

ROZDZIAŁ 11

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

1. Wstęp

W zmieniających się warunkach gospodarowania popyt na informację wywołuje zainteresowanie efektami działań pojedynczych przedsiębiorstw, całych branż, czy gospodarek jako systemów różnorodnych podmiotów. Jedną z praktycznych przesłanek podejmowania analiz makroekonomicznych jest zapotrzebowanie na nie, zgłaszane ze strony polityki gospodarczej. Innym ważkim 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 kilkunasto-letnie. Dokonujące się bowiem w wielu obszarach, jednocześnie 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 informację zgłaszanemu tak przez producentów, jak i podmioty polityki gospodarczej.

Analizą i prognozowaniem aktywności gospodarczej zajmują się liczne ośrodki naukowe. W procesie opisu i prognozowania wykorzystywane są zarówno dane ilościowe, jak i jakościowe¹. 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.

2. 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,

¹ O. Brunet, Calculation of composite leading indicators: a comparison of two different methods, 25rd CIRET Conference, Paris 2000, s. 3-4

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. Parkin². Stworzono ją w oparciu o założenie o subiektywnym rozkładzie prawdopodobieństwa, jakim kierują się respondenci formułując oczekiwania odnośnie analizowanych wielkości. Odmienny sposób kwantyfikacji danych jakościowych, nazywany metodą regresyjną, zaproponował O. Anderson³. Znacznie później, jej modyfikację i uogólnienie opublikował M. N. Pesaran⁴. Metoda regresyjna, jest wykorzystywana przede wszystkim do 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 oraz jej pogorszenie. Zdaniem S. Dasgupty i K. Lahiri, podstawową ideą stojącą za metodą Pesariana jest określenie związku między aktualnymi oficjalnymi szeregami ilościowymi, a ocenami sytuacji formułowanymi przez ankietowanych, co pozwala wykorzystać tę wiedzę do kwantyfikowania oczekiwań tychże badanych jednostek⁵.

Znacznie prostszym, jednocześnie powszechnie stosowanym sposobem kwantyfikacji odpowiedzi ankietowych, jest szacowanie statystyk bilansowych. Statystyki, określane również saldami, powstają jako różnica między procentem ilości odpowiedzi pozytywnych i negatywnych. Porównywalność zbieranych informacji zapewnia „ważenie” odpowiedzi respondentów przy pomocy wartości produkcji budowlano-montażowej, ujętej w cenach stałych⁶.

Wyniki kwantyfikacji informacji ankietowych przy pomocy 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 koniunkturalnym⁷.

Badaniem koniunktury w budownictwie objęte są przedsiębiorstwa budowlane, należące do sekcji F działu 45 (budownictwo) Polskiej Klasyfikacji Działalności⁸. Co miesiąc na pytania ankietowe odpowiada około 2200 jednostek⁹. Kwestionariusze testu koniunktury obejmują zarówno zmienne mające pokrycie w statystykach ilościowych, jak i opinie

² J. A. Carlson, J. M. Parkin, *Inflation expectations*, *Econometrica* 1975 no 42, s. 123-138

³ O. Jr. Anderson, *The business test of the IFO-Institute for Economic Research, Munich and its theoretical model*, w: *Review of the International Statistical Institute*, 1952 Vol. 20, s. 1-17

⁴ M.N. Pesaran, "Expectations formation and macroeconomic modelling" w: P. Malgrange and P. Muet, eds., *Contemporary Macroeconomic Modelling*, Blackwell 1984, s. 27-61

⁵ S. Dasgupta, K. Lahiri, *A Comparative Study of Alternative Methods of Quantifying Qualitative Survey Responses Using NAPM Data*, *Journal of Business & Economic Statistics*, October 1992, Vol. 10, No. 4, s. 396

⁶ Na temat metod opracowywania wyników testu koniunktury czytaj w: M. Bieć, *Test koniunktury. Metody, techniki, doświadczenia*, *Prace i Materiały IRG*, Zeszyt nr 48, SGH Warszawa 1996, s. 71-80

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

⁸ *Dziennik Ustaw* Nr 33, Warszawa dnia 2 marca 2004, Rozporządzenie Rady Ministrów, Pozycja 289 z dnia 20 stycznia 2004 r., w sprawie Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD)

⁹ *Badania Koniunktury*, GUS, Warszawa 2003, s. 61

podmiotów gospodarczych o wielkościach, 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 publikacjach¹⁰. Dane jakościowe nie są jednak pozbawione wad, powodem krytyki jest między innymi ich słabe osadzenie w teorii czy subiektywny charakter odpowiedzi uczestników testu¹¹.

Niniejszym badaniem objęto wybrane wielkości ekonomiczne, opisujące sektor budowlany od lipca 1993 do grudnia 2003 roku. 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 budownictwie¹². 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 dokładnej 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.

Do obliczenia odpowiednich miar wartości sprzedaży, posłużono się szeregiem sprzedaży produkcji budowlano-montażowej w milionach złotych, który przeliczono na ceny stałe z XII 1995 roku. Z danych usunięto składniki sezonowe, 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:

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

gdzie: $ISPB_t$ -indeks sprzedaży produkcji budowlano-montażowej w okresie t ,

¹⁰ Zobacz: 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, SGH Warszawa 2001, s. 17-18

¹¹ M. Lubiński, Analiza koniunktury i badanie rynków, DW 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.

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 rozwojowej¹³. 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 rozwojowej¹⁴. Ponadto, w związku z tym, iż przyrosty względne są wielkościami niemianowanymi, można je stosować do porównań zjawisk wyrażonych w różnych jednostkach miary.

3. 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.

Tabela 1

Macierz korelacji między indeksami ilościowymi a jakościowymi wskaźnikami koniunktury

Indeksy ilościowe	Jakościowe wskaźniki koniunktury	Przesunięcia w miesiącach	Współczynniki korelacji
ISP ₁	WPB	-10	0,72
ISP ₁₂	WPB	-1	0,88
ISP ₁	PWPB	-10	0,75
ISP ₁₂	PWPB	-6	0,88
ISP ₁	KLB	-10	0,76
ISP ₁₂	KLB	-1	0,87
IPZ ₁	PZR	+4	0,77
IPZ ₁₂	PZR	+10	0,87

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Gdzie:

ISP^k - indeks sprzedaży produkcji budowlano-montażowej, dla $k=1$ lub 12

IPZ^k - indeks przeciętnego zatrudnienia w budownictwie, dla $k=1$ lub 12

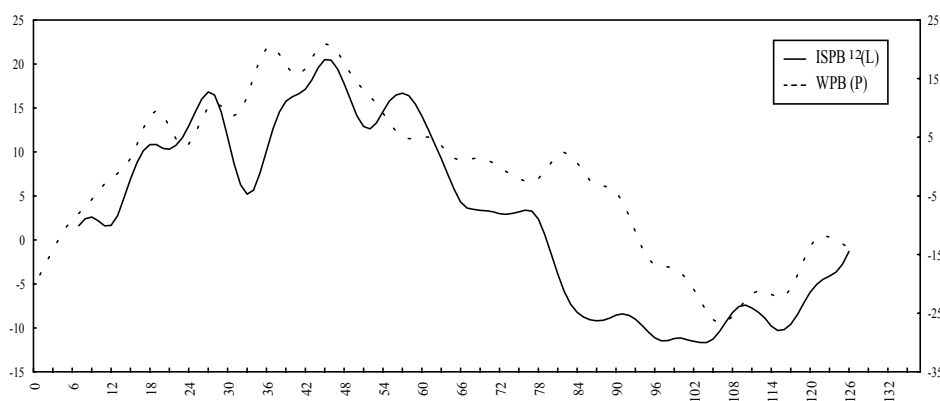
¹³ Porównaj: M. Drozdowicz-Bieć, Charakterystyka wskaźników wyprzedzających, w: Diagnozy i prognozy stanu gospodarki w świetle badań koniunktury, Prace i Materiały IRG, Zeszyt nr 73, SGH Warszawa 2002, s. 42-43

¹⁴ W.W.Charemza, D. F. Deadman, Nowa Ekonometria, PWE, Warszawa 1997, s. 52-53

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.

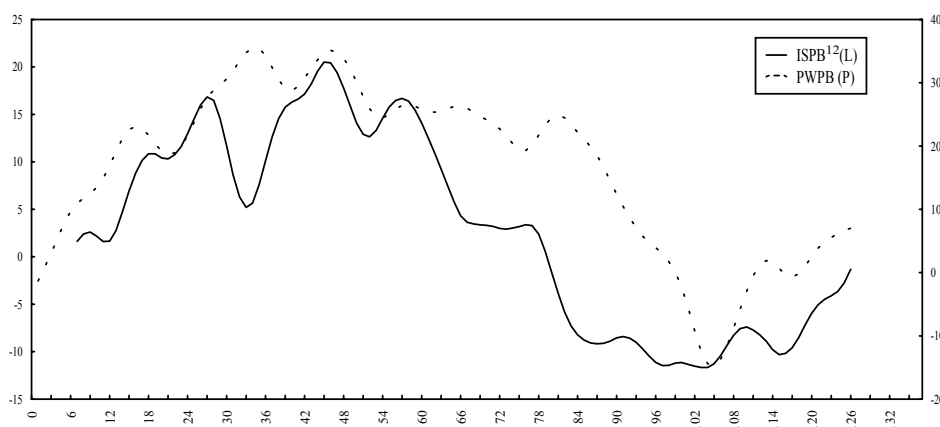
Najwyższe wartości współczynników korelacji uzyskano stosując przyrosty względne wielkości ilościowych w stosunku do analogicznego miesiąca poprzedniego roku. Na podstawie otrzymanych wyników można zatem wnioskować, iż respondenci udzielając odpowiedzi na pytania zawarte w ankietach, porównują obecny 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 PWPBW nie budzi zastrzeżeń.

Zamieszczone wykresy przedstawiają zmienność par wielkości, które bezpośrednio porównywano.



Wykres 1. Wskaźnik wartości produkcji budowlano-montażowej i indeks sprzedaży produkcji budowlano-montażowej.

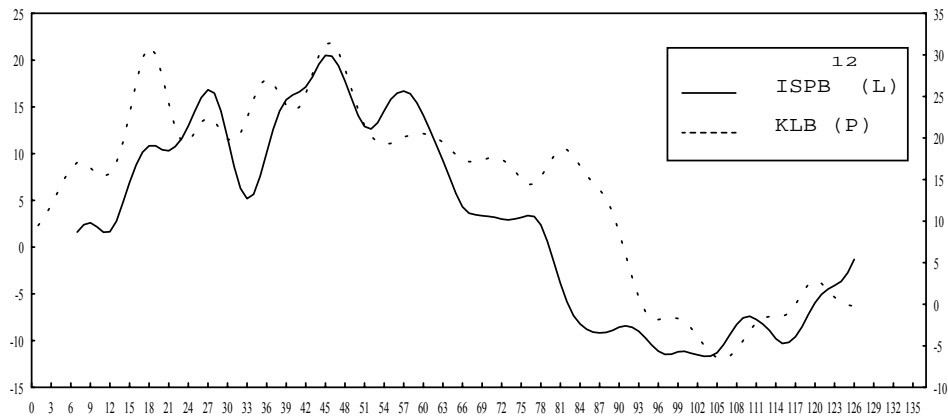
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS, Statistica 5.5 pl



Wykres 2. Wskaźnik prognozy wartości produkcji budowlano-montażowej i indeks sprzedaży produkcji budowlano-montażowej.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS, Statistica 5.5 pl

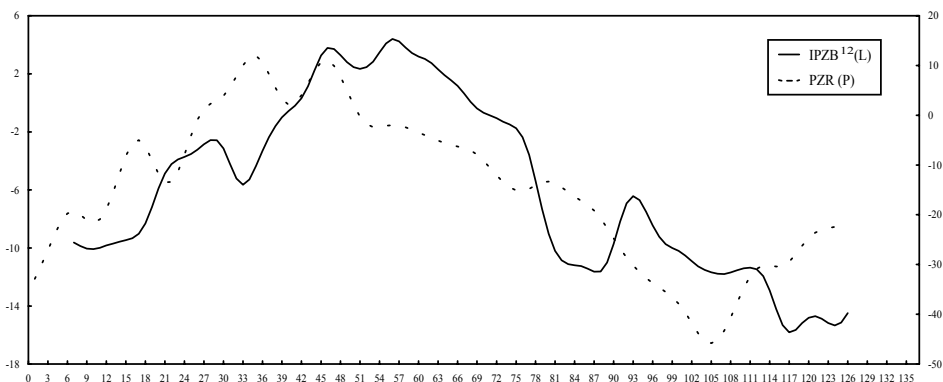
Rozpatrując przydatność wskaźnika wartości produkcji do prognozowania ilościowych zmian w sektorze budowlanym warto pamiętać o tym, że nie jest to miara produkcji sprzedanej, ale raczej aktywności produkcyjnej¹⁵. Z tego punktu widzenia wymieniony wskaźnik powinien wykazywać wartość prognostyczną. Nie bez znaczenia jest również szybkość pozyskiwania tego typu materiału badawczego w porównaniu z danymi ilościowymi.



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

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS, Statistica 5.5 pl

Trudny do zaakceptowania wynik otrzymano badając współzmiennność indeksu przeciętnego zatrudnienia w budownictwie i wskaźnika prognozy zatrudnienia. Przesunięcie czasowe odpowiadające najwyższemu 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 powodem 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.



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

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS, Statistica 5.5 pl

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

¹⁵ zob.: O. Anderson, op. cit., s. 6

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 nie zmienionej pozostałej informacji¹⁶. 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

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Zależności wykazane wcześniej w analizie korelacji krzyżowej zostały potwierdzone wynikami testów Grangera. Jak wynika z zaprezentowanych obliczeń, współzmiennosc 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 roku górnego punktu zwrotnego. Obserwowana od tego momentu faza spadkowa dobiegła końca na przełomie lat 2001 i 2002. Należy podkreślić, iż otrzymana periodyzacja punktów zwrotnych i faz aktywności ekonomicznej może różnić się w zależności od sposobu wyodrębniania oscylacji cyklicznych¹⁷. Identyfikacja fluktuacji koniunkturalnych w sektorze budowlanym, rozumianych jednak w kategoriach odchylenia od trendu, prowadzi do innego usytuowania górnego punktu zwrotnego, który zaobserwowano w latach dziewięćdziesiątych¹⁸.

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

¹⁷ D. Hübner, M. Lubiński, W. Małecki, Z. Matkowski, Koniunktura gospodarstwa, PWE, Warszawa 1994, s. 20

¹⁸ Zobacz 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

4. 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 oraz 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.