Jacek JANKIEWICZ*

PRZYDATNOŚĆ TESTU KONIUNKTURALNEGO GUS DO OPISU ZMIAN AKTYWNOŚCI GOSPODARCZEJ W SEKTORZE BUDOWLANYM

Wstęp

W zmieniających się warunkach gospodarowania popyt na informacje wywołuje zainteresowanie efektami działań pojedynczych przedsiębiorstw, całych branż czy gospodarek jako systemów różnorakich podmiotów. Jedną z praktycznych przesłanek podejmowania analiz makroekonomicznych jest zapotrzebowanie na nie, zgłaszane ze strony polityki gospodarczej. Innym ważnym celem, przyświecającym badaczom tych problemów, jest rozwój teorii ekonomii. We współczesnej literaturze poświęcono też wiele miejsca badaniom koniunktury, jako procesom obejmującym swoją zmiennością właśnie okresy kilku- i kilkunastoletnie. Dokonujące się bowiem w wielu obszarach jednoczesne zmiany aktywności gospodarczej wywierają swój istotny wpływ na kondycję zarówno poszczególnych podmiotów ekonomicznych, jak i całych gospodarek.

Istotne miejsce w opisie działania systemu gospodarczego zajmuje analiza aktywności gospodarczej branży budowlanej. W teoretycznych bowiem interpretacjach genezy fluktuacji koniunkturalnych nakłady inwestycyjne są jednym z głównych czynników, wpływających na kondycję gospodarczą. Zmiany aktywności gospodarczej w budownictwie, jako części sektora dóbr inwestycyjnych, są więc również istotnym elementem ogólnogospodarczych oscylacji koniunkturalnych. Z tego zatem punktu widzenia możliwość prognozowania koniunktury w budownictwie wychodzi naprzeciw zapotrzebowaniu na informacje, zgłaszanemu tak przez producentów, jak i podmioty polityki gospodarczej.

* Jacek Jankiewicz, mgr, asystent, Katedra Mikroekonomii, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu.

Analizą i prognozowaniem aktywności gospodarczej zajmują się liczne ośrodki naukowe. W procesie opisu i prognozowania wykorzystywane są zarówno dane ilościowe, jak i jakościowe[1]. Ostatnie z nich, konstruowane na podstawie badań ankietowych, stanowią bogate źródło informacji na temat zachowań podmiotów gospodarczych. Odpowiednio zagregowane i kwantyfikowane, mogą być analizowane z wykorzystaniem metod statystyczno-ekonometrycznych.

Celem niniejszego artykułu jest określenie siły i rodzaju związków między wybranymi wskaźnikami jakościowymi a korespondującymi z nimi szeregami indeksów ilościowych, publikowanych w ramach oficjalnej statystyki. Odpowiedź na pytanie, czy dane jakościowe dobrze opisują dynamikę działalności gospodarczej w budownictwie, jest bowiem niezbędnym wstępem do prognozowania zmian zachodzących w tej branży.

1. Zakres badania i przekształcenia danych liczbowych

Problemem, jaki się pojawia przy wykorzystaniu informacji o charakterze jakościowym, jest jej kwantyfikacja. W przeważającej liczbie przypadków respondenci dokonują oceny zmian, które wystąpiły w badanych obszarach aktywności gospodarczej, wybierając warianty „wzrost", „bez zmian", „spadek". Ankietowani nie są proszeni natomiast o odpowiedź na pytania: „o ile" czy też „jak duża była zmiana". W celu porównań z danymi ilościowymi istnieje zatem potrzeba odpowiedniego przekształcenia odpowiedzi na pytania ankietowe. Sposób transformacji danych jakościowych w ilościowe zaproponowano na początku lat pięćdziesiątych. Poszukiwania odpowiedniej metody odbywały się w dwóch kierunkach. M. Theil przedstawił metodę probabilistyczną, którą udoskonalili później J.A. Carlson i J.M. Parkin[2]. Stworzono ją, opierając się na założeniu o subiektywnym rozkładzie prawdopodobieństwa, jakim kierują się respondenci, formułując oczekiwania co do analizowanych wielkości. Odmienny sposób kwantyfikacji danych jakościowych, nazywany metodą regresyjną, zaproponował O. Anderson[3]. Znacznie później jej modyfikację i uogólnienie opublikował M.N. Pesaran[4]. Metoda regresyjna jest wykorzystywana przede wszystkim do

---

[1] O. Brunet, *Calculation of Composite Leading Indicators: A Comparison of Two Different Methods*, 25rd CIRET Conference, Paris 2000, s. 3-4.

[2] J.A. Carlson, J.M. Parkin, *Inflation Expectations*, „Econometrica" 1975, nr 42, s. 123--138.

[3] O. Anderson, Jr, *The Business Test of the IFO-Institute for Economic Research, Munich and its Theoretical Model*, „Review of the International Statistical Institute" vol. 20, 1952, s. 1-17.

[4] M.N. Pesaran, *Expectations Formation and Macroeconomic Modelling*, w: *Contemporary Macroeconomic Modelling*, eds P. Malgrange, P. Muet, Blackwell 1984, s. 27-61.

pomiaru oczekiwań podmiotów rynkowych. W toku procedury szacowane jest równanie regresji, w którym zmienną opisywaną staje się ilościowa miara aktywności ekonomicznej, publikowana przez oficjalną statystykę. Rolę zmiennych opisujących odgrywają wtedy informacje pochodzące z ankiet, ujęte w formie odsetków odpowiedzi respondentów, stwierdzających poprawę sytuacji lub jej pogorszenie. Zdaniem S. Dasgupty i K. Lahiri podstawową ideą metody Pesarana jest określenie związku między aktualnymi oficjalnymi szeregami ilościowymi a ocenami sytuacji formułowanymi przez ankietowanych, co pozwala wykorzystywać tę wiedzę do kwantyfikowania oczekiwań tychże badanych jednostek[5].

Znacznie prostszym, jednocześnie powszechnie stosowanym sposobem kwantyfikacji odpowiedzi ankietowych jest szacowanie statystyk bilansowych. Statystyki, określane również saldami, powstają jako różnica między procentem odpowiedzi pozytywnych i negatywnych. Porównywalność zbieranych informacji zapewnia „ważenie" odpowiedzi respondentów za pomocą wartości produkcji budowlano-montażowej, ujętej w cenach stałych[6].

Wyniki kwantyfikacji informacji ankietowych za pomocą wymienionych procedur różnią się pod względem dopasowania wyspecyfikowanych miar do szeregów ilościowych. Metody probabilistyczna i regresyjna – w stosunku do statystyk bilansowych – charakteryzują się lepszymi rezultatami pod względem dokładności dopasowania do ilościowych miar. Salda wydają się jednak najbardziej odpowiednie do analizowania zmian koniunkturalnych. Mniejsza dokładność w podążaniu za zmianami wielkości referencyjnej (mierzona współczynnikiem korelacji liniowej) pozwala jednocześnie wykluczyć część fałszywych sygnałów, które mogą się pojawić w procesie prognozowania punktów zwrotnych w cyklu koniunkturalnym[7].

Badaniem koniunktury w budownictwie objęte są przedsiębiorstwa budowlane, należące do sekcji F działu 45 (budownictwo) Polskiej Klasyfikacji Działalności[8]. Co miesiąc na pytania ankietowe odpowiada około 2200 jednostek[9]. Kwestionariusze testu koniunktury obejmują zarówno zmienne, mające pokrycie w statystykach ilościowych, jak i opinie podmiotów gospodarczych o wielko-

[5] S. Dasgupta, K. Lahiri, *A Comparative Study of Alternative Methods of Quantifying Qualitative Survey Responses Using NAPM Data*, „Journal of Business & Economic Statistics" vol. 10, 1992, nr 4, s. 396.

[6] Na temat metod opracowywania wyników testu koniunktury por. M. Bieć, *Test koniunktury. Metody, techniki, doświadczenia*, „Prace i Materiały IRG" z. 48, SGH, Warszawa 1996, s. 71-80.

[7] S. Dasgupta, K. Lahiri, op.cit., s. 396.

[8] Rozporządzenie Rady Ministrów z dnia 20 stycznia 2004 r. w sprawie Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD), DzU z 2004 r., nr 33, poz. 289.

[9] *Badania koniunktury*, GUS, Warszawa 2003, s. 61.

ściach, które w statystyce ilościowej nie występują. Ostatnie z wymienionych stanowią więc element uzupełniający w stosunku do statystyki ilościowej. Zalety tego typu informacji wymieniane są w licznych publikacjach[10]. Dane jakościowe nie są jednak pozbawione wad, powodem krytyki jest m.in. ich słabe osadzenie w teorii czy subiektywny charakter odpowiedzi uczestników testu[11].

Niniejszym badaniem objęto wybrane wielkości ekonomiczne, opisujące sektor budowlany od lipca 1993 r. do grudnia 2003 r. Ramy czasowe analizy zostały określone dostępnością wykorzystywanych informacji, a dokładniej datą pierwszej publikacji jakościowych wskaźników koniunktury dla budownictwa.

W poniższym badaniu wykorzystano indeksy wartości produkcji w milionach złotych oraz dane na temat przeciętnego zatrudnienia w budownictwie. Jako korespondujące z nimi wskaźniki jakościowe wybrano wskaźnik wartości produkcji, aktualnej i przewidywanej, wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury oraz wskaźnik prognozy zatrudnienia w budownictwie[12]. Pytanie, które umieszczono w ankiecie, dotyczące produkcji sektora budowlanego, wraz z podanymi wariantami odpowiedzi, brzmiało następująco: „Wartość produkcji budowlano-montażowej na rynku krajowym wzrasta, pozostaje bez zmian, spada". Respondenci zostali poproszeni o udzielenie odpowiedzi z wyłączeniem wpływu czynnika sezonowego. Wydaje się jednak, że nie udało się całkowicie uniknąć trudności z proponowaną interpretacją opisywanych zmian. Śledząc kształtowanie się jakościowego wskaźnika diagnozy wartości produkcji, można dostrzec w tym szeregu czasowym wyraźną składową sezonową. Istotnym problemem w tego typu badaniach jest ponadto interpretacja odpowiedzi badanych jednostek. W pytaniu nie zawarto bowiem wyraźnej wskazówki na temat sposobu porównywania stanu obecnego z poprzednim. Wzrost (spadek) może więc w interpretacji respondentów dotyczyć miesiąca poprzedniego lub analogicznego okresu poprzedniego roku. Zasygnalizowany problem nabiera istotnego znaczenia w sytuacji porównywania tak pozyskanych jakościowych ocen z informacjami o charakterze ilościowym. W celu empirycznego rozstrzygnięcia tego zagadnienia postanowiono zbadać związki jakościowych wskaźników koniunktury z dwoma postaciami indeksów, dotyczących sprzedaży produkcji budowlano-montażowej.

---

[10] Zob.: *Koniunktura gospodarcza Polski*, red. M. Rekowski, Wydawnictwo Akademia, Poznań 1997, s. 61-62; E. Adamowicz, *Użyteczność badań koniunktury dla polityki makroekonomicznej*, w: *Analiza tendencji rozwojowych w polskiej gospodarce na podstawie testu koniunktury*, „Prace i Materiały IRG" z. 70, SGH, Warszawa 2001, s. 17-18.

[11] M. Lubiński, *Analiza koniunktury i badanie rynków*, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa 2002, s. 255.

[12] W związku ze zmianami klas wielkości przedsiębiorstw, które wprowadzono w styczniu 2000 r., w pracy posłużono się odpowiednio przeliczonymi od początku badania szeregami koniunktury w budownictwie. Informacje zmodyfikowane wstecz otrzymano, składając odpowiednie zamówienie w Głównym Urzędzie Statystycznym w Warszawie.

Do obliczenia odpowiednich miar wartości sprzedaży posłużono się szeregiem sprzedaży produkcji budowlano-montażowej w milionach złotych, który przeliczono na ceny stałe z grudnia 1995 r. Z danych usunięto składnik sezonowy, stosując procedurę Census II/X-11. Eliminacja składowej sezonowej dokonywana jest wtedy poprzez iteracyjne wygładzanie szeregu czasowego odpowiednio dobieranymi średnimi ruchomymi. Zastosowane postępowanie umożliwia usunięcie z obserwacji także zmian przypadkowych.

Ostatecznie w dalszej analizie posłużono się miernikami dynamiki, konstruowanymi zgodnie z formułą:

$$ISPB_t^k = \frac{y_t - y_{t-k}}{y_{t-k}} \times 100,$$

gdzie:

$ISPB_t$ – indeks sprzedaży produkcji budowlano-montażowej w okresie t,
y_t – poziom zjawiska w okresie t,
y_{t-k} – poziom zjawiska w okresie $t - k$ ($k = 1$ lub 12).

Wykorzystanie w przyjętym sposobie analizy przyrostów zmiennych ma także dodatkowe uzasadnienie. Metoda kwantyfikacji danych jakościowych pozwala w otrzymywanych szeregach wykluczyć występowanie tendencji rozwojowej[13]. W szeregu produkcji sprzedanej występuje natomiast wyraźny trend. Jak wskazują W.W. Charemza i D.F. Deadman, obliczanie przyrostów obserwowanych wielkości jest skuteczną metodą pozbywania się tendencji rozwojowej[14]. Ponadto w związku z tym, iż przyrosty względne są wielkościami niemianowanymi, można je stosować do porównań zjawisk wyrażonych w różnych jednostkach miary.

2. Wyniki analizy

Po przekształceniu wybranych wielkości do pożądanej postaci określono intensywność i rodzaj związków. Występujące między analizowanymi szeregami zależności liniowe zbadano, posługując się miarą korelacji wzajemnych dla przesunięć czasowych ±24 miesiące. Wyniki badania zawiera tabela 1.

[13] M. Drozdowicz-Bieć, *Charakterystyka wskaźników wyprzedzających*, w: *Diagnozy i prognozy stanu gospodarki w świetle badań koniunktury*, „Prace i Materiału IRG" z. 73, SGH, Warszawa 2002, s. 42-43.

[14] W.W. Charemza, D.F. Deadman, *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997, s. 52-53.

Tabela 1

Macierz korelacji między indeksami ilościowymi a jakościowymi wskaźnikami koniunktury

Indeksy ilościowe	Jakościowe wskaźniki koniunktury	Przesunięcie w miesiącach	Współczynnik korelacji
$ISPB^{1}$	WPB	–10	0,72
$ISPB^{12}$	WPB	–1	0,88
$ISPB^{1}$	PWPB	–10	0,75
$ISPB^{12}$	PWPB	–6	0,88
$ISPB^{1}$	KLB	–10	0,76
$ISPB^{12}$	KLB	–1	0,87
$IPZB^{1}$	PZR	+4	0,77
$IPZB^{12}$	PZR	+10	0,87

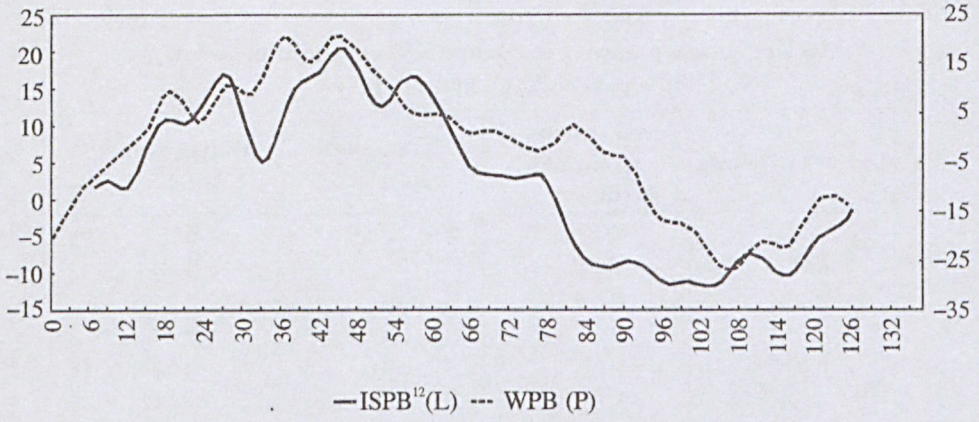
Objaśnienia: $ISPB^{k}$ – indeks sprzedaży produkcji budowlano-montażowej, dla $k = 1$ lub 12; $IPZB^{k}$ – indeks przeciętnego zatrudnienia w budownictwie, dla $k = 1$ lub 12; WPB – wskaźnik wartości produkcji budowlano-montażowej; PWPB – wskaźnik prognozy wartości produkcji; KLB – wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury w budownictwie; PZR – wskaźnik prognozy zatrudnienia w zakresie działalności budowlano-montażowej.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS.

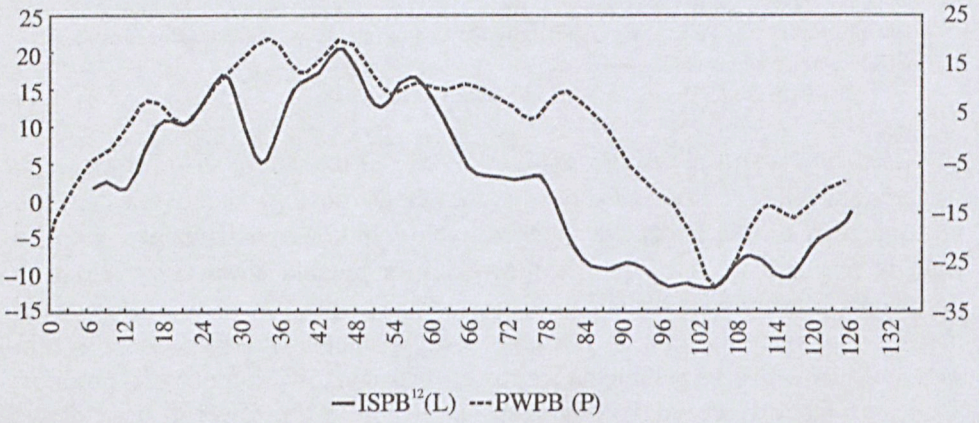
Najwyższe wartości współczynników korelacji uzyskano, stosując przyrosty względne wielkości ilościowych w stosunku do analogicznego miesiąca poprzedniego roku. Na podstawie otrzymanych wyników można zatem wnioskować, iż respondenci, udzielając odpowiedzi na pytania zawarte w ankietach, porównują obecny stan badanego zjawiska z jego poziomem w analogicznym okresie poprzedniego roku. Wykazane kierunki zależności są zgodne z oczekiwaniami. Również przesunięcia czasowe wskaźników diagnozy i prognozy względem indeksu sprzedaży produkcji budowlano-montażowej są prawidłowe. W tabeli podano najwyższe wartości współczynników korelacji. W przypadku wskaźnika WPB bardzo zbliżoną, wysoką wartość otrzymano także dla wyprzedzenia o trzy miesiące (0,87). Pamiętając dodatkowo, że w pytaniu dotyczącym oczekiwań wartości produkcji zakłada się trzymiesięczny horyzont czasowy, sześciomiesięczne wyprzedzenie wielkości PWPB nie budzi zastrzeżeń.

Zamieszczone wykresy przedstawiają zmienność par wielkości, które bezpośrednio porównywano. Rozpatrując przydatność wskaźnika wartości produkcji do prognozowania ilościowych zmian w sektorze budowlanym, warto pamiętać o tym, że nie jest to miara produkcji sprzedanej, ale raczej aktywności produkcyjnej[15]. Z tego punktu widzenia wymieniony wskaźnik powinien wykazywać

[15] O. Anderson, Jr, op.cit., s. 6.



Wykres 1. Wskaźnik wartości produkcji budowlano-montażowej i indeks sprzedaży produkcji budowlano-montażowej
Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS, Statistica 5.5 pl

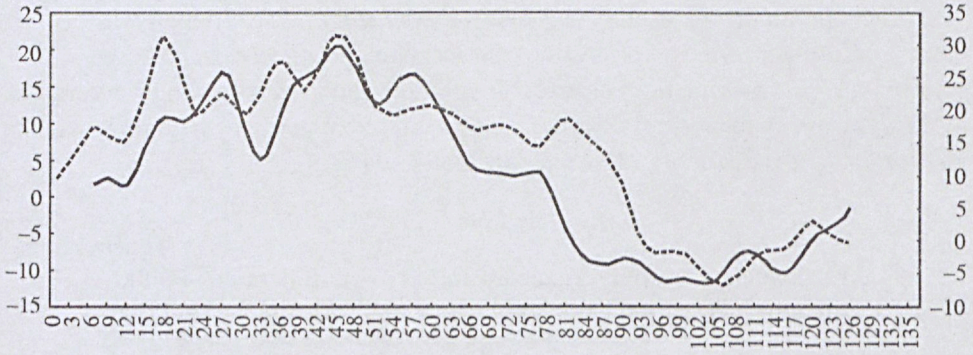


Wykres 2. Wskaźnik prognozy wartości produkcji budowlano-montażowej i indeks sprzedaży produkcji budowlano-montażowej
Źródło: Jak wykres 1

wartość prognostyczną. Nie bez znaczenia jest również szybkość pozyskiwania tego typu materiału badawczego w porównaniu z danymi ilościowymi.

Trudny do zaakceptowania wynik otrzymano, badając współzmienność indeksu przeciętnego zatrudnienia w budownictwie i wskaźnika prognozy zatrudnienia. Przesunięcie czasowe, odpowiadające najwyższym poziomom współczynnika korelacji, sugeruje opóźniony charakter wskaźnika jakościowego. Wzrokowa analiza wykresu porównującego obie wielkości (wykres 4) daje podstawy, by wątpić w pełną wiarygodność otrzymanego wyniku. Wydaje się, że po-

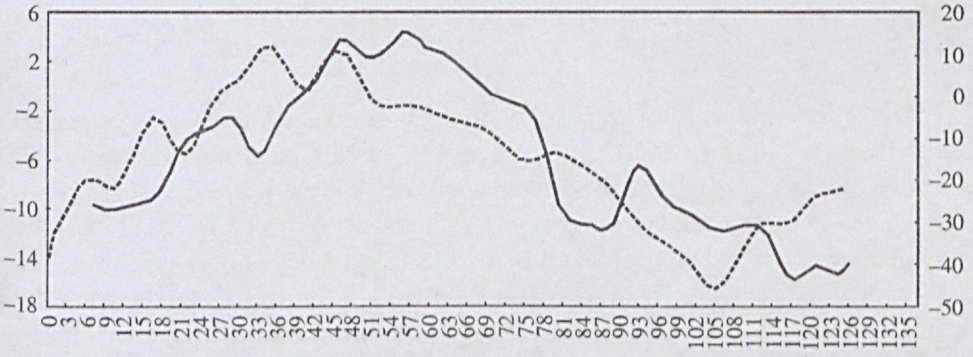
wodem może być pewna niedoskonałość zastosowanej metody. Mierzenie liniowego związku w dłuższym okresie, w którym występują krótkotrwałe, lecz wyraźne fluktuacje zmiennej, może dać niepewne, trudne do zinterpretowania wyniki.



—ISPB[12](L) --- KLB (P)

Wykres 3. Wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury w budownictwie i indeks sprzedaży produkcji budowlano-montażowej

Źródło: Jak wykres 1



—IPZB[12](L) --- PZR (P)

Wykres 4. Wskaźnik prognozy zatrudnienia w zakresie działalności budowlano-montażowej i indeks przeciętnego zatrudnienia w budownictwie

Źródło: Jak wykres 1

Przyjmując, że oceny sytuacji gospodarczej, formułowane przez respondentów, są także w pewnym stopniu miarą ich nastrojów, te ostatnie zaś wpływają na decyzje, jakie uczestnicy badania podejmują, postanowiono zbadać przyczynowość ekonometryczną. Jak zaznaczają W.W. Charemza i D.F. Deadman,

w ekonometrii przyczynowość oznacza raczej przewidywanie niż tworzenie, a cytowana przez nich uproszczona definicja brzmi następująco: zmienna x jest przyczyną y w sensie Grangera, jeżeli bieżące wartości y można prognozować z większą dokładnością przy użyciu przeszłych wartości x niż bez ich wykorzystania, przy niezmienionej pozostałej informacji[16]. Test Grangera pozwala także wskazać optymalne przesunięcia czasowe poszczególnych zmiennych, co jest istotną informacją w ewentualnych oszacowaniach prognostycznych.

Badanie powtarzano dla poszczególnych przesunięć czasowych do momentu, w którym nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku związku przyczynowego. Rezultaty obliczeń zawiera tabela 2.

Tabela 2

Ekonometryczna przyczynowość między wskaźnikami dynamiki zmiennych ilościowych a jakościowymi wskaźnikami koniunktury

Indeksy ilościowe	Jakościowe wskaźniki koniunktury	Przesunięcie w miesiącach	Prawdopodobieństwo
$ISPB^{12}$	WPB	2	0,0207
$ISPB^{12}$	PWPB	2	0,0455
$ISPB^{12}$	KLB	10	0,0362
$IPZB^{12}$	PZR	12	0,0296

Zależności wykazane wcześniej w analizie korelacji krzyżowej zostały potwierdzone wynikami testów Grangera. Jak wynika z zaprezentowanych obliczeń, współzmienność analizowanych wielkości można wiązać z występowaniem między nimi związków przyczynowych. Wartość prognostyczna wskaźników diagnozy i prognozy produkcji budowlanej jest stosunkowo niewielka. Jednak biorąc pod uwagę szybkość pozyskiwania informacji metodą testu koniunktury, można przyjąć, iż poza diagnostycznym charakterem istnieje możliwość ich wykorzystania do krótkookresowych prognoz aktywności ekonomicznej w budownictwie.

Zastosowana metoda identyfikacji średniookresowych zmian aktywności w sektorze budowlanym wywarła wpływ na periodyzację analizowanych wielkości. Miary, opisujące fluktuacje produkcji budowlano-montażowej, tak ilościowe, jak i jakościowe, informują o wystąpieniu w pierwszej połowie 1997 r. górnego punktu zwrotnego. Obserwowana od tego momentu faza spadkowa dobiegła końca na przełomie lat 2001 i 2002. Należy podkreślić, że otrzymana periodyzacja punktów zwrotnych i faz aktywności ekonomicznej może różnić

[16] W.W. Charemza, D.F. Deadman, op.cit., s. 157-158.

się w zależności od sposobu wyodrębniania oscylacji cyklicznych[17]. Identyfikacja fluktuacji koniunkturalnych w sektorze budowlanym, rozumianych jednak w kategoriach odchyleń od trendu, prowadzi do innego usytuowania górnego punktu zwrotnego, który zaobserwowano w latach dziewięćdziesiątych[18].

Podsumowanie

Specyfika informacji pozyskiwanych metodą testu koniunktury wyklucza zastosowanie w stosunku do nich metod ilościowych. Taką możliwość stwarza przekształcenie wyników odpowiedzi na pytania zawarte w ankietach do postaci ilościowych szeregów, czyli kwantyfikacja. W badaniu przeanalizowano związki między jakościowymi wskaźnikami koniunktury a odpowiadającymi im zmiennymi ilościowymi. Szukanie siły i charakteru zależności poprzedziło obliczenie alternatywnych indeksów dynamiki.

Z przedstawionych wartości współczynników korelacji wynika, że respondenci, formułując opinie na temat zmian badanych wielkości w danym momencie, w swoich porównaniach odwołują się do stanu z analogicznego okresu poprzedniego roku. Poziom współczynników korelacji informuje o istotnej zbieżności oscylacji sprzedaży produkcji budowlano-montażowej i zmienności wybranych wskaźników jakościowych. Otrzymane rezultaty potwierdzono analizą ekonometrycznej przyczynowości w sensie Grangera. Na jej podstawie przyjęto, że między analizowanymi miarami występują związki przyczynowe.

Bibliografia

Adamowicz E., *Użyteczność badań koniunktury dla polityki makroekonomicznej*, w: *Analiza tendencji rozwojowych w polskiej gospodarce na podstawie testu koniunktury*, „Prace i Materiały IRG" z. 70, SGH, Warszawa 2001.

Adamowicz E., Dudek S., Walczyk K., *Wykorzystanie wyników testu koniunktury do prognoz krótkoterminowych*, „Prace i Materiały IRG" z. 73, SGH, Warszawa 2002.

Anderson O., Jr, *The Business Test of the IFO-Institute for Economic Research, Munich and its Theoretical Model*, „Review of the International Statistical Institute" vol. 20, 1952.

[17] D. Hübner, M. Lubiński, W. Małecki, Z. Matkowski, *Koniunktura gospodarcza*, PWE, Warszawa 1994, s. 20.

[18] Zob. w: J. Jankiewicz, *Prognozowanie koniunktury budownictwa i przemysłu na podstawie wskaźników jakościowych*, w: *Wskaźniki wyprzedzające jako metoda prognozowania koniunktury w Polsce*, red. M. Rekowski, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2003, s. 167-169.

Bieć M., *Test koniunktury. Metody, techniki, doświadczenia*, „Prace i Materiały IRG" z. 48, SGH, Warszawa 1996.

Brunet O., *Calculation of Composite Leading Indicators: A Comparison of Two Different Methods*, 25rd CIRET Conference, Paris 2000.

Carlson J.A., Parkin J.M., *Inflation Expectations*, „Econometrica" 1975, nr 42.

Charemza W.W., Deadman D.F., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.

Dasgupta S., Lahiri K., *A Comparative Study of Alternative Methods of Quantifying Qualitative Survey Responses Using NAPM Data*, „Journal of Business & Economic Statistics" vol. 10, 1992, nr 4.

Drozdowicz-Bieć M., *Charakterystyka wskaźników wyprzedzających*, w: *Diagnozy i prognozy stanu gospodarki w świetle badań koniunktury*, „Prace i Materiału IRG" z. 73, SGH, Warszawa 2002.

Hübner D., Lubiński M., Małecki W., Matkowski Z., *Koniunktura gospodarcza*, PWE, Warszawa 1994.

Jankiewicz J., *Prognozowanie koniunktury budownictwa i przemysłu na podstawie wskaźników jakościowych*, w: *Wskaźniki wyprzedzające jako metoda prognozowania koniunktury w Polsce*, red. M. Rekowski, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2003.

Koniunktura gospodarcza Polski, red. M. Rekowski, Wydawnictwo Akademia, Poznań 1997.

Lubiński M., *Analiza koniunktury i badanie rynków*, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa 2002.

Matkowski Z., Nilsson R., *Analiza zgodności między wybranymi wskaźnikami testu przemysłowego a indeksem produkcji przemysłowej GUS*, w: *Z prac nad syntetycznymi wskaźnikami koniunktury dla gospodarki polskiej*, red. Z. Matkowski, „Prace i Materiały IRG" z. 51, SGH, Warszawa 1997.

Pesaran M.N., *Expectations Formation and Macroeconomic Modelling*, w: *Contemporary Macroeconomic Modelling*, eds P. Malgrange, P. Muet, Blackwell 1984.

Rocki M., Tabeau A., *Kwantyfikacja jakościowych danych ankietowych dla produkcji przemysłu w Polsce*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych" 1995, z. 2, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 1995.

ADVANTAGE OF USING BUSINESS TENDENCY TEST GUS TO DESCRIBE CHANGES OF ECONOMIC ACTIVITY IN CONSTRUCTION SECTOR

Summary

The study analyses relationship between business tendency indicators and quantitative variables linked with them, used for description of situation in the construction sector. To compare the data described in few different units, several values of sales in the con-

struction and assembly industry were calculated as relative differences. Those indicators of growth were compared to business tendency indicators published by GUS.

To order to measure strength of relations and time lags between time series, a method of cross correlations and Granger causality test were used.

The results indicate that respondents base on timeframe from previous year when forming expectations about situation in the construction sector. Substantial convergence of oscillations of sales in construction and assembly production and changes of quality indicators was also observed.