w ujęciu chronologicznym składają się m. in. następujące okoliczności⁵:

- 1) niejednorodność zakresu pojęcia kosztów,
- 2) nieporównywalność stosowanych schematów klasyfikacyjnych kosztów,
- 3) zmiany cen dóbr i usług składających się na poszczególne elementy kosztów,
- 4) mała precyzja (bądź brak) rozliczeń międzyokresowych kosztów.

Z uwagi na podejście syntetyczne prezentowane w pracy, sprawdzające się do śledzenia zmienności kosztów w ujęciu globalnym, szczególnie istotne jest zrealizowanie punktów (1) i (3). Należy się jednak od razu zastrzec, że ze względu na znaczną retrospekcję badania, uzyskanie pełnej porównywalności kosztów w czasie nie jest możliwe. Bariery jest tu system informacji o kosztach, który niestety jest mało przydatny dla potrzeb pogłębionej analizy ekonomicznej w skali przedsiębiorstwa. Trzeba się wszakże z tym pogodzić, jeśli chce się podjąć analizę tak ważnego skądinąd zagadnienia.

Niejednorodność pojęcia kosztów oznacza, że zakres treści tego pojęcia jest zmienny w różnych okresach czasu. Oznacza to, że w praktyce działalności przedsiębiorstwa handlowego do kosztów wlicza się nie tylko faktycznie poniesione realne nakłady, ale również elementy podziału produktu dla społeczeństwa, zwane często przesunięciami finansowymi⁶. Ujednolicenie zakresu pojęcia kosztów wymagało więc dokonania pewnych zabiegów korekcyjnych. Uczyniono to w zakresie następujących pozycji zaliczanych do kosztów⁷:

- ubytki ponad normę,
- kary i grzywny,

³ Jako podstawę wybrano rok 1970, kierując się m. in. porównywalnością otrzymanych wyników z odpowiednimi publikacjami GUS.

⁴ O. Lange, A. Banasiński, *Teoria statystyki*, Warszawa 1970, s. 201 - 212.

⁵ S. Wierchosławski, *Zmiany w strukturze kosztów przedsiębiorstw handlu detalicznego w okresie powojennym*, Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny 1965, nr 4, s. 159.

⁶ Z. Abramowicz, *Zasady klasyfikacji i ewidencji kosztów w handlu detalicznym*, Warszawa 1963, s. 7 - 10.

⁷ Kierowano się tu ustaleniami H. Poetschke. Por. H. Poetschke, *Ewolucja systemu informacji statystycznej kosztów w przedsiębiorstwie handlu detalicznego* Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny 1980, nr 4, s. 152 - 154.

- opłaty sądowe i arbitrażowe w latach 1954 - 1959,
- podatek od funduszu płac,
- odpisy na fundusze dla załogi,
- obciążenie funduszu płac,
- oprocentowanie środków trwałych w latach 1972 - 1975.,

Postępując w ten sposób uzyskano dosyć jednolity zakres pojęcia kosztów w całym badanym okresie.

Znacznie więcej trudności wystąpiło w realizacji postulatu (3). Jak bowiem wiadomo istotnym elementem zakłócającym porównywalność danych kosztowych w dłuższych okresach są zmiany cen, taryf, opłat i stawek. Eliminacji ich wpływu na poziom kosztów można by dokonać korygując rzeczywiste koszty odpowiednim indeksem cen i stawek. Skonstruowanie tego indeksu w obecnym stadium badań okazało się jednak praktycznie niemożliwe. W celu jednak zmniejszenia wielkości błędów jakie popełniamy z tego tytułu, ocena których jest faktycznie niemożliwa, podjęto próbę chociaż częściowego ich zmniejszenia w drodze dokonania korekty rzeczywistych kosztów, określoną kwotą wynikającą ze zmiany wyceny składników kosztów. Skorygowania te objęły swym zakresem lata 1971 - 1975, tylko bowiem za ten okres dysponowano odpowiednio wiarygodnymi informacjami liczbowymi. W wyniku tych posunięć doprowadzono koszty do stanu sprzed roku 1971 w całym okresie badanym.

Przedstawione okoliczności wskazują, że analizowane koszty nie są całkowicie porównywalne, szczególnie w dłuższych okresach czasu. Tym samym otrzymane wyniki mogą być obciążone pewnymi błędami o charakterze tendencyjnym i powinny być traktowane z określoną dozą ostrożności.

III. PROCEDURA BADAWCZA

Najbardziej oczywistym sposobem określenia zmienności kosztów względem przyjętych determinant kosztotwórczych jest zastosowanie metody regresji wielokrotnej. Prowadzi to do rozważenia równania regresji kosztów w postaci:

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^5 a_i X_{it} + \xi_t \quad 0)$$

gdzie: Y_t — koszty handlowe, X_{it} — zmienne objaśniające ($i=1, 2, \dots, 5$), a_i i — współczynniki regresji cząstkowej, określające jakie są przeciętne „czyste” zmiany kosztów na jednostkę przyrostu danej zmiennej X_i .

Estymacji parametrów równania (1) dokonano stosując klasyczną metodę najmniejszych kwadratów (KMNK)⁸. Zawarto je w tabeli 1. Jak-

⁸ Wszystkie obliczenia numeryczne prezentowane w pracy zostały wykonane w Uczelnianym Ośrodku Przetwarzania Informacji przy Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.

Tabela 1

Parametry opisowe równania regresji wielokrotnej kosztów względem wybranego zestawu zmiennych kosztotwórczych

| Parametr | Ocena parametru | Błąd średni parametru | Statystyka <i>t</i> -Studenta | Współczynniki β_i |
|---|-----------------|-----------------------|-------------------------------|-------------------------|
| a_0 | -31,874 | 12,032 | 2,65 | — |
| a_1 | 0,045 | 0,029 | 1,54 | 0,294 |
| a_2 | 0,052 | 0,037 | 1,42 | 0,095 |
| a_3 | 0,075 | 0,027 | 2,77 | 0,331 |
| a_4 | 1,939 | 0,909 | 2,13 | 0,263 |
| a_5 | 0,058 | 0,052 | 1,12 | 0,116 |
| $S_u = 0,951$; $R^2 = 0,980$; $V_{\hat{y}} = 3,4\%$ $\rho_1 = 0,13$ ${}^{16}t_{0,05} = 2,12$ | | | | |

Źródło: Obliczenia własne wykonane w Uczelnianym Ośrodku Przetwarzania Informacji AE w Poznaniu.

kolwiek model (1) bardzo dobrze odzwierciedla zmiany poziomu kosztów, to jednak uwagę zwracają stosunkowo wysokie wartości liczbowe błędów średnich szacunku większości oszacowanych parametrów strukturalnych. Oznacza to, że zmienne X_i , do których błędy te się odnoszą, są nieistotne ze statystycznego punktu widzenia. Na podstawie rezultatów zawartych w tabeli 1 można by więc sądzić, że zmienność kosztów jest kształtowana tylko przez zatrudnienie X_3 i powierzchnię użytkową X_4 . Stwierdzenie tego faktu nie jest jednak tak oczywiste, jeśli dokonamy oceny ważności poszczególnych czynników-argumentów ze względu na wpływ jaki wywierają one na koszty (patrz współczynniki β_i)⁹. Okazuje się wówczas, że wprawdzie nadal najważniejszą zmienną jest czynnik pracy, ale już znaczenie powierzchni (jako symptomu bazy materialnej) jest mniejsze niż wartości sprzedaży detalicznej, która to zmienna była statystycznie nieistotna.

Jak więc widać, otrzymane za pomocą regresji klasycznej rezultaty powinny być przyjmowane z pewnymi zastrzeżeniami. Wynikają one stąd, że dokonując szacowania zmian poziomu kosztów na podstawie ekonomicznych szeregów czasowych, trzeba wziąć pod uwagę obciążenie parametrów regresji wynikające z występowania pewnych czynników zakłócających poprawny proces estymacji. Jednym z nich jest zjawisko współliniowości zmiennych objaśniających¹⁰. Stanowi ono bowiem im-

⁹ Współczynniki β_i zdefiniowane są następująco:

$$\beta_i = a_i \frac{\sigma_i}{\sigma_y}$$

gdzie: σ_i — odchylenie standardowe zmiennej X_i , σ_y — odchylenie standardowe zmiennej Y .

A. Goldberger, *Teoria ekonometrii*, Warszawa 1976, s. 259 - 260.

¹⁰ Drugim czynnikiem zakłócającym jest tzw. autokorelacja składnika losowego. Ponieważ jednak obliczony współczynnik autokorelacji rzędu pierwszego nie

manentną cechę większości badań opartych na szeregach czasowych, gdyż jego przyczyną jest tendencja wielu zmiennych ekonomicznych do rozwijania się w czasie według podobnych trendów i modeli wahań okresowych¹¹. Istnienie współliniowości zmiennych komplikuje z reguły proces estymacji wzajemnych zależności, jako że parametry stałe równania (modelu) regresji odzwierciedlają nie tylko siłę oddziaływania na zmienną objaśnianą tych zmiennych, do których się odnoszą, lecz również pozostałych¹². Bezpośrednim objawem występowania współliniowości jest silne wzajemne skorelowanie przyjętych w badaniu zmiennych kosztotwórczych, co ilustruje tabela 2. Współczynniki korelacji zawarte w tabeli 2 sugerują, że współliniowość występuje pomiędzy wszystkimi, przyjętymi w analizie czynnikami kosztotwórczymi i charakteryzuje się znacznym natężeniem. Korelacje bowiem między zmiennymi przekraczają 0,9¹³. Nie może więc dać pozytywnych rezultatów najbardziej oczywisty sposób ograniczenia efektu współliniowości, jakim jest tzw. selekcja zmiennych¹⁴.

Tabela 2

Macierz współczynników korelacji między zmiennymi objaśniającymi

| X_1 | X_1 | X_2 | X_3 | X_4 | X_5 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| X_1 | 1,000 | 0,951 | 0,991 | 0,984 | 0,990 |
| X_2 | | 1,000 | 0,930 | 0,976 | 0,956 |
| X_3 | | | 1,000 | 0,964 | 0,981 |
| X_4 | | | | 1,000 | 0,981 |
| X_5 | | | | | 1,000 |

Źródło: Obliczenia własne wykonane w Uczelnianym Ośrodku Przetwarzania Informacji AE w Poznaniu.

W związku z tym dla celów badania zmienności kosztów w przedsiębiorstwie handlowym zaproponowano w pracy inne podejście, nawiązujące do metody taksonomicznej i pojęcia tzw. zmiennych syntetycz-

potwierdził występowania tego zjawiska ($\rho_1=0,13$), pominięto je w dalszych rozważaniach. Przyczyny autokorelacji objaśnia m. in. Z. Pawłowski. Por. Z. Pawłowski, *Ekonometria*, Warszawa 1975, s. 106-117.

¹¹ N. R. Klein, *Wstęp do ekonometrii*, Warszawa 1965, s. 95.

¹² A. Zeliaś, *Teoria prognozy*, Warszawa 1979, s. 108-110, oraz G. Kildiszew, A. Frenkel, *Analiza szeregów czasowych i prognozowanie*, Warszawa 1976, s. 99-100.

¹³ przyjmuje się zwykle, że współliniowość jest szkodliwa, jeśli współczynniki korelacji między zmiennymi są większe od 0.8. Por. M. Gruszczyński, M. Kolupa, E. Leniewska, G. Napiórkowski, *Miary zgodności, metody doboru zmiennych, problemy współliniowości*, Warszawa 1979, s. 115-116.

¹⁴ Inne sposoby ograniczania współliniowości omawiają: M. Gruszczyński, M. Kolupa, E. Leniewska, G. Napiórkowski, *Miary zgodności*, s. 206-214 oraz A. Zeliaś, *Teoria*, s. 111-116.

nych¹⁵. U podstaw takiego postępowania legło następujące rozumowanie. Jak wykazano wyżej pomiędzy badanymi cechami-argumentami występuje bardzo silna korelacja ($r_{ij}=0,9$), przez co cechy te przenoszą w gruncie rzeczy te same informacje o zmienności kosztów, mimo że reprezentują różne aspekty działalności handlowej przedsiębiorstwa. Nasuwa się więc myśl, by dokonać redukcji liczby zmiennych pierwotnych przez sprowadzenie ich do postaci jednowymiarowej. Rezultatem tego jest utworzenie z wartości wielu cech wyjściowych jednej zmiennej syntetycznej, którą można nazwać miernikiem rozwoju działalności przedsiębiorstwa handlowego. Takie postawienie problemu pozwala uzyskać syntetyczny obraz zmian zachodzących w badanym zespole zmiennych w określonym przedziale czasowym. Otrzymuje się wtedy również pogląd na kierunek i natężenie zmian zachodzących w procesie rozwoju badanej jednostki handlowej.

Punktem wyjścia w procesie konstruowania zaproponowanej miary jest macierz obserwacji na zmiennych objaśniających w postaci:

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1k} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nk} \end{bmatrix}$$

gdzie: κ — liczba zmiennych objaśniających, n — liczba obserwacji. Elementy macierzy X poddaje się następnie standaryzacji według wzoru:

$$z_{ti} = \frac{x_{ti} - \bar{x}_i}{s_i} \quad \begin{matrix} i=1, 2, \dots, k \\ t=1, 2, \dots, n \end{matrix}$$

gdzie: x_{ti} — wartość i -tej zmiennej w t -tym okresie, z_{ti} — wartość i -tej zmiennej standaryzowanej w okresie t , \bar{x}_i — średnia arytmetyczna zmiennej o numerze i , s_i — odchylenie standardowe i -tej zmiennej objaśniającej.

W dalszym ciągu dokonuje się zróżnicowania zmiennych macierzy obserwacji, dzieląc je na tzw. stymulanty i destymulanty. Grupę pierwszą tworzą te cechy, których wpływ na zmienną objaśnianą jest dodatni, grupę drugą natomiast determinanty o właściwościach przeciwnych. Podział cech pierwotnych na te dwie kategorie służy z kolei do skonstruowania wzorca rozwoju, którego elementami są wartości z_{0i} ($i=1, 2, \dots, k$) tak wyznaczone, by:

$$z_{0i} = \max_t z_{ti} \quad \text{jeśli } i \in \text{zbioru stymulant,}$$

$$z_{0i} = \min_t z_{ti} \quad \text{jeśli } i \notin \text{zbioru stymulant.}$$

¹⁵ W. Pluta, *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych*, Warszawa 1976, s. 19-24.

Praktycznie oznacza to, że elementami wzorca rozwoju są najwyższe wartości stymulant i najniższe destymulant.

W przypadku badania prowadzonego w pracy wszystkie zmienne wyjściowe uznano za działające pobudzająco na rozmiary kosztów i dlatego zaliczono je do grupy stymulant.

Elementy z_{0i} są podstawą obliczenia odległości:

$$c_{t0} = \left[\sum_{i=1}^k (z_{ti} - z_{0i})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad \text{dla } t=1, 2, \dots, n,$$

które w dalszym etapie służą do budowy miernika rozwoju działalności przedsiębiorstwa wg relacji:

$$m_t = 1 - \frac{c_{t0}}{c_0},$$

gdzie:

$$c_0 = \bar{c}_0 + 2s_0,$$

$$c_0 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n c_{t0},$$

$$s_0 = \frac{1}{n} \left[\sum_{t=1}^n (c_{t0} - \bar{c}_0)^2 \right]^{\frac{1}{2}}.$$

Obliczone w ten sposób wartości m_t traktowane mogą być jako realizacje nowej zmiennej syntetycznej, zastępującej wyjściowe zmienne objaśniające i następnie wprowadzone do równania regresji opisującego kształtowanie się kosztów. Prowadzi to w konsekwencji do rozpatrywania nowego regresyjnego modelu kosztów w postaci:

$$Y_t = a_0 + a_1 m_t + \xi_t, \quad (2)$$

gdzie: Y_t — koszty handlowe, m_t — zmienna syntetyczna reprezentująca rozmiary działalności handlowej, a_0, a_1 — parametry stałe, ξ_t — składnik losowy.

Otrzymano następujące oszacowania równania (2):

$$\hat{Y}_t = 0,938 + 59,275 m_t \\ (1,225)$$

$$S_u = 1,391, \quad R^2 = 0,992, \quad V_{\hat{y}} = 5\%$$

Analizując obliczone charakterystyki liczbowe widać wyraźnie, że zmienna syntetyczna m_t w sposób bliski doskonałości objaśnia zmiany w rozwoju kosztów. Oszacowane równanie charakteryzuje się bowiem zarówno wysokim stopniem dopasowania do danych empirycznych, jak i niskim rzędem błędów o charakterze losowym. Ma to rzecz oczywista istotne znaczenie tak z punktu widzenia określenia prawidłowości rozwoju kosztów, jak i celów prognostycznych. W tym względzie wydaje się również konieczne zbadanie zjawiska losowości składnika resztowe-

go, związanego ze sztywnym porządkiem obserwacji¹⁶. Losowy charakter reszt jest bowiem ważną wskazówką przemawiającą przeciw występowaniu autokorelacji.

Dla sprawdzenia losowości rozkładu reszt zastosowano test liczby serii¹⁷. W tym celu kwalifikujemy uporządkowane wg kolejnych numerów okresów reszty tak, że jeżeli reszta $u_t \geq 0$, to takie zdarzenie oznaczamy przez A, a gdy $u_t < 0$, to takiemu zdarzeniu przyporządkowujemy symbol B. Ciąg symboli tego samego rodzaju określa się mianem serii. W tekście tym sprawdzianem hipotezy zerowej, głoszącej losowość ciągu reszt, jest zaobserwowana, empiryczna liczba serii S_e . Liczbę tę porównuje się następnie z wartością krytyczną S_α odczytaną z tablic rozkładu liczby serii dla określonego poziomu istotności α , tak by:

$$P \{S_e \leq_{n_1, n_2} S_\alpha\} = \alpha,$$

gdzie: n_1 — liczba elementów A, n_2 — liczbą elementów B.

Jeżeli $S_e \geq S_\alpha$, to hipotezę o losowości reszt należy odrzucić, jeśli natomiast $S_e < S_\alpha$, to stwierdzamy, że nie ma podstaw do odrzucenia H_0 . Oznacza to, że ciąg reszt rozważanego równania regresji jest losowy.

Zastosowanie testu liczby serii pozwoliło stwierdzić, że reszty oszacowanego modelu kosztów można uważać za ciąg czysto losowy, gdyż:

$$S_e = 8 > \frac{12}{10} S_{0,05} = 7.$$

Oszacowane równanie kosztów posłużyło następnie do określenia stopnia reakcji kosztów na zmiany miernika m_t . W tym celu obliczono współczynniki elastyczności kosztów wg wzoru:

$$E_{y/m_t} = \frac{dY_t}{dm_t} \cdot \frac{m_t}{Y_t}.$$

Zamieszczono je w tabeli 3.

Wskazują one, że koszty są bardzo elastyczne względem miernika rozwoju działalności handlowej przedsiębiorstwa. Widać ponadto, że wy-

Tabela 3
Elastyczność kosztów względem miernika m_t

| Wybrane wartości m_t | Elastyczność E_{y/m_t} |
|---------------------------|-----------------------------|
| 0,20 | 0,927 |
| 0,40 | 0,962 |
| 0,60 | 0,974 |
| 0,80 | 0,981 |
| 1,00 | 0,984 |

Źródło: Obliczenia własne

¹⁶ Z takim właśnie uporządkowaniem obserwacji mamy do czynienia, gdy korzystamy z szeregów czasowych.

¹⁷ J. Greń, *Modele i zadania statystyki matematycznej*, Warszawa 1976, s. 140-141.

stępuje tendencja (niezbyt silna wprawdzie) do degresywnego kształtowania się kosztów. Przyczyny takiej sytuacji leżą na gruncie szybszego wzrostu rozmiarów działalności aniżeli kosztów. Nie oznacza to, że w pewnych okresach może wystąpić deformacja tej ogólnej tendencji, co związane być może np. z trudnościami modernizacji bazy materialnej handlu, czy też z trudnościami wyeliminowania zachodzącego w czasie wzrostu cen, stawek, taryf itp.¹⁸

Podsumowując prowadzone w opracowaniu rozważania, wydaje się, iż można im przypisać przede wszystkim aspekt metodyczny, sprowadzający się do poszukiwania efektywnej metody badania zmienności kosztów przedsiębiorstwa handlowego. Podjęto więc próbę wykorzystania do tego celu tzw. zmiennych syntetycznych, jako że zastosowanie klasycznej regresji nie dało, jak wykazano, pozytywnych rezultatów. Zaprezentowana w pracy metoda zmiennych syntetycznych (MZS), umożliwiając sprowadzenie wielu zmiennych do postaci jednowymiarowej, ułatwia znacznie proces estymacji. Ponadto daje ona pogląd na kierunek i natężenie zmian zachodzących w rozwoju badanej jednostki handlowej. Z drugiej strony nie daje ona możliwości obserwacji zachowania się kosztów przy różnej kombinacji czynników kosztotwórczych. W tym kontekście wskazane byłoby powiązanie MZS z inną procedurą gwarantującą spełnienie powyższego postulatu. Wyniki dociekań w tym zakresie będą przedmiotem odrębnych rozważań.

AN ATTEMPT AT EMPLOYMENT OF SYNTHETIC VARIABLES IN COST ANALYSIS IN A COMMERCIAL ENTERPRISE

Summary

The study is devoted to the dynamic analysis of costs in a commercial enterprise in the aspect of its causation conditioning. The article consists of three parts. The first one raises the subject of comparability of statistical information over time, as any analysis performed in the scale of an enterprise has to be dynamic. The second part is an attempt to apply the classical method of regression in the analysis of cost variation. The obtained results however, could be accepted under reserve. These objections were caused by the fact that charging of regression parameters effected by the occurrence of collinearity of cost generating variables had to be taken account of upon the assessment on cost variations based on economic time series. By reason of the above, there is a proposition of a dynamic analysis of costs presented in the closing part of the article, with an employment the method of synthetic variables (hereinafter called the MSV). The author presents a process of construction of the so called measure of activity development in a commercial enterprise, which was introduced. Next the measure is treated as the basic factor conditioning a dynamic cost variation and it is introduced to the dynamic cost equation. The empirical MSV verification performed on the source material proved its unquestionable usefulness for the analysis of the problem.

¹⁸ G. Hennig, G. Wilke, O *prawidłowościach rozwoju kosztów w handlu socjalistycznym*, Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny 1975, nr 3, s. 113 -115.