Aleksandra Witkowska

BADANIE DYNAMIKI ZJAWISK EKONOMICZNYCH ODZNACZAJĄCYCH SIĘ WAHANIAMI OKRESOWYMI METODĄ JEDNOIMIENNYCH PODOKRESÓW

1. Uwagi wstępne

Dynamiczny rozwój ilościowych metod badania zjawisk ekonomicznych nakłada na podmiot badający obowiązek możliwie precyzyjnego opisu rzeczywistości. Metody te powinny dawać możliwość realizacji powyższego postulatu bez względu na to czy informacje o przebiegu badanych zjawisk odnoszą się do długich (tj. rocznych) czy też krótkich (tj. miesięcznych, kwartalnych itp.) okresów czasu. Odnosi się to w szczególności do badań nad określeniem mechanizmu generującego kształtowanie się badanych zjawisk w czasie w ujęciu przyczynowo-skutkowym. W przypadku jednak korzystania z informacji krótkookresowej trzeba liczyć się z możliwością występowania w rozpatrywanych zmiennych ekonomicznych tzw. wahań regularnych. Jeśli cykl tych wahań jest cyklem rocznym określamy je mianem wahań sezonowych. One właśnie będą przedmiotem naszego dalszego zainteresowania. Poznanie bowiem natężenia wahań sezonowych w badanych procesach ekonomicznych (jeśli takie występują) ma bardzo ważne znaczenie praktyczne w operatywnym planowaniu, ułatwiając formułowanie dokładniejszych (bardziej uściślonych) wniosków o przyszłym, krótkookresowym kształtowaniu się tych procesów. Jest to tym ważniejsze, że często spotykany pogląd wyrażający konieczność likwidacji wahań sezonowych nie posiada swego uzasadnienia ekonomicznego. Jest bowiem wiele zjawisk gospodarczych, które z natury rzeczy mają charakter sezonowy. Dotyczy to w szczególności działalności handlowej, gdzie występują przede wszystkim okresy narastania i zmniejszania się rozmiarów świadczonych przez przedsiębiorstwo usług handlowych w związku z nierównomiernym rozkładem popytu w czasie.

Okoliczności powyższe mogą powodować nieracjonalne wykorzystanie czynników ekonomicznych zaangażowanych w przedsiębiorstwie handlowym, co w konsekwencji rzutuje również na rozmiary ponoszonych przez to przedsiębiorstwo kosztów. W działalności handlowej przedsiębiorstwa czynniki wytwórcze w okresach krótkich wykazują niezbyt wysoką elastyczność, mają w gruncie rzeczy charakter statyczny. Jedyną zmienną (czynnikiem), która wykazuje wysoką dynamikę w poszczególnych sezonach (w przekroju sezonowym) są rozmiary świadczonych usług handlowych, których symptomem jest wartość sprzedaży detalicznej. Stanowi ona podstawowy, ilościowo wymierny efekt działalności przedsiębiorstwa, a ponadto czynnik, na podstawie którego jest możliwe określenie zdolności danej jednostki handlowej do świadczenia usług, a także jej praktycznego wykorzystania[1].

W kontekście tych spostrzeżeń szczególnie istotnym wydaje się pytanie: czy, a jeśli tak, to w jakim stopniu zmienność kosztów działalności przedsiębiorstwa handlowego zdeterminowana jest wahaniami sezonowymi rozmiarów świadczonych usług handlowych. Poprawne rozwiązanie powyższego problemu wymaga uwzględnienia przyczynowo-skutkowych uwarunkowań pomiędzy podlegającą fluktuacjom sezonowym wartością sprzedaży a ponoszonymi kosztami w przekroju poszczególnych podokresów składających się na roczny cykl wahań. Dlatego też w tym opracowaniu chcielibyśmy zaprezentować jedno z możliwych podejść do przedstawionego zagadnienia, które nawiązuje do metody tzw. jednoimiennych podokresów (MJP)[2].

Empirycznej weryfikacji proponowanej metody postępowaniem badawczego dokonamy wykorzystując autentyczny materiał źródłowy obejmujący kwartalne informacje o kosztach i wartości sprzedaży detalicznej, pochodzący z P.P. „Dom Książki" w Poznaniu za lata 1971-1975. Wybór stosunkowo krótkiego przedziału czasowego związany był z koniecznością zapewnienia warunków porównywalności statystycznej w czasie z jednej strony oraz względną stałością stosunków rynkowych z drugiej.

II. Dekompozycja szeregów czasowych kosztów i wartości sprzedaży detalicznej

Praktyczne wykorzystanie metody jednoimiennych podokresów w analizie zasygnalizowanego w punkcie pierwszym problemu jest możliwe tylko wówczas, gdy zmienna objaśniana Y (tj. koszty) i zmienna objaśniająca X (tj. wartość sprzedaży detalicznej) charakteryzują się podobną strukturą harmoniczną. W związku z tym konieczne staje się poznanie tej struktury poprzez przeprowadzenie dekompozycji szeregów czasowych badanych zmiennych ekonomicznych. Dokonano tego w drodze jednoczesnej estymacji poszczególnych składników tych szeregów. Pozwala to otrzymać informacje

---

[1] Por. Z. Abramowicz, [1], s. 164.

[2] Inne podejście nawiązuje do rozpatrywania przyczynowo-skutkowego modelu kosztów z sezonowo zmieniającymi się parametrami. Modele tego typu szeroko omawia Z. Zieliński. Por. Z. Zieliński, [7], s. 34-36.

o dokładności z jaką oszacowano te składniki, a ponadto jest korzystniejsze od strony praktycznej, gdyż w ten sposób wyeliminowane zostaje obciążenie parametrów trendu i sezonowości, które z reguły ma miejsce w przypadku stosowania ujęcia klasycznego[3]. Ponieważ w zakresie takiego dobra konsumpcyjnego jakim jest książka, wahania preferencji konsumentów nie są zbyt znaczne i zmienne w czasie, przeto dla opisu zmian w czasie wykorzystano model addytywny z periodycznym składnikiem sezonowym[4]. Ogólną postać tego modelu dla danych kwartalnych można przedstawić następująco:

$$Y_t = \sum_{j=0}^{r} \alpha_j t^j + \sum_{k=1}^{4} d_k Q_{kt} + \xi_t \qquad (1)$$

gdzie:

α_j - parametry wielomianowej funkcji trendu (j=0,1,...,r),

t - zmienna czasowa (t=1,2,...,n),

d_k - odchylenie sezonowe w kwartale k-tym (k=1,...,4),

Q_{kt} - zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 w kwartale k oraz zero w kwartałach pozostałych,

ξ_t - składnik losowy.

przy czym: $\sum_{k=1}^{4} d_k = 0$.

Dla oszacowania parametrów równania (1) należałoby użyć warunkowej metody najmniejszych kwadratów. Stąd też dokonano przekształcenia modelu (1) tak, by warunek $\sum d_k = 0$ został uwzględniony bezpośrednio w równaniu regresji[5]. W konsekwencji takiego postępowania otrzymuje się nowe równanie regresji w postaci:

$$Y_t = \sum_{j=0}^{r} \alpha_j t^j + \sum_{k=1}^{3} d_k (Q_{kt} - Q_{4t}) + \xi_t \qquad (2)$$

które można już szacować klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Wyniki estymacji parametrów równania (2) w odniesieniu do kosztów i wartości sprzedaży detalicznej przedstawiono w tablicy 1.

Zamieszczone w tablicy 1 parametry struktury stochastycznej wskazują, że przyjęty model bardzo dobrze odzwierciedla przebieg badanych zmiennych w czasie. Zarówno bowiem współczynniki zgodności φ^2 jak i współczynniki zmienności losowej przyjmują bardzo niskie wartości liczbowe[6]. Oceny parametrów strukturalnych wybranego modelu sezonowego mają prostą interpretację ekonomiczną. I tak interpretując parametry modelu kosztów

---

[3] Por. Z. Zieliński, [8], s. 41-42.

[4] Por. Z. Zieliński, [7], s. 122-123.

[5] Uzyskuje się to w prosty sposób. Wystarczy bowiem zauważyć, że $d_4 = -\sum_{k=1}^{3} d_k$, z czego wynika, że wartości parametru w kwartale ostatnim można wyliczyć znając ich oszacowania w kwartałach pozostałych. Por. Z. Zieliński, [7], s. 90-91.

[6] Współczynnik zgodności oblicza się wg relacji $\varphi^2 = 1 - R^2$.

Tablica 1

Sezonowe modele kosztów i wartości sprzedaży detalicznej
w latach 1971-1975

Parametr	Koszty handlowe			Wartość sprzedaży detalicznej		
	Ocena parametru	Błąd średni szacunku	Wartość statystyki t-Studenta	Ocena parametru	Błąd średni szacunku	Wartość statystyki t-Studenta
α_0	8,728	-	-	49,457	-	-
α_1	0,340	0,016	21,25	2,389	0,113	21,14
d_1	-0,484	0,160	3,02	-7,309	1,120	6,52
d_2	-0,101	0,109	0,92	-5,142	1,009	5,09
d_3	-0,605	0,150	4,03	2,771	0,921	3,01
d_4	1,190	-	-	9,680	-	-
	$S_u = 0,410$	$R^2 = 0,974$	$V_{\hat{y}} = 3,3\%$	$S_u = 2,859$	$R^2 = 0,978$	$V_{\hat{y}} = 3,8\%$

Źródło: Obliczenia własne wykonane w UOPI AE w Poznaniu.

można powiedzieć, że koszty oprócz kwartalnej tendencji rozwojowej wykazują również wpływ czynnika sezonowego. Przeciętny kwartalny przyrost kosztów wyniósł w badanym okresie 0,340 mln zł. Odchylenia (absolutne) sezonowe od trendu wahają się natomiast od 0,484 mln zł in minus w kwartale pierwszym do 1,190 mln zł in plus w kwartale czwartym. Jeśli chodzi z kolei o sprzedaż, to jej przeciętny przyrost kwartalny wyniósł 2,389 mln zł, a na skutek występowania zjawiska sezonowości przewyższała ona przeciętną tendencję rozwojową:

- w kwartale trzecim o 2,771 mln zł,
- a w kwartale czwartym o 9,680 mln zł,

była zaś niższa od tej tendencji w kwartale pierwszym o 7,309 mln zł, a w kwartale drugim o 5,142 mln zł.

Jak więc widać kierunek odchyleń sezonowych kosztów i wartości sprzedaży jest identyczny z wyjątkiem kwartału trzeciego, w którym ujemnym odchyleniom w zakresie kosztów odpowiadają dodatnie odchylenia sprzedaży. Oznacza to, że w kwartale trzecim za sezonowym wzrostem sprzedaży nie idzie (jak należałoby się spodziewać) wzrost rozmiarów poniesionych kosztów. Stan taki wynika, jak się wydaje, z faktu, że koszty w przedsiębiorstwie handlowym są wielkością limitowaną. Wskutek tego występuje tendencja do ich oszczędzania w kwartałach pierwszym i trzecim, jako że limity przydzielane są limitami półrocznymi.

Tym niemniej z całą pewnością można stwierdzić, że struktura harmoniczna kosztów i wartości sprzedaży w okresach kwartalnych jest podobna. Szczególnie zaś istotne jest, że obydwie zmienne charakteryzują się cyklicznością o tym samym okresie wahań. Nic więc nie stoi na przeszkodzie, by MJP zastosować w analizie rozpatrywanego w pracy problemu.

III. Badanie zmienności kosztów metodą jednoimiennych podokresów

Metoda jednoimiennych podokresów polega generalnie biorąc na analizie zależności między badanymi zmiennymi dla poszczególnych jednoimiennych czasokresów oddzielnie na przestrzeni wielu lat (np. oddzielnie dla kwartału pierwszego, drugiego itd.). W wyniku takiego podejścia do zagadnienia, każdy podszereg można opisać następującym równaniem regresji:

$$Y_{kt} = f(X_{kt}) + \xi_t \qquad (3)$$

Przyjmując uzasadnione założenie, że związek między kosztami a wartością sprzedaży detalicznej jest liniowa[7], równanie (3) przybiera postać:

$$Y_{kt} = a_k + b_k X_{kt} + \xi_{kt} \qquad (4)$$

$$k=1,2,\ldots,m$$

[7] Por. A. Barczak, [2], s. 143-147 oraz A. Witkowska, [5], s. 94-129.

gdzie:

m - okres wahań,

n - liczba obserwacji (n = m 1),

l - liczba badanych lat,

Y_{kt} - wielkość kosztów w kwartale k i roku t
(k = 1,2,...,m t = 1,2,...,1),

X_{kt} - wartość sprzedaży detalicznej,w kwartale k i roku t,

a_k, b_k - parametry stałe równania regresji,

ξ_{kt} - składnik losowy.

Parametry strukturalne równania regresji (4) dają, jak łatwo zauważyć, obraz sezonowych zmian poziomu kosztów na skutek sezonowych fluktuacji sprzedaży detalicznej. Wyniki estymacji parametrów równania (4) ujęto w tablicy 2.

Tablica 2

Parametry opisowe modelu jednoimiennych podokresów kosztów względem wartości sprzedaży detalicznej w latach 1971-1975

Kwartał	Postać analityczna funkcji regresji	Współcz. β_k [8]	Parametry struktury stochastycznej		
			S_u	R^2	$V_{\hat{y}}$
1	$\hat{Y}_t = 2,247 + 0,142\ X_t$	0,979	0,451	0,960	4,0
2	$\hat{Y}_t = 0,978 + 0,171\ X_t$	0,998	0,157	0,996	1,3
3	$\hat{Y}_t = 1,666 + 0,129\ X_t$	0,973	0,446	0,958	3,8
4	$\hat{Y}_t = 2,888 + 0,126\ X_t$	0,316	0,988	0,988	2,3

Źródło: Obliczenia własne.

Zawarte w tablicy 2 parametry struktury stochastycznej wskazują, że stopień wyjaśniania zmienności kosztów przez przyjęte równania regresji należy ocenić jako bardzo wysoki. Dotyczy to wszystkich bez wyjątku kwartałów w badanym okresie. Otrzymane wyniki potwierdzają ponadto, że oceny parametrów strukturalnych w wyróżnionych sezonach różnią się między sobą dość istotnie. Świadczy to o różnej sile oddziaływania sprzedaży na koszty, a co za tym idzie jest przyczyną dyferencjacji kosztów w przekroju kwartalnym.

---

[8] Współczynnik β_k obliczono wg wzoru: $\beta_k = b_k \cdot \frac{\sigma x_k}{\sigma y_k}$

gdzie: σx_k - odchylenie standardowe sprzedaży w k-tym kwartale,
σy_k - odchylenie standardowe kosztów w k-tym kwartale.
Por. A. Goldberger, [3], s. 259-260.

Warto również zauważyć, że parametry równania regresji (4) mogą być wykorzystane w praktyce do wyodrębnienia dynamicznych kompleksów kosztów w postaci kosztów stałych i zmiennych. Jak bowiem wiadomo koszty, których wielkość nie zmienia się w związku ze zmianami rozmiarów świadczonych usług określa się mianem kosztów stałych (bądź kosztów inercji), koszty natomiast, które ulegają fluktuacjom jako funkcja ciągła wartości sprzedaży detalicznej nazywane są kosztami zmiennymi (kosztami aktywności)[9]. Koszty stałe, jak z tego wynika, związane są, generalnie biorąc, z gotowością jednostki handlowej,do świadczenia usług, koszty zmienne natomiast są ściśle zależne od rzeczywistych rozmiarów sprzedaży detalicznej. Należy wszakże zauważyć, że i koszty stałe ulegają pewnym zmianom, chociażby na skutek zmian cen, taryf i stawek, a także na skutek poszerzania potencjału obrotu towarowego[10]. Stąd też w praktyce występują trudności z prawidłowym zakwalifikowaniem kosztów do pozycji kosztów stałych bądź zmiennych. Odróżnienie kosztów stałych bądź zmiennych polega więc w gruncie rzeczy na wyodrębnieniu kosztów mniej lub bardziej zmiennych[11].

Biorąc pod uwagę poczynione wyżej spostrzeżenia, nietrudno spostrzec, że parametr a_k w równaniu regresji (4) reprezentuje koszty względnie stałe, a parametr b_k koszty zmienne. Skonfrontowanie ocen tych parametrów w poszczególnych kwartałach wskazuje, że występuje pewne zróżnicowanie kosztów stałych i zmiennych w ujęciu kwartalnym, przy czym sezonowa zmienność tych pierwszych wydaje się wyższa niż drugich.

Dla pełniejszego przedstawienia jak kształtuje się sezonowa zmienność kosztów obliczono dodatkowo współczynniki elastyczności kosztów względem wartości sprzedaży detalicznej, korzystając z relacji:

$$E^k_{Y/X} = \frac{d\,Y_k}{d\,X_k} \cdot \frac{X_k}{Y_k}$$

Wartości $E^k_{Y/X}$ dla niektórych wartości sprzedaży X w rozpatrywanych sezonach zmieszczono w tablicy 3.

Na podstawie obliczonych charakterystyk liczbowych można stwierdzić, że koszty są elastyczne względem wartości sprzedaży detalicznej we wszystkich kwartałach, przy czym stopień tej elastyczności jest najwyższy w kwartale drugim, najniższy natomiast w kwartale ostatnim. Łatwo również zauważyć, że koszty w przekroju kwartalnym wykazują degresję swego poziomu i to tym większą im wyższej sprzedaży odpowiadają. Oznacza to, że w ostateczności nie można spodziewać się ich obniżki li tylko poprzez wzrost rozmiarów świadczonych usług, jakkolwiek możliwości te, jak widać z obliczonych miar elastyczności, są niemałe. Warto także podkreślić, iż udział kosztów względnie stałych w kosztach całkowitych jest najwyższy w

---

[9] Por. Z. Zakrzewski, [6], s. 394-396.

[10] Por. G. Hennig, W.G. Wilke, [4], s. 113-116.

[11] W tym kontekście bardziej poprawne jest używanie zamiast pojęcia koszty stałe określenia koszty względnie stałe.

Tablica 3

Elastyczność kosztów względem wartości sprzedaży w ujęciu kwartalnym w latach 1971-1975

Kwartał 1		Kwartał 2		Kwartał 3		Kwartał 4	
X	$E_{y/x}$	X	$E_{y/x}$	X	$E_{y/x}$	X	$E_{y/x}$
50	0,760	50	0,897	65	0,834	70	0,753
60	0,791	60	0,913	75	0,853	80	0,777
70	0,816	70	0,924	85	0,868	90	0,797
75	0,826	80	0,933	90	0,875	100	0,814
80	0,835	85	0,937	95	0,880	110	0,828

Źródło: Obliczenia własne na podstawie tablicy 2.

kwartale czwartym, najniższy zaś w kwartale drugim, w którym to kwartale koszty najbardziej zbliżają się do kosztów proporcjonalnych. Poczynione uwagi potwierdzają więc wnioski jakie wysunęliśmy wcześniej, interpretując parametry regresji kosztów względem wartości sprzedaży w ujęciu kwartalnym.

Reasumując otrzymane w powyższym opracowaniu rezultaty, wydaje się, że stwarzają one podstawę do pewnych wniosków natury bardziej ogólnej. Po pierwsze potwierdzają one, iż zaprezentowana metoda, oprócz prostoty analitycznej, posiada również pewną wartość poznawczą w badaniu zmienności kosztów w okresach krótkich. Po drugie wskazują one na potrzebę uwzględnienia wahań sezonowych w modelowaniu kosztów handlu w okresach krótkich w celu podniesienia stopnia dokładności wyników tej analizy, pozwalając tym samym na określenie siły i kierunków oddziaływania składnika sezonowego na badane zjawisko. Po trzecie wreszcie, znajomość przyczyn i skutków sezonowości kosztów sprzyjać może łagodzeniu ujemnych następstw ekonomicznych tego zjawiska. Często bowiem, jak już podkreślaliśmy, spotykamy pogląd, wyrażający konieczność likwidacji fluktuacji sezonowych nie posiada swego uzasadnienia ekonomicznego. Chodzi bowiem nie tyle o zlikwidowanie zjawiska sezonowości, ile o poznanie go celem właściwego dostosowania do jego następstw czynników ekonomicznych, tak by zapewnić efektywne ich wykorzystanie w poszczególnych fazach cyklu sezonowego.

Literatura

[1] Z. Abramowicz, Zasady klasyfikacji i ewidencji kosztów w handlu detalicznym, PWE, Warszawa 1963.

[2] A. Barczak, Ekonometryczne metody badania kosztów produkcji. PWN, Warszawa 1971.
[3] A. Goldberger, Teoria ekonometrii, PWE, Warszawa 1972.
[4] G. Hennig, W.G. Wilke, O prawidłowościach rozwoju kosztów w handlu socjalistycznym, Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny, PWN, Warszawa - Poznań 1975/3.
[5] A. Witkowska, Statystyczne metody identyfikacji czynników określających poziom kosztów przedsiębiorstw handlu detalicznego, Poznań 1981, Archiwum Zakładu Statystyki i Demografii Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
[6] Z. Zakrzewski, Ekonomika handlu wewnętrznego, PWE, Warszawa 1972.
[7] Z. Zieliński, Ekonometryczne metody analizy wahań sezonowych. Zeszyty Naukowe Politechniki Szczecińskiej nr 112, Prace Monograficzne nr 55, Szczecin 1969.
[8] Z. Zieliński, Wybrane zagadnienia ekonometrii, Wydawnictwo Uczelniane Politechniki Szczecińskiej, Szczecin 1974.

STUDIES OF THE DYNAMICS OF ECONOMIC PHENOMENA WITH PERIODIC FLUCTUATIONS BY MEANS OF THE ONE- NAMED SUB-PERIODS METHOD

Summary

The paper is concerned with the problem of investigating variability of economic phenomena in a situation when they show the so-called regular fluctuations. Its solution was obtained through the application of the one-named sub-periods method. This method consists in analysis of the dynamics of the studied phenomena separately in particular sub-periods which compose the fluctuations cycle. Therefore it requires that the egzogenous variable and the endogenous variables should be characterized by similar harmonic structure, and particularly that they should present cyclical character of the same type of fluctuations. Therefore the starting point in this method was the recogaition of the harmonic structure of the time series of the studied economic variables which was obtained by means of simultaneous estimation of the evolution component and regular fluctuations component.

Empirical verification of the presented method was done on the basis of authentic source material from state enterprise "Dom Książki" in Poznań. This material concerned the costs and the effects of the enterprise's activity. This verification confirmed usefulness of the one-named sub-periods method in the studies of costs dynamics of an enterprise in cause-effect approach. In the course of the investigation it turned out that costs variability is determined not only by the evolution component of the volume of services but also by seasonal fluctuations.