

METODY BADANIA CYKLI KONIUNKTURY NA PODSTAWIE SZEREGÓW CZASOWYCH*

1. Przyczyny wahań koniunktury w gospodarce

Fluktuacje zjawisk ekonomicznych o charakterze cyklicznym są od dawna przedmiotem rozważań i badań zarówno ekonomistów i statystyków, a ostatnio również ekonometryków. Poszczególni ekonomiści upatrywali przyczyny istnienia cykli koniunkturalnych w oddziaływaniu różnych zjawisk. W literaturze ekonomicznej znane są 3-letnie cykle Kitchina wywołane zmianami zapasów, 9-letnie cykle Juglara, długie cykle (15-20 lat) charakterystyczne dla budownictwa (cykle Kuzneta) i wreszcie długofalowe zmiany 40 - 60 lat wywoływane zdaniem Kondratiewa zasadniczymi przemianami w technice.

Holistyczne podejście do zjawisk ekonomicznych nie wyklucza wyodrębnienia różnych grup czynników wywołujących wahania koniunktury. Oczywisty jest podział na czynniki zewnętrzne oraz wewnętrzne. Wśród czynników egzogenicznych można wyróżnić takie, które poddają się przewidywaniom i są związane z ewolucją szeroko rozumianych procesów społeczno-ekonomicznych oraz czynniki trudne do przewidzenia, noszące charakter zmiany innowacyjnej. Terminy „innowacja” i „katastrofa” są używane dla podkreślenia nagłej i radykalnej zmiany o znaczących dla otoczenia skutkach. W tym też sensie używa się terminu „teoria katastrof” w matematyce, dla określenia działu matematyki zajmującego się badaniem nieciągłości funkcji, oraz w odniesieniu do innowacji, w przypadku radykalnej zmiany w realizacji zjawiska o naturze stacjonarnego procesu stochastycznego. Przykładem egzogenicznego czynnika katastroficznego, wywołującego zagrożenia gospodarcze, była np. wojna w Zatoce Perskiej i skokowy, gwałtowny wzrost cen ropy naftowej. Natomiast dokonująca się w krajach rozwiniętych rewolucja przemysłowa stanowi przykład procesu zewnętrznego, którego efekt można przewidzieć, a oddziaływanie tych efektów na koniunkturę gospodarczą może być - przynajmniej początkowo - negatywne.

* Skrócona wersja opracowania pod tym samym tytułem przygotowanego w projekcie badawczym KBN nr 1P110 023 06. Ten sam tekst, w nieco krótszej postaci, został opublikowany w „Ekonomiście” 1995 nr 4, s. 609-626. Końcowy fragment zawiera wyniki empirycznych badań prowadzonych w ZBSE GUS i PAN od 1992 r.

Wśród czynników wewnętrznych należy wyróżnić przede wszystkim czynniki behawioralne, instytucjonalne, strukturalne oraz czynniki o charakterze sztywno ograniczających barier oddziałujących przez długi czas.

Czynniki behawioralne obejmują sferę zachowań podmiotów gospodarczych, a więc przedsiębiorstw, instytucji i grup społecznych oraz gospodarstw domowych. Sfera zachowań, a więc reakcji na dokonujące się zmiany otoczenia jest zazwyczaj konserwatywna, trudno poddająca się innowacjom i z tego też powodu niezwykle ważna. Można wprawdzie mieć wątpliwości, czy istnieje możliwość oceny wpływu sfery zachowań na wahania koniunkturalne, z uwagi na kłopoty z kwantyfikacją oddziaływań behawioralnych. Jednakże wykorzystanie w niektórych przypadkach wielkości symptomatycznych może rozwiązać ten problem. Na przykład liczba strajków i protestów, która jest wielkością obserwowalną, może pełnić rolę zmiennej symptomatycznej, odzwierciedlającej nastroje grup społecznych i wytrzymałość na obniżkę dochodów realnych. Zmiany poziomu oszczędności, wielkości popytu na akcje, papiery wartościowe i domy są zmiennymi obserwowalnymi, na podstawie których można wnioskować o skłonności do oszczędzania i inwestowania, a więc o reakcjach behawioralnych wywołujących fluktuacje w gospodarce.

Typowym oddziaływaniem behawioralnym ze strony przedsiębiorstw jest niska skłonność innowacyjna w różnych dziedzinach przedsiębiorczości, np. w dziedzinie organizacyjnej i technologicznej, wywołana długotrwałym brakiem konkurencji i możliwościami łatwego zbytu towarów i usług. Gospodarka rynkowa w znacznej mierze wyeliminowała tego typu zagrożenia, natomiast w Polsce, po 45 latach utrwalonych nawyków realizacji nakazów z góry i łatwości zbytu, a także łatwości uzyskiwania środków, potrzeba czasu na ukształtowanie właściwych reakcji behawioralnych.

Oddziaływanie behawioralne ze strony instytucji to przede wszystkim wszelkie objawy biurokracji, utrwalone nawyki opieszałego, niekompetentnego załatwiania spraw i podejmowania decyzji, a także np. roszczeniowe i wygórowane żądania związków zawodowych czy innych organizacji. Obserwacja i pomiar powyższych zachowań są trudne, ale i tu można znaleźć zmienne symptomatyczne odzwierciedlające istnienie zagrożeń pochodzących ze sfery behawioralnej instytucji, choćby takie jak okres oczekiwania na rejestrację przedsiębiorstwa, lub uzyskania zezwolenia lokalizacyjnego inwestycji, relacja żądanych cen gwarantowanych do cen światowych (w przypadku rolników) itp.

Kolejna grupa czynników powodujących wahania koniunktury to czynniki instytucjonalne. Należy tu sfera polityki gospodarczej rządu, instytucji rządowych i samorządów lokalnych oraz niedostatki w funkcjonowaniu instytucji.

Poglądy na przyczyny wahań koniunktury są zróżnicowane. Jedni upatrują przyczyn cykli koniunkturalnych wyłącznie wśród czynników zewnętrznych, spoza układu ekonomicznego. Inni wskazują na przyczyny istniejące w mechanizmie gospodarczym, a więc na samoistne generowanie cykli, przy czym różne teorie wskazują różne przyczyny wywołujące cykle koniunktury. Niektóre teorie zwracają główną uwagę na wahania inwestycji, inne na niedostateczny wzrost konsumpcji, a jeszcze inne na zmiany wydatków budżetowych. Teoria monetarna odwołuje się do ekspansji, a potem kurczenia się podaży pieniądza jako źródła wahań cyklicznych. Zwolennicy teorii innowacji upatrują przyczyn cyklicznego rozwoju gospodarki w innowacjach technologicznych i ich zróżnicowanym wpływie na poszczególne zjawiska ekonomiczne. Niektórzy ekonomiści sądzą, że fluktuacje w gospodarce są odbiciem zmiennych nastrojów optymizmu lub pesymizmu.

Ostatecznie ukształtował się pogląd, że zarówno wewnętrzne mechanizmy gospodarki rynkowej, jak i przyczyny zewnętrzne są odpowiedzialne za cykliczność rozwoju gospodarczego, a polityka monetarna, fiskalna, interwencjonizm państwowy i współpraca międzynarodowa mogą ograniczać bądź zwiększać skalę fluktuacji ekonomicznych.

Wahania koniunkturalne w krajach OECD wskazują na zmniejszenie się amplitudy cykli, a nawet na pojawienie się cykli wzrostu, różniących się od cykli klasycznych tym, że nie występuje w nich faza absolutnego spadku, a jedynie wygasanie tempa wzrostu.

2. Metoda badania cykli koniunkturalnych w krajach OECD¹⁾

Przedmiotem badań są krótkookresowe cykle koniunktury. Przewidywania punktów zwrotnych między kolejnymi fazami cyklu stanowią interesującą informację dla wszystkich jednostek ekonomicznych i agend rządowych, szczególnie przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych. Celem badań jest nie tylko wyodrębnienie zbioru indykatorów umożliwiających wnioskowanie o zmianach koniunktury, ale również wydzielenie zewnętrznych i wewnętrznych przyczyn fluktuacji, wskazanie sfer działalności, których poziom znacznie odchyła się od długookresowych trendów i określenie przyczyn takiego stanu rzeczy.

Metoda badania cykli koniunktury opracowana i doskonalona przez National Bureau of Economic Analysis w USA jest stosowana również w Urzędzie Statystycznym Unii Europejskiej oraz w Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (OECD).

Ideą tej metody jest dokonanie wyboru szeregu podstawowego, odzwierciedlającego wahania koniunktury w całej gospodarce, oraz tzw. wskaźników wyprzedzających (*leading indicators*), których zmiany poprzedzają odpowiednie zmiany szeregu podstawowego. Idealnym szeregiem podstawowym byłby szereg czasowy dochodu narodowego GDP, ale z uwagi na trudności szacowania wielkości GDP w okresach miesięcznych lub choćby kwartalnych i opóźnienia w uzyskiwaniu nowych informacji zrezygnowano z posługiwania się do tego celu GDP na rzecz wielkości produkcji przemysłowej (łącznie z przemysłem wydobywczym) i budownictwa. Próbowano także określić ogólną koniunkturę gospodarki za pomocą wskaźników syntetycznych, ale w przypadku analiz dla krajów OECD odstąpiono od takiej koncepcji. Niektóre jednak kraje wykorzystują wskaźniki syntetyczne jako odzwierciedlenie koniunktury w całej gospodarce.

W trakcie badań dokonuje się wyboru trzech zbiorów wielkości ekonomicznych, które określają lub odzwierciedlają kondycję gospodarki.

Pierwszy zbiór obejmuje wskaźniki wyprzedzające (*leading indicators*), tj. wielkości, których wzrost wyprzedza fazę wzrostu koniunktury dla całej gospodarki o pewien okres.

Drugi zbiór to wskaźniki, których cykle są zbieżne w czasie z kształtowaniem się cyklu koniunktury w całej gospodarce, tzw. wskaźniki jednoczesne (*coincidence indicators*).

Wreszcie trzeci zbiór zawiera wskaźniki opóźnione (*lagging indicators*), których faza wzrostu jest opóźniona w stosunku do fazy wzrostu szeregu czasowego produkcji przemysłowej i budownictwa.

Najważniejszym zbiorem jest zbiór wskaźników wyprzedzających. Ich kształtowanie się stanowi podstawę określenia aktualnej fazy cyklu dla gospodarki i prognozy na najbliższą przyszłość.

Kryteria doboru wskaźników wyprzedzających to przede wszystkim:

- stabilność wyprzedzenia punktów zwrotnych cykli poszczególnych wskaźników w stosunku do cykli dla całej gospodarki,
- podobieństwo kształtu krzywej do krzywej charakteryzującej cykl koniunktury gospodarki,
- względna gładkość krzywej i brak obserwacji nietypowych oraz minicyklów,
- dostępność danych statystycznych i niewielkie opóźnienia w napływie nowych informacji,
- odpowiednia - z teoretycznego punktu widzenia - zawartość informacyjna wskaźnika, co oznacza, iż dany indykatorek jest czynnikiem kształtującym koniunkturę lub symptomem jej zmian.

Statystyczna analiza przydatności poszczególnych wskaźników dokonywana jest dla wielkości po wyeliminowaniu trendu i - jeśli zachodzi taka potrzeba - również sezonowości. Stosowane są przy tym dwie niezależne metody dla zweryfikowania zbioru wskaźników wyprzedzających. Pierwsza z nich to analiza zgodności wyprzedzania - maksimów i minimów szeregu indykatora i szeregu odzwierciedlającego koniunkturę ogólną. Druga - to zastosowanie analizy korelacji krzyżowej i ustalenie opóźnień między szeregami z potencjalnego zbioru wskaźników wyprzedzających i szeregu opisującego koniunkturę gospodarki. Niekiedy wyróżnia się dwa zbiory wskaźników wyprzedzających, a mianowicie o długim okresie wyprzedzania i okresie krótkim.

Po dokonaniu statystycznej weryfikacji zbioru wskaźników wyprzedzających konstruowany jest jeden indykator wyprzedzający jako średnia wielkość znormalizowanych wielkości poszczególnych wskaźników²⁾. Nie udało się opracować systemu wag różnego od jedności stosowanych przy obliczeniu indykatora zagregowanego. Próby określenia systemu wag są nadal podejmowane i autorzy metod statystycznej analizy koniunktury widzą konieczność stosowania wag różniących się od jedności.

Jeśli istnieją opóźnienia w napływie informacji dla niektórych indykatorów, wówczas wykorzystuje się indykator agregatowy niekompletny, stosując zamiast aktualnej wartości indykatora cząstkowego czynnik dostosowawczy, będący relacją kompletnego indykatora z okresu, dla którego informacje były dostępne, do indykatora niekompletnego. Niekiedy miesięczny indykator wyprzedzający obejmuje tylko 50 - 70% składników i dopiero po okresie, w którym dane są osiągalne, następuje korekta jego wartości.

Kolejnym krokiem jest wyrażenie zagregowanego indykatora w postaci porównywalnej z szeregiem czasowym odzwierciedlającym cykl koniunktury całej gospodarki. W tym celu dokonuje się normalizacji amplitudy wahań cyklicznych wskaźnika wyprzedzającego, tak aby średnia wynosiła 1, a następnie dostosowuje się go do amplitudy szeregu określającego koniunkturę gospodarki. Można również wyrazić indykator wyprzedzający w formie łatwo porównywalnej z szeregiem odzwierciedlającym aktywność gospodarczą, poprzez odbudowę trendu. Stosuje się przy tym trend oszacowany wcześniej dla szeregu wyrażającego cykl gospodarczy, np. GDP (w jednostkach przyjętych dla tej wielkości). W ten sposób dokonuje się eliminacji wahań przypadkowych i uzyskuje wygładzony szereg z wahaniami cyklicznymi odpowiadającymi pod względem kształtu i amplitudy zmianom szeregu odzwierciedlającego koniunkturę w całej gospodarce, ale wyprzedzającymi te zmiany o określony okres.

Wybrany, zagregowany indyktor wyprzedzający powinien charakteryzować się zgodnością punktów zwrotnych z punktami zwrotnymi szeregu podstawowego po uwzględnieniu odpowiedniego przesunięcia w czasie. Oznacza to, że indyktor wyprzedzający - w stosunku do szeregu podstawowego - wcześniej wchodzi w fazę wzrostu i wcześniej charakteryzuje się tendencją spadkową. Jeśli wyprzedzenie to jest względnie stałe, można wykorzystać indyktor do prognozowania punktów zwrotnych koniunktury dla całej gospodarki.

Prognozowanie zmian koniunktury jest z reguły prognozowaniem krótkookresowym. Jedną z metod jest określenie zagregowanego indeksu uwzględniającego wyłącznie wskaźniki wyprzedzające, opóźnione zgodnie z wynikami analizy korelacji krzyżowej o określonej liczbie miesięcy. Wówczas najkrótszy okres wyprzedzenia dla wielkości wchodzących w skład zbioru wskaźników wyprzedzających determinuje horyzont prognozy. Horyzont ten może być wydłużony, jeśli przyjmie się, że zagregowany wskaźnik wiodący jest wskaźnikiem niepełnym. Korzystne jest również znalezienie zagregowanego wskaźnika wiodącego na podstawie zbioru zmiennych o długim okresie wyprzedzenia, ponieważ wydłuża to horyzont prognozy.

3. Ustalenie okresu wyprzedzenia z wykorzystaniem miar podobieństwa

Metody badania cykli koniunktury stosowane przez OECD wiele uwagi poświęcają wyodrębnieniu właściwych okresów wyprzedzenia, tj. ustaleniu opóźnienia zmiennej stanowiącej pojedynczy wskaźnik wiodący, charakteryzujący się najwyższym współczynnikiem korelacji. Kryterium wyboru jest wartość współczynnika korelacji liniowej, co stanowi pewne ograniczenie. Stąd też niniejsza propozycja wykorzystania miar podobieństwa do ustalenia długości okresu wyprzedzenia³⁾. Miary te bowiem nie ograniczają wnioskowania wyłącznie do relacji liniowych.

Miarą podobieństwa $P(y:x)$ między dwoma zmiennymi x i y jest unormowany w przedziale $<0, 1>$ wskaźnik niedokładności informacyjnej, wprowadzony przez Theila do porównywania zgodności dwóch rozkładów:

$$P(y:x) = \frac{1}{1 + I(y:x)}, \quad (1)$$

gdzie

$$I(y:x) = \sum_{t=1}^T y_t^* \log \frac{y_t^*}{x_t^*} \quad (2)$$

jest niedokładnością informacyjną zmiennej y i zmiennej x .

Y_t^* oraz x_t^* są wartościami szeregów czasowych przekształconych tak, że:

$$x_t^* = \frac{x_t}{\sum_{t=1}^T x_t}, \quad y_t^* = \frac{y_t}{\sum_{t=1}^T y_t}, \quad \sum_{t=1}^T x_t^* = 1, \quad \sum_{t=1}^T y_t^* = 1. \quad (3)$$

Miernik niedokładności informacyjnej $I(y:x)$ mierzy ilość informacji wystarczającą do określenia jednej struktury na podstawie znajomości rozkładu innej wielkości. Im wartość $I(y:x)$ jest niższa, tym mniej informacji potrzeba do określenia dekompozycji zmiennej y względem czasu na podstawie znajomości dekompozycji zmiennej x .

Wartość niedokładności informacyjnej $I(y:x)$ jest równa zeru, gdy odpowiednie frakcje obydwu zmiennych są sobie równe, a więc $y_t^* = x_t^*$ dla wszystkich okresów $t = 1, 2, \dots, n$. Nie można natomiast ustalić maksymalnej wartości $I(y:x)$, ponieważ wartość wyrażenia $y^* \log \frac{y^*}{x^*} \rightarrow \infty$, jeśli dla ustalonego y^* mamy $x^* \rightarrow 0$.

Przekształcenie miary niedokładności informacyjnej w miarę podobieństwa $P(y:x)$ eliminuje tę niedogodność i normuje jej wartość w przedziale $\langle 0, 1 \rangle$. W przypadku całkowitej zgodności struktur ($y_t^* = x_t^*$ dla wszystkich t) mamy $P(y:x) = 1$. W przypadku $I(y:x) \rightarrow \infty$, a więc w przypadku rozbieżności struktur, mamy $P(y:x) \rightarrow 0$.

Jest oczywiste, że przy poszukiwaniu właściwego okresu wyprzedzenia konieczne jest przekształcenie wszystkich opóźnionych szeregów wskaźników wiodących i szeregu podstawowego w postać określoną przez (3), co przy badanych zazwyczaj 24 opóźnieniach wymaga utraty 2 pierwszych lat obserwacji.

Dla poszczególnych wskaźników wiodących mamy wówczas macierz P_{ijp} , gdzie $i = 0, 1, \dots, 24$ oznacza kolejne opóźnienie od 0 do 24, j jest numerem kolejnych wskaźników wiodących ($j=1, 2, \dots, k$) oraz p jest symbolem ustalonego szeregu podstawowego. Macierz P_{ijp} - podobnie jak macierz korelacji krzyżowej - nie jest macierzą symetryczną, co oznacza, że $P_{jp} \neq P_{pj}$. W związku z tym konieczne jest oszacowanie macierzy P_{pjj} , której elementami są podobieństwa

opóźnionych wielkości szeregu podstawowego do szeregów wskaźników wiodących. Porównanie odpowiednich elementów macierzy P_{ijp} oraz P_{pij} umożliwi określenie statusu poszczególnych zmiennych.

I tak, jeśli $P_{ijp} > P_{pij}$ dla ustalonego ijp , to zmienna j jest wskaźnikiem wiodącym o okresie wyprzedzenia i , pod warunkiem, że wartość $P_{ijp} > P_{ojp}$ (dla $j=1,2,\dots,n$), co oznacza, że dla opóźnienia i wartość miary podobieństwa jest większa niż miary podobieństwa w przypadku koincydencji, a więc podobieństwa między zmiennymi nie opóźnionymi. Warto przy tym zwrócić uwagę, że $P_{ojp} = P_{poj}$, a więc w macierzach P_{ijp} oraz P_{pij} pierwsza kolumna będzie identyczna.

Jeśli natomiast $P_{pij} > P_{ijp}$ oraz $P_{pij} > P_{poj}$ dla $i = 1,2,\dots,24$, to zmienna j jest zmienną opóźnioną w stosunku do szeregu podstawowego.

Procedura wyboru wskaźników wiodących będzie więc następująca: dla każdej ze zmiennych $j = 1,\dots,k$ ustala się status zmiennej na podstawie porównania miar podobieństwa i ustala okres wyprzedzenia, znajdując w kolumnie j $\max P_{ijp}$. Następnie spośród zmiennych wiodących wybiera się te, dla których wartości miar podobieństwa są wysokie. Można *a priori* założyć graniczną wartość miary podobieństwa eliminującą zmienne, dla których miary podobieństwa są niższe od przyjętej wartości progowej.

Inny wariant wyboru polega na ograniczeniu liczby wskaźników wiodących, a więc przyjęciu założenia, że np. 10 zmiennych stanowić będzie zbiór wskaźników wiodących uwzględnianych w konstruowaniu zagregowanego indykatora wyprzedzającego. Wówczas uszeregowanie według malejących wartości P_{ijp} pozwala na łatwe dokonanie wyboru 10 zmiennych charakteryzujących się najwyższymi wartościami miar podobieństwa.

Możliwość prognozowania na podstawie kształtowania się wartości wskaźników wiodących w okresach opóźnionych względem szeregu podstawowego skłania do wyboru takich zmiennych, dla których okres wyprzedzenia jest odpowiednio długi, np. 3-6 miesięcy. Stąd też istnieje możliwość ograniczenia wyboru jedynie do wierszy macierzy > 2 , lub też podziału wskaźników wiodących na podzbiory charakteryzujące się krótkim i długim okresem wyprzedzenia.

Warto na zakończenie podkreślić, że propozycja wyboru wskaźników wiodących na podstawie miar podobieństwa nie była jeszcze stosowana i należałoby ją zweryfikować.

4. Trwałość oddziaływania, kointegracja i ogólna miara trwałości oddziaływania

Tradycyjne badanie cykli koniunktury polega na dekompozycji fluktuacji zagregowanej produkcji przemysłowej lub GDP - na deterministyczny trend i stacjonarne wahania cykliczne, co oznacza, że efekty innowacji⁴⁾ w szeregu podstawowym są krótkotrwałe i nie mają wpływu na jego wielkość w długim okresie.

Ostatnio jednak pojawiło się w literaturze wiele opracowań zakładających zmienność trendu zagregowanej produkcji w postaci procesu stacjonarnego rzędu pierwszego, co odpowiada sytuacji, w której oddziaływanie innowacji ma stały wpływ na dalszą realizację procesu⁵⁾. W szczególności długotrwała reakcja zagregowanej produkcji na jednostkowy szok (innowację) jest przedmiotem wielu prac teoretycznych i empirycznych⁶⁾. Na szczególną uwagę zasługuje praca Pesarana, Pierce'a i Lee, której autorzy zaproponowali zdezagregowaną analizę fluktuacji i opracowali uogólnioną miarę trwałości reakcji na pojawiające się innowacje. Stąd też podstawą omówienia metod tego rodzaju analizy będzie to opracowanie.

Mierzenie długookresowych reakcji określonej zmiennej względem innowacji (szoku) dla przypadku jednowymiarowych modeli szeregów czasowych można przeprowadzić za pomocą modelu liniowego procesu stacjonarnego dla pierwszych różnic procesu stochastycznego y_t , mierzonego w logarytmach,

$$\Delta y_t = \mu + a(L) \varepsilon_t, \quad (4)$$

gdzie:

Δ - operator pierwszych różnic

$a(L)$ - wielomian operatora opóźnień,

m - stała,

ε_t - proces nie skorelowanych innowacji (szoków) o średniej zero i znanej wariancji δ_ε^2 .

W granicznym przypadku zależność (4) jest procesem o stacjonarnym trendzie; ma to miejsce wówczas kiedy $\mu = \gamma$ i wielomian operatora opóźnień ma pierwiastek jednostkowy, a więc zachodzi $a(1) = 0$.

$$Y_t = \gamma + b(L) \varepsilon_t \quad (5)$$

Rozbieżność między procesem stacjonarnym względem pierwszych różnic, określonym równaniem (4), a procesem o stacjonarnym trendzie - równanie (5) - zależy od wielkości $a(1)$ i jest to miara proponowana przez Cambella i Mankiwa.

W inny nieco sposób można przedstawić miarę oddziaływania, przyjmując jako punkt wyjścia reakcję długookresowej prognozy y względem innowacji y w czasie t . Dokonujemy mianowicie dekompozycji (5):

$$y_t = r_t + z_t, \quad (6)$$

gdzie:

r_t - stochastyczny trend lub stały składnik y_t , określony jako:

$$r_t = \mu + r_{t-1} + a(1)\varepsilon_t, \quad (7)$$

z_t - stacjonarny krótkookresowy składnik y_t , dany przez:

$$z_t = C_0\varepsilon_t + C_1\varepsilon_{t-1} + \dots = C(L)\varepsilon_t, \quad (8)$$

gdzie: $C_i = \sum_{j=i+1}^{\infty} a_j$ ($i=0,1,2,\dots$).

Przy takiej dekompozycji y_t jest niezależne od innowacji dotyczących krótkookresowego składnika i zależy wyłącznie od niespodziewanych zmian składnika stałego, trendu r_t :

$$\lim_{s \rightarrow \infty} [E(y_{t+s} | \Omega_t) - s\mu] = r_t, \quad (9)$$

gdzie Ω_t oznacza zbiór informacji w czasie t , zawierający w tym przypadku y_t i wszystkie jej przeszłe wielkości.

Wprowadzając powyższe do (7), otrzymujemy:

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \left(\frac{\partial E(y_{t+s} | \Omega_t)}{\partial \varepsilon_t} \right) = \frac{\partial r_t}{\partial \varepsilon_t}. \quad (10)$$

W przypadku, kiedy y charakteryzuje się stacjonarnym trendem, $a(1) = 0$; w pozostałych przypadkach $a(1) \neq 0$.

Znaczenie czynnika stochastycznego w kształtowaniu się wielkości y_t można również mierzyć wielkością wariancji składnika losowego ε_t .

$$V(r_t | \Omega_{t-1}) = \sigma_\varepsilon^2 a^2(1). \quad (11)$$

Dzieląc (11) przez wielkość wariancji σ_ε^2 i wyciągając pierwiastek kwadratowy uzyskuje się również (4) jako miarę stochastycznego charakteru y_t .

Z kolei Cochran⁷⁾ zaproponował wykorzystanie wariancji różnic y_t policzonych dla długich okresów (odległych o s) dla określenia rozmiarów składnika losowego y_t :

$$V_s = \frac{V(y_t - y_{t-s})}{sV(\Delta y_t)} \quad (12)$$

gdzie $V(\cdot)$ jest operatorem wariancji. Granicą V_s przy $s \rightarrow \infty$ jest wyrażenie:

$$V = \lim_{s \rightarrow \infty} (V_s) = (I - R^2) a^2(1) = V(r_t | \Omega_{t-1}) / V(\Delta y_t). \quad (13)$$

Jak widać, wszystkie trzy miary, tj. $a(1)$, $V(r_t | \Omega_{t-1})$ i V uwzględniają wielkość $a(1)$, a więc sumę współczynników innowacji w procesie średniej ruchomej odzwierciedlającym proces Δy_t , i różnią się jedynie metodą skalowania gęstości spektralnej procesu Δy_t dla częstości 0.

Mierzenie reakcji procesu Δy_t na zakłócenia komplikuje się, jeśli rozpatrujemy model wielosektorowy

$$\Delta y_t = \mu + A(L)\varepsilon_t, \quad (14)$$

gdzie:

Δy_t - $m \times 1$ wymiarowy wektor wzrostu produkcji $\{\Delta y_{it}\}$,

μ - $m \times 1$ wymiarowy wektor stałych odzwierciedlających średnie stopy wzrostu w poszczególnych sektorach,

ε_t - $m \times 1$ wymiarowy wektor białego szumu o średniej zero i macierzy L kowariancji $\Sigma = [\sigma_{ij}]$.

Zakłada się sumowalność macierzy wielomianowej $A(L) = \sum_{i=0}^{\infty} A_i L^i$. Tak

więc A_i są $m \times m$ wymiarowymi macierzami stałych parametrów $A_0 = I_m$ (macierz jednostkowa o wymiarach $m \times m$); i, j -ty element $A(L)$ jest wielomianem opóźnień $a_{ij}(L)$.

W modelu (14) innowacje pochodzące z sektora j mogą wpływać na poziom produkcji sektora i w długim okresie w sposób bezpośredni poprzez filtr opóźnień $a_{ij}(L)\varepsilon_j$, oraz pośrednio poprzez korelację z innowacjami powstającymi w innych sektorach. Stąd też miary reakcji powinny uwzględniać zarówno oddziaływanie bezpośrednie, jak i pośrednie. Efekt korelacji krzyżowej nie jest ujęty w mierze

zaproponowanej przez Cambella i Mankiwa, a więc miara ta jest odpowiednia jedynie w przypadku zmiennych ortogonalnych.

Zastosowanie analizy spektralnej umożliwia natomiast określenie miar reakcji zarówno dla poszczególnych sektorów, jak i na poziomie zagregowanym. Tak więc spektralna gęstość macierzy Δy_t rozwinięta wokół częstości zero

$$2\pi f \Delta \mathbf{y}(0) = \mathbf{A}(1) \Sigma \mathbf{A}(1)' \quad (15)$$

jest miarą reakcji dla poszczególnych sektorów.

W celu wyeliminowania efektów skali należy podzielić każdy element ij przez warunkową wariancję $\Delta y_{jt} = V(\Delta y_{jt} | \Omega_{t-1}) = \sigma_{jj}$ lub wariancję bezwarunkową $V(\Delta y_{jt})$. Wówczas miary reakcji określające długookresowe oddziaływanie innowacji w sektorze j na poziom produkcji w sektorze i można zapisać:

$$P_{ij} = \frac{\varepsilon_i \mathbf{A}(1) \Sigma \mathbf{A}(1)' \varepsilon_j}{\varepsilon_j' \Sigma \varepsilon_j} \quad i, j = 1, 2, \dots, m, \quad (16)$$

gdzie ε_i jest wektorem z jednością dla elementu i oraz zerami dla pozostałych elementów (jest to wektor wybierający interesujący nas sektor gospodarki).

Autorzy omawianego opracowania wskazali również na możliwość wykorzystania kointegracji między szeregami y_t dla odzwierciedlenia reakcji na impulsy innowacyjne między sektorami gospodarki. Zakłada się, że wszystkie składniki y_t są stacjonarne dla pierwszych różnic i że istnieje $m \times r$ wymiarowa macierz α rzędu r ($r < m$), taka aby $\alpha'y_t$ było stacjonarne. Macierz α jest tzw. macierzą kointegracji, a jej kolumny są kointegrującymi wektorami y_t . Warunek konieczny i dostateczny zaistnienia kointegracji jest następujący⁸⁾:

$$\alpha' \mathbf{A}(1) = \mathbf{0} \quad \text{i} \quad \alpha' \boldsymbol{\mu} = \mathbf{0}. \quad (17)$$

Warunek powyższy, pełniący podstawowe znaczenie w analizie kointegracji, implikuje również, że $\mathbf{A}(1) \Sigma \mathbf{A}(1)'$ jest jednostkowe, a więc istnieją liniowe zależności między miarami reakcji P_{ij} określonymi równaniem (16).

Autorzy udowodnili, że jeśli dla y_t macierzą kointegracji jest α , to macierz międzysektorowych miar oddziaływania $\mathbf{P} = (P_{ij})$ spełnia relację $\alpha' \mathbf{P} = \mathbf{0}$. Warunki $\alpha' \mathbf{P} = \mathbf{0}$ i $\alpha' \mathbf{A}(1) = \mathbf{0}$ są z matematycznego punktu widzenia ekwiwalentne. Podobnie z warunku $\alpha' \mathbf{P} = \mathbf{0}$ wynika, że macierz miar oddziaływania \mathbf{P} jest rzędu $m - r$, a więc istnieje tylko $m - r$ niezależnych źródeł

wahań losowych oddziałujących na poziom produkcji w poszczególnych gałęziach.

Tak więc potraktowanie kointegrowanych wielkości jako wielkości charakteryzujących się wspólnymi tendencjami umożliwia alternatywną formalizację właściwości kointegracyjnych jako źródeł wahań losowych o długotrwałym oddziaływaniu.

Autorzy cytowanej pracy zastosowali przedstawioną wyżej procedurę badawczą do analizy wpływu szoku monetarnego (nieoczekiwanego wpływu pieniądza) na kształtowanie się realnych wartości GDP, przy czym analiza prowadzona była w zdezagregowanej skali, tj. z uwzględnieniem sektorów gospodarki.

5. Nieliniowe modele deterministyczne

W ostatnich latach rozważana jest również koncepcja potraktowania fluktuacji wielkości ekonomicznych jako chaotycznych zmian wielkości nielosowych (deterministycznych).

Idea chaotycznych zmian wielkości o charakterze deterministycznym zawarta w pracach Hinich, Brock, Tsay wykorzystuje następującą postać modelu:

$$X_{(t+1)} = \frac{1 - |2x_t - 1|}{1 - |2a - 1|} \quad 0 \leq X_t \leq 1 \quad 0 < a < 1 \quad (18)$$

Model ten generuje wielkości chaotyczne różniące się ścieżką wzrostu w zależności od początkowej wartości x_0 , przy czym wahania x_t wyglądają pozornie na proces losowy.

W modelu istnieją dwa punkty równowagi. Pierwszy to $x_t = 0$, a drugi: $x_t = 2/(3 - |2a - 1|)$. Jest to równowaga niestabilna. W pierwszym przypadku następuje dynamiczny wzrost, natomiast w przypadku drugim mamy do czynienia z oscylacjami modelu pajęczynowego. Wykazano, że większość trajektorii generowanych przez model (18) charakteryzuje się funkcją autokorelacji identyczną z procesem autoregresji rzędu pierwszego AR(1):

$$X_{(t+1)} = (2a - 1) X_t + \varepsilon_t, \quad (19)$$

gdzie ε_t jest procesem białego szumu.

W przypadku szczególnym, kiedy a jest równe $1/2$, x_t generowane zgodnie z (18) wygląda na proces czysto losowy, jeśli szacujemy funkcję autokorelacji.

Chaos może być generowany przez różnorodne równania różnicowe. Tak np.

$x_t = \mu x_t(1 - x_t)$ ma stabilne rozwiązania punktu równowagi dla małych wartości μ , ale przy rosnących wartościach μ trajektorie wzrostu stają się cykliczne o okresach 2, 4, 8 itd.

Powstaje zatem problem, czy wahania cykliczne są procesami losowymi, czy też należy je traktować jako deterministyczne wahania chaotyczne. Test umożliwiający dokonanie wyboru między powyższymi dwoma opcjami, opracowany przez Brocka i Decharta, oparty jest na tzw. korelacji całkowitej. Szeregi czasowe $x_2(t=1,2,\dots,T)$ służą do sformowania tzw. N - historii $X_t^N = (X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+N-1})$, które z kolei są podstawą oszacowania korelacji całkowitej (każda z historii jest N -wymiarowym wektorem):

$$C_N(e) = \frac{2}{T_N(T_N - 1)} \sum_{t=S} \sum_{t=S} I_e(X_t^N, X_S^N), \quad (20)$$

gdzie $T_N = T - N + 1$.

$C_M(e)$ można interpretować jako oszacowanie prawdopodobieństwa, że odległość e jest dystansem między X_t^N i X_S^N . Jednakże dla poprawnego oszacowania $C_M(e)$ konieczna jest niezwykle duża liczba obserwacji (10 000 - 20 000), co dla wielkości ekonomicznych nie jest możliwe do spełnienia i konieczne jest wprowadzenie pewnych modyfikacji statystyki $C_M(e)$.

Empiryczne badanie przeprowadzone przez Kuglera i Lenza, dotyczące kształtowania się kursów walutowych, nie wykluczało jednak losowego charakteru szeregów opisujących zmienności kursów. Niemniej jednak stosowanie modeli opisujących deterministyczny chaos - dla wyjaśnienia cyklicznych wahań wielkości ekonomicznych - jest ostatnio popularne i prowadzona jest oddzielna bibliografia zrealizowanych opracowań.

Przegląd metod stosowanych ostatnio w badaniach wahań cyklicznych wskazuje na możliwości ich wykorzystania w badaniach koniunktury. Szczególnie przydatne byłoby zastosowanie modeli kointegracji do określenia zbioru wskaźników wiodących. Wyodrębnienie długookresowych miar reakcji szeregu podstawowego, a więc GDP lub wielkości produkcji przemysłowej, na innowacje powstające w zbiorze zmiennych wiodących, byłoby również interesujące.

Wart rozważenia jest także problem zależności oszacowań wahań cyklicznych od postaci funkcji trendu odzwierciedlającego tendencję długookresową. W sumie - oprócz zastosowania rutynowych procedur, wykorzystywanych w praktyce badań koniunktury w krajach OECD, konieczne byłoby podjęcie badań nad przydatnością nowych metod.

6. Wyniki badań cykli koniunktury w gospodarce polskiej⁹⁾

Ze względu na brak informacji o kwartalnych wielkościach produktu krajowego w polskiej statystyce, szeregami odzwierciedlającymi ogólną sytuację gospodarki mogą być np. wielkości produkcji przemysłowej lub produkcji przemysłowej uzupełnionej produkcją budowlano-montażową. Takie dwa szeregi, odgrywające alternatywną rolę szeregu podstawowego, oszacowano w cenach stałych 1984 r.

W pierwszym etapie badania uwzględniono szeroki zakres potencjalnych wskaźników wyprzedzających, obejmujący około 60 szeregów czasowych. Wszystkie szeregi - o ile nie były to dane ilościowe - zostały przeliczone na ceny 1984 r. Część szeregów dostępna jest od 1971 r., część od 1983 r., a tylko nieliczne są bardzo krótkie - od 1989 r.¹⁰⁾

Badanie cykli koniunktury w polskiej gospodarce przyniosło następujące rezultaty:

1. Prawie wszystkie szeregi czasowe charakteryzują się stabilną sezonowością na poziomie istotności 0,01.

2. Wszystkie zmienne - z wyjątkiem tych, dla których szeregi czasowe obserwacji były zbyt krótkie - charakteryzują się zmiennością cykliczną.

3. Siła oddziaływania wahań cyklicznych - mierzona relacją amplitudy do trendu - jest znaczna, zazwyczaj między 20 - 40%.

4. Okres cykli jest dłuższy w porównaniu z długością cykli w gospodarkach rynkowych. Jest to oczywiste zważywszy, że większość obserwacji pochodzi z czasów gospodarki socjalistycznej, w której mechanizmy samoregulujące były ograniczone i silnie zakłócane państwowym interwencjonizmem.

5. Analiza korelacji krzyżowej wykazała istnienie kilku potencjalnych wskaźników wiodących w relacji do wielkości produkcji przemysłowej, traktowanej jako szereg podstawowy.

Dołączenie nowych obserwacji (do września 1994 r.) umożliwiło poszukiwanie nowych wartości średnich ruchomych i nowych punktów zwrotnych. Jednocześnie rezygnacja z najstarszych informacji uczyniła próbę bardziej homogeniczną, jednakże nie na tyle, aby można było wyeliminować wpływ gospodarki socjalistycznej.

Po uwzględnieniu nowych obserwacji wystąpiły nieznaczne zmiany oszacowanych wartości MCD, mieszczące się w przedziale ± 1 miesiąca¹¹⁾. Oznacza to, że relacje między cyklicznymi i nieregularnymi (przypadkowymi) składnikami badanych szeregów czasowych nie zmieniły się znacząco. Stabilne okazały się również oszacowania składników sezonowych.

Tablica 1

Oszacowanie współczynników korelacji w wyróżnionych okresach

Zmienna	1975-82		1983-94		1989-94	
	zmienna	współ- czynnik	zmienna	współ- czynnik	zmienna	współ- czynnik
Nakłady inwestycyjne			-1	0,34		
Przeładunek w portach morskich	0	0,93	-6	0,18	-5	0,28
Przewozy ładunków			-1	0,92	-6	0,27
Wydajność pracy			-8	0,65		
Produkcja przemysłu elektromaszynowego			+1	0,93	0	0,92
Produkcja przemysłu spożywczego			-4	0,76	-2	0,59
Oferty pracy	-9	0,26	+1	0,64	0	0,84
Zapasy ogółem (z wyjątkiem zapasów rolniczych)			-24	-0,44		
Zapasy przemysłowe			-24	-0,32		
Zapasy wyrobów gotowych			-7	-0,46	-7	-0,39
Przerób ropy naftowej	0	0,77	-2	0,91	0	0,85
Produkcja samochodów	+3	0,94	-2	0,62	-1	0,57
Ciężarówek			+14	0,61		
Traktorów			+9	0,63		
Telewizorów			-1	0,64		
Automatów pralniczych	+9	0,63	+2	0,90	0	0,92
Włókien sztucznych	+1	0,67	+2	0,96	0	0,95
Nawozów azotowych	+24	0,62	+2	0,92	0	0,92
Tworzyw sztucznych	+8	0,73	+1	0,83	0	0,89
Tarcicy	+1	0,65	-1	0,91	0	0,87
Przychody budżetowe			-6	0,62	-5	0,37
Emisja pieniądza			-3	0,45	-3	0,42
Dochody osobiste			-2	0,36		
Zasoby pieniężne gospodarstw domowych			-18	0,59	-19	0,62
Oszczędności ludności			-19	0,63	-19	0,63
Sprzedaż detaliczna			0	0,90	0	0,92
Udział wydatków na żywność						
w wydatkach ogółem			-17	-23	-18	-0,62
Relacje cen w rolnictwie	-8	0,31	-11	-0,46	-14	-0,51
Przewidywane tendencje produkcji			-14	0,98	-15	0,52

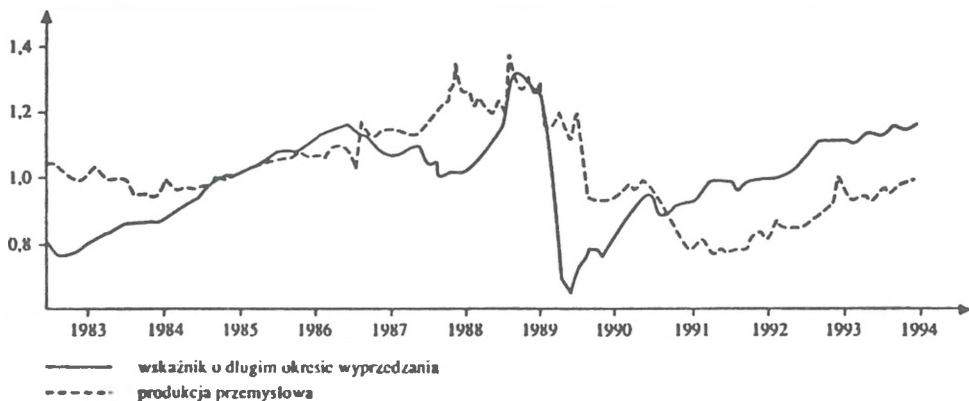
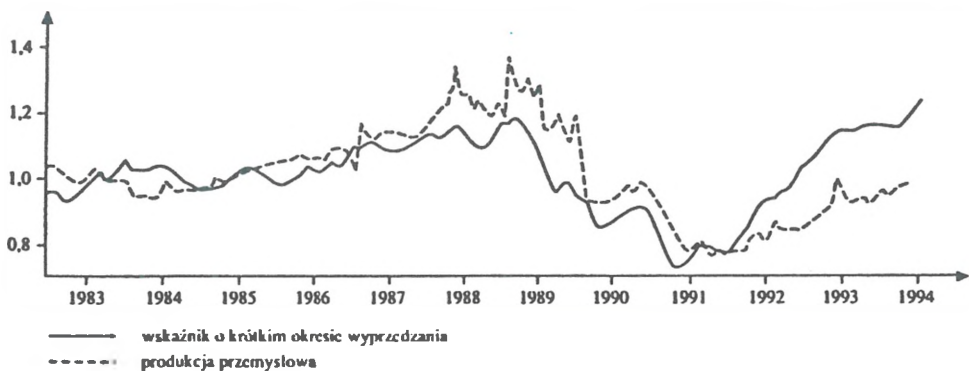
Tablica 2

Zagregowane wskaźniki wiodące

	Opóźnienia i współczynniki korelacji w okresach					
	1975 - 94		1983 - 44		1989 - 94	
Wskaźnik o krótkim okresie wyprzedzenia I produkcja przemysłu spożywczego przeładunek w portach morskich przerób ropy naftowej produkcja samochodów osobowych wydajność pracy relacje cen w rolnictwie przewidywana tendencja produkcji	-2	0,70	-8	0,77	-3	0,58
Wskaźnik o krótkim okresie wyprzedzenia II produkcja przemysłu spożywczego przerób ropy naftowej produkcja samochodów osobowych wydajność pracy przychody budżetu sprzedaż detaliczna emisja pieniądza			+2	0,91		
Wskaźnik o długim okresie wyprzedzenia I oszczędności ludności emisja pieniądza zasoby pieniężne ludności przychody budżetu			-18	0,56	-19	0,53
Wskaźnik o długim okresie wyprzedzenia II oszczędności ludności przeładunek w portach morskich zasoby pieniężne ludności zapasy wyrobów gotowych zadłużenie przedsiębiorstw			+1	0,63		
Łączny wskaźnik I*	-1	0,65	-8	0,77	-3	0,59
Łączny wskaźnik II**			+1	0,86		

* Łączny wskaźnik (combined leading indicator CLI) stanowi kombinację wskaźników o krótszym i dłuższym okresie wyprzedzenia ważoną liczbą zmiennych (7 i 4) z rocznym opóźnieniem wskaźnika o długim okresie wyprzedzenia.

** Zagregowane wskaźniki uzyskano na podstawie danych z okresu 01.1983 - 09.1994.



Rys. 1. Zagregowane wskaźniki wiodące dla gospodarki polskiej

Zmieniła się chronologia zidentyfikowanych punktów zwrotnych dla niektórych zmiennych. Na przykład, nastąpiła zmiana punktu szczytowego dla produkcji przemysłowej z kwietnia 1988 r. na styczeń 1989 r. i pojawiło się nowe załamanie z minimum w listopadzie 1992 r. Zmiany w chronologii wahań cyklicznych po uwzględnieniu nowych obserwacji dotyczyły również nakładów inwestycyjnych, wydajności pracy, produkcji przemysłu elektromaszynowego i spożywczego, ilościowej produkcji niektórych wyrobów i zapasów.

Stabilna okazała się chronologia zmian indykatorów finansowych, takich jak przychody budżetu, emisja pieniądza, zasoby pieniężne gospodarstw domowych, udział wydatków na żywność w wydatkach ogółem oraz relacja cen charakteryzująca opłacalność produkcji zwierzęcej. Długość cykli koniunktury jest na ogół taka sama, z tendencją do skracania w okresie transformacji.

Interesujące są wyniki zastosowania korelacji krzyżowej do określenia statusu poszczególnych zmiennych (tablica 1). Oszacowane współczynniki korelacji krzyżowej różnią się znacznie - od 0,3 do 0,6, a nawet 0,9 i 1,0 w przypadku zmiennych odzwierciedlających koniunkturę za pomocą testu koniunktury. Większość indykatorów ma charakter wskaźników wiodących, charakteryzujących się krótkim okresem wyprzedzenia (od -1 do -9). Niektóre wskaźniki okazały się indykatorami o dużym wyprzedzeniu, jak np. zapasy w przemyśle i zapasy ogółem (-24), zasoby pieniężne i oszczędności gospodarstw domowych, dla których to zmiennych okres wyprzedzenia wyniósł -19.

Zmiennymi o długim okresie wyprzedzenia i wysokich współczynnikach korelacji są zasoby pieniężne i oszczędności gospodarstw domowych, udział wydatków na żywność w wydatkach ogółem i relacja cen żywca do cen pasz, charakteryzująca opłacalność produkcji rolniczej, oraz przewidywania przedsiębiorstw dotyczące wielkości produkcji.

Niektóre zmienne okazały się zmiennymi opóźnionymi w stosunku do zmian cyklu koniunktury, jak np. produkcja przemysłu elektromaszynowego, produkcja niektórych wyrobów przemysłowych, np. automatów pralniczych, włókien sztucznych, nawozów azotowych, tworzyw sztucznych, ciężarówek i traktorów (dwie ostatnie wielkości są zmiennymi o długim cyklu opóźnienia +14 i +17) i o wysokich współczynnikach korelacji (0,61 i 0,63).

Wyniki analizy korelacji zależą od okresu objętego badaniem. Wyróżnione zostały trzy okresy: 1983-1994, w przypadku niektórych zmiennych 1975-1992, oraz 1989 - wrzesień 1994. Umożliwiło to określenie zmian zachodzących w wynikach analizy zależnie od jej okresu. I tak, produkcja przemysłu elektromaszynowego zmieniła status ze zmiennej opóźnionej na zmienną koincydentną. Wielkości produkcji niektórych towarów (produkcja samochodów osobowych, przerób ropy naftowej) stały się w okresie 1983-1994 zmiennymi

wyprzedzającymi. Dochody budżetu także zmieniły status ze zmiennej opóźnionej na zmienną wyprzedzającą o wysokim współczynniku korelacji (0,62). Oferty pracy, które w okresie 1975-1982 były zmienną wyprzedzającą o niskim współczynniku korelacji, stały się w okresie transformacji wskaźnikiem koincydentnym ze współczynnikiem korelacji 0,84. Przerób ropy naftowej i produkcja tarczycy zmieniły status ze zmiennej wyprzedzającej na zmienną koincydentną.

Wystąpiły również zmiany długości wyprzedzenia, i to różnokierunkowe (skraca się dłuższy okres wyprzedzenia bądź wydłuża krótki).

Powyższe zmiany statusu wskaźników w wyróżnionych okresach wskazują na konieczność zachowania ciągłości badań i ostrożności w formułowaniu wniosków dla gospodarek znajdujących się w procesie transformacji.

Końcowym i najważniejszym etapem badań jest znalezienie zagregowanego wskaźnika wiodącego, wykorzystującego różne zbiory wskaźników wiodących. W tabelicy 2 przedstawione zostały wyniki badania oraz zawartość poszczególnych zbiorów wskaźników wyprzedzających, stanowiących podstawę konstrukcji wskaźników zagregowanych.

Współczynniki korelacji między szeregiem podstawowym i alternatywnymi wskaźnikami wyprzedzającymi są niższe dla okresu transformacji, co wskazuje na konieczność włączenia dodatkowych innych wielkości - charakterystycznych dla gospodarki rynkowej - do zbioru wskaźników wiodących. Przeszkodę stanowią tu jeszcze zbyt krótkie szeregi czasowe takich wskaźników, jak np. kurs dolara, stopa procentowa, stopa bezrobocia.

Zagregowany wskaźnik wiodący powinien spełniać kilka warunków. Po pierwsze, powinien dobrze odzwierciedlać zaobserwowane punkty zwrotne koniunktury oraz umożliwiać określenie punktów zwrotnych w przyszłości. Oznacza to, że biorąc pod uwagę opóźnienia w napływie informacji (zazwyczaj dwumiesięczne), w skład zbioru wskaźników wiodących, stanowiącego podstawę wskaźnika zagregowanego, powinny wchodzić wielkości o wysokich współczynnikach korelacji dla opóźnień co najmniej o trzy okresy dłuższych.

Wskazane również byłoby dokonanie weryfikacji właściwości predykcyjnych poszczególnych wskaźników wiodących poprzez potraktowanie jakiegoś okresu z przeszłości jako próby i sprawdzenie zgodności punktów zwrotnych w tym okresie.

7. Podsumowanie

Efekty przeprowadzonych badań zmian koniunktury w polskiej gospodarce skłaniają do sformułowania następujących uwag podsumowujących:

1. W polskiej gospodarce występowały i nadal występują cykle koniunktury.
2. Niejednorodność gospodarki okresu socjalizmu i okresu przechodzenia do gospodarki rynkowej nie stanowi przeszkody w prowadzeniu badań koniunktury z uwagi na fakt, że zmiany gospodarki, a w szczególności zmiany zachowań podmiotów gospodarczych mają charakter ewolucyjny, a ponadto istnieje możliwość dokonania zmian w zbiorze wskaźników wyprzedzających.
3. Udało się znaleźć alternatywne - podażowo i popytowo zorientowane - zbiory wskaźników wyprzedzających, na podstawie których skonstruowano zagregowany wskaźnik wiodący dla polskiej gospodarki.
4. Ustalono również dwa zbiory wskaźników wyprzedzających o różnej długości okresu wyprzedzenia i określono trzy zagregowane wskaźniki wiodące: o krótkim okresie wyprzedzenia (-8), o długim okresie (-18) oraz wskaźnik wiodący stanowiący kombinację dwóch poprzednich.
5. Współczynniki korelacji między szeregiem podstawowym a zagregowanymi wskaźnikami wiodącymi są wysokie, szczególnie w przypadku zbioru podażowo zorientowanych wskaźników, obejmującego również wyniki badań koniunktury za pomocą testu koniunktury (badania IRG SGH), oraz kombinacji wskaźników o różnej długości wyprzedzenia ($R = 0,82$).
6. Wylimitowanie najstarszych obserwacji i ograniczenie analizy do lat 1983-1993 daje lepsze wyniki - wyższe współczynniki korelacji między szeregiem podstawowym a zagregowanymi wskaźnikami wiodącymi. Należy jednak z dużą ostrożnością traktować powyższy efekt, albowiem krótszy okres analizy oznacza mniejszą liczbę punktów zwrotnych.
7. Porównanie wyników analizy dla różnych okresów umożliwi określenie zbiorów wskaźników wyprzedzających, różniących się zarówno okresem wyprzedzenia, jak i zawartością charakterystycznych dla okresu gospodarki socjalistycznej i gospodarki w okresie transformacji.
8. Wyniki tego typu badań mogą stanowić podstawę przewidywania punktów zwrotnych koniunktury.

Przypisy

¹ Na podstawie opracowania: *OECD Leading Indicators and Business Cycles in Member Countries 1960-1985. Sources and Methods*, Paris 1987.

² Normalizacja polega na podzieleniu przez średnią absolutnych wielkości odchyłeń od średniej. Dodanie 100 do każdej wielkości powoduje wyrażenie każdego szeregu w postaci indeksu. Procedura ta standaryzuje amplitudę zmian cyklicznych.

³ I. Kudrycka, *Problemy i metody modelowania ekonometrycznego*, Warszawa 1984.

⁴ Pojęcie innowacji jest tu równorzędne z szokiem i charakteryzuje nietypowe kształtowanie się danej wielkości, odmienne od przyjętego w wyniku weryfikacji statystycznej modelu.

⁵ Por. zwłaszcza C. R. Nelson, C. Plosser, *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series*, „Journal of Monetary Economics” 1982, nr 10.

⁶ J.Y. Cambell, N.G. Mankiw, *Are Output Fluctuations Transitory*, „Quarterly Journal of Economics” 1987, nr 102; P.K. Clark, *The Cyclical Component of US Economic Activity*, „Quarterly Journal of Economics” 1987, nr 102; R.F. Engel, C.W.J. Granger, *Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing*, „Econometrica” 1987, nr 55; O.J. Blanchard, D. Quah, *A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations*, „American Economic Review” 1989, nr 10; M.H. Pesaran, R.G. Pierce, K.C. Lee, *Persistence, Cointegration: A Disaggregated Analysis of Output Fluctuations in the US Economy*, Cambridge 1990, DAE Working Paper no 9020.

⁷ J.H. Cochrane, *How Big is the Random Walk Component in GNP?*, „Journal of Political Economy” 1988.

⁸ R.F. Engel, C.W.J. Granger, *Cointegration, ..., op. cit.*

⁹ Pełniejsza prezentacja zawarta jest w: I.Kudrycka, R. Nilsson, *Business Cycles in Poland (A Preliminary Analysis)*, Warszawa 1992 oraz I. Kudrycka, R. Nilsson, *Business Cycles in the Period of Transition*, Warszawa 1993.

¹⁰ Są to szeregi czynników odpowiedzialnych m.in. za fluktuacje w gospodarkach rynkowych. Ich znaczenie będzie wzrastać również w polskiej gospodarce, ale ze względu na bardzo krótki okres obserwacji nie mogą być one wykorzystane w analizie.

¹¹ Wartości MCD (*months for cyclical dominance*) określają rząd średniej ruchomej, stanowiącej podstawę eliminowania trendu.

METHODS OF ANALYSING BUSINESS CYCLES USING TIME SERIES

Summary

The author reviews the methods of analysis of business cycles based on statistical information of a high frequency, i.e. monthly or quarterly time series. The review is not limited to the well-known and applied methods; some new directions of analysis as well as author's suggestions of improving the methods used are also presented. The considerations are preceded by a brief discussion of causes of economic fluctuations. In the final part of the paper a summary of results of research in economic fluctuations in Poland since 1975 is given.