PRACE
I MATERIAŁY
Instytutu Rozwoju Gospodarczego

65

Krzysztof Stanek

WYBRANE METODY BADANIA KONDYCJI POLSKIEJ GOSPODARKI ZA POMOCĄ SYNTETYCZNYCH WSKAŹNIKÓW KONIUNKTURY GOSPODARCZEJ

Szkoła Główna Handlowa
Warszawa 1999

KOMITET REDAKCYJNY

„PRAC I MATERIAŁÓW INSTYTUTU ROZWOJU GOSPODARCZEGO"

Elżbieta Adamowicz (przewodnicząca), Eugeniusz Gorzelak, Urszula Grzelońska, Maria Podgórska, Janusz Stacewicz, Krzysztof Stanek (v-ce przewodniczący), Zdzisław Zimny, Katarzyna Majchrzak (sekretarz)

Recenzent - prof.dr hab. Adam Noga

Publikacja wydana w ramach Projektu Badawczego KBN nr 1H02C 003 14 **„Metody badania kondycji polskiej gospodarki za pomocą syntetycznych wskaźników koniunktury gospodarczej"**

Wydawnictwa Instytutu Rozwoju Gospodarczego,
Warszawa, ul. Rakowiecka 22, tel. 849 53 27

Nakład 100 egz.

SPIS TREŚCI

Wprowadzenie.....9

Rozdział I

Metoda badania niektórych struktur gospodarczych

1.1 Struktura eksportu.....13

1.2 Bariera popytu.....26

Rozdział II

Prognozy sytuacji gospodarczej za pomocą wybranych wskaźników syntetycznych

2.1 Prognoza zmian produkcji przemysłu na podstawie popytu odbiorców.....39

2.2 Prognoza tempa wzrostu PKB.....54

2.3 Prognoza barometru koniunktury.....64

Rozdział III

Badanie cykliczności rozwoju polskiej gospodarki

3.1 Metody analizy różnicowej i analizy harmonicznej barometru koniunktury.....71

3.2 Cykl koniunkturalny a barometr koniunktury.....86

3.3 Badanie amplitudy wahań cyklicznych.....103

Rozdział IV

Niektóre aspekty badania rozwoju sektora przemysłowego gospodarki za pomocą wskaźników jakościowych

4.1 Badanie postępu technicznego.....113

4.2 Aspekt metodologiczny konstrukcji wskaźnika koniunktury przemysłu.....135

CONTENTS

Introduction 9

Chapter I

Research method of some economic structures

1.1 Structure of export 13

1.2 Barrier of demand 26

Chapter II

Making economic performance outlook with selected composite indicators

2.1 The outlook for changes in industrial production based on customers' demand 39

2.2 The outlook for the GNP growth rate 54

2.3 The outlook for the business barometer 64

Chapter III

The research on Polish economic cycles

3.1 Methods of differential and harmonic analysis of the business barometer 71

3.2 Economic cycle vs. business barometer 86

3.3 The research on cyclical fluctuations range 103

Chapter IV

Some aspects of the research on industrial sector of the national economy development with qualitative indicators

4.1 The research on technological progress 113

4.2 Methodological aspect of the business indicator's construction 135

Wprowadzenie

65 numer Prac i Materiałów Instytutu Rozwoju Gospodarczego jest zbiorem ważniejszych opracowań autora, wykonanych w ramach Projektu Badawczego KBN *nr 1 HO2C OO3 14 „Metody badania kondycji polskiej gospodarki za pomocą syntetycznych wskaźników koniunktury gospodarczej"* w latach 1998-99[1]. Inne opracowania członków Zespołu Badawczego, realizującego ten projekt opublikowane są w niektórych poprzednich numerach Prac i Materiałów IRG, w serii Zeszyty Koniunktury w Gospodarce Polskiej, w serii Monografie i Opracowania SGH oraz w innych pracach zbiorowych. W ramach tego programu badawczego powstało także wiele prac przedstawionych w postaci referatów na krajowe seminaria naukowe, konferencje krajowe, konferencję CIRET, artykułów opublikowanych w krajowych i zagranicznych czasopismach naukowych poświęconych badaniom koniunktury gospodarczej.

Książka prezentuje zastosowanie niektórych metod badania kondycji gospodarki za pomocą syntetycznych wskaźników koniunktury. Wybrano metody znane z literatury przedmiotu, ale rzadko lub po raz pierwszy zastosowane, wykorzystujące jakościowe wskaźniki aktywności gospodarczej oraz metody zaproponowane przez autora we wcześniej powstałych pracach.

Książka składa się z czterech rozdziałów. Zaproponowana w rozdziale I metoda badania struktur agragatów gospodarczych opiera się na ankietowych wynikach badań koniunktury. Metodę opisano oraz zilustrowano na przykładzie produkcji sektora przemysłu. Charakterystyczną cechą metody jest utworzenie związku ilościowego między pewną częścią produkcji[2] (w p. 1.1 jest to produkcja przeznaczona na eksport, w p.1.2 jest to produkcja, która bieżąco nie została

---

[1] kierowanego przez K.Stanka.

[2] por.: K.Stanek *„Badanie struktury eksportu produktów polskiego przemysłu", w:* Stanek K (red.) *„Z badań koniunktury gospodarczej. Zagadnienia metodologiczne i praktyczne", Oficyna Wydawnicza SGH, PiM IRG nr 36, Warszawa 1993.*

sprzedana) z produkcją typu konsumpcyjnego, produkcją typu zaopatrzeniowego oraz inwestycyjnego. Mając już ten związek (na przykład w postaci równania) można ocenić, jakie części produkcji rozpatrywanych trzech typów są przeznaczone na eksport (p.1.1) lub napotykają na trudności ze sprzedażą (p.1.2), a także, jak cała produkcja eksportowana ew. produkcja niesprzedana rozkłada się na poszczególne trzy typy wyrobów przemysłu.

W rozdziale II przedstawiono możliwości prognozowania sytuacji gospodarczej za pomocą wybranych wskaźników koniunktury. W podrozdziale 2.1 badana jest możliwość prognozowania produkcji przemysłu na podstawie popytu odbiorców produktów tego sektora. Dokonuje się sprawdzenia, czy produkcja dostosowuje się do popytu (krajowego i zagranicznego), a także bada, czy dostosowania te są szybsze w stosunku do popytu krajowego czy zagranicznego, czy w prywatnym czy w publicznym sektorze przemysłu i ew. jak duże są czasowe przedziały dostosowań oraz czy na podstawie zmian popytu można prognozować zmiany produkcji przemysłu? Zastosowana metoda polega na ułożeniu i wnioskowaniu z równań opisujących bieżące zmiany produkcji za pomocą zmiennych, interpretowanych jako popyt krajowy i zagraniczny, zgłoszony bieżąco i we wcześniejszych okresach. Równania te stanowią podstawę do przewidywania zmian produkcji przemysłu na podstawie zmian popytu.

W podrozdziale 2.2 przedstawiono prognozę tempa wzrostu PKB na drugie półrocze 1998 r. Przeprowadzone w tym podrozdziale badanie posiada przede wszystkim charakter metodologiczny. Uzyskane wyniki wskazują na ukierunkowanie przyszłych badań dotyczących zgodności ilościowego opisu tempa wzrostu PKB, dokonanego za pomocą barometrów koniunktury. Istotnym w chwili obecnej ograniczeniem jest dysponowanie zbyt krótkim szeregiem czasowym barometru koniunktury, pozwalającym jedynie na zademonstrowanie metody prognozowania tempa wzrostu PKB. Metoda ta opiera się na istnieniu liniowej zależności między szeregiem tempa wzrostu PKB a szeregiem miesięcznych odpowiadających wartości funkcji liniowo-oscylacyjnej barometru koniunktury o całkowitych wartościach zmiennej czasowej.

W podrozdziale 2.3 podjęto próbę prognozy samego barometru koniunktury, którego czasowy przebieg odpowiada strumieniowi

narastania produktu krajowego brutto. Celem opracowania jest przedstawienie prognozy barometru koniunktury dla gospodarki polskiej na lata 1999-2000. Do badań przyjęto szereg czasowy barometru w wersji Instytutu Rozwoju Gospodarczego za pełne lata od 1993 r. do 1998 r. Długość tego szeregu wynosi 72 (miesiące). Prognozę barometru koniunktury oparto na wartościach dwunastomiesięcznej średniej ruchomej barometru oczyszczonego z trendu liniowego. Badanie wykazało, że średnia ta spełnia równanie zwrotne z dwuokresowym opóźnieniem. Wykorzystując ten wynik można uzależnić bieżącą wartość średniej ruchomej barometru od poprzednich wartości tej średniej.

Rozdział III rozpoczyna część dotycząca analizy cykliczności procesów gospodarczych za pomocą stacjonarnych równań różnicowych, czyli równań, w których zmienne agregatowe dotyczą różnych okresów. W części tej omówiono również podstawy analizy harmonicznej. W drugiej części tego rozdziału zbadano cykliczność zmian koniunkturalnych w czasowym przebiegu barometru koniunktury dla gospodarki polskiej.

W podrozdziale 3.3 sprawdzono słuszność wniosków, co do cykli wykrytych metodami analizy różnicowej oraz obliczono amplitudy tych wahań cykli koniunkturalnych, a także obliczono amplitudy wahań sezonowych. Zastosowaną metodą jest metoda analizy harmonicznej, która nadaje się do tego celu w przypadku cykli o długościach, będących całkowitą wielokrotnością 12 miesięcy. Metoda analizy różnicowej, stosowana w podrozdziale 3.2 , nie pozwala na oszacowanie średniej amplitudy wahań cyklicznych, ponieważ za pomocą tej metody otrzymujemy zazwyczaj amplitudy monotonicznie zmienne, a poza tym, w czasowym przebiegu średniej ruchomej barometru koniunktury, występuje prawdopodobnie zjawisko interferencji fal cyklicznych. Zjawisko to polega na nałożeniu się w niektórych miesiącach lokalnych maksimów i minimów w czasowym przebiegu średniej ruchomej barometru. Uniemożliwia to ustalenie metodą analizy różnicowej, jaką część amplitudy wahań należy przypisać wahaniom sezonowym, a jaką część wahań oscylacjom innego pochodzenia.

W rozdziale IV badano niektóre aspekty rozwoju sektora przemysłowego gospodarki polskiej za pomocą wskaźników jako-

ściowych. W części pierwszej tego rozdziału zastosowano metodę Solowa do badania efektów postępu technicznego w przemyśle publicznym, prywatnym i w przemyśle ogółem. Posłużono się przy tym wskaźnikami jakościowymi - saldami zmian produkcji przemysłowej.

W części drugiej rozdziału IV rozważa się aspekt metodologiczny konstrukcji syntetycznego wskaźnika koniunktury przemysłu ogółem. W badaniu wykorzystano proporcje, w jakich sektor publiczny i prywatny przemysłu przyczyniają się do tworzenia całej produkcji sprzedanej polskiego przemysłu.

Autor pragnie podziękować wszystkim Członkom Zespołu Badawczego realizującego wraz z nim program badawczy, za cenne uwagi do konstrukcji i zawartości niniejszej książki. Szczególne podziękowania składa Głównym Wykonawcom tego programu: Pani Profesor Elżbiecie Adamowicz i Panu Profesorowi Markowi Lubińskiemu, za wiele uwag i wskazówek merytorycznych dotyczących kwestii struktury eksportu polskiego przemysłu, problemów cykli koniunkturalnych i innych podjętych w książce zagadnień.

Krzysztof Stanek

ROZDZIAŁ I

METODA BADANIA NIEKTÓRYCH STRUKTUR GOSPODARCZYCH

1.1 STRUKTURA EKSPORTU

Wstęp

W Instytucie Rozwoju Gospodarczego SGH comiesięcznie od 1987 roku przeprowadzane jest ankietowe badanie przedsiębiorstw polskiego przemysłu. Do lutego 1997 roku badania obejmowały oddzielnie sektor publiczny i prywatny przemysłu. Od marca 1997 r. badany jest cały przemysł łącznie z tym, że istnieje możliwość uzyskiwania wyników w różnych przekrojach, m.in. według sektorów. Tej zmianie organizacyjnej towarzyszyła też pewna modyfikacja pytań zawartych w ankiecie przemysłowej kierowanej do zakładów pracy.

Tryb pozyskiwania wyników nie uległ zmianie. Respondenci, będący podmiotami przemysłu wypełniają otrzymaną co miesiąc ankietę, zakreślając wybrany wariant odpowiedzi na dane pytanie. Wypełnione ankiety zwracane są do Instytutu, gdzie kody odpowiedzi są zliczane a następnie przetwarzane systemem komputerowym.

Cała ankieta przemysłowa posiada charakter testu koniunktury, ale prócz odpowiedzi, na podstawie których tworzy się tzw. salda w teście koniunktury Instytut pozyskiwał z częstotliwością nie mniejszą niż raz na kwartał informacje o strukturze produkcji polskiego przemysłu. W ankiecie przed modyfikacją w marcu 1997 r. była to odpowiedź na comiesięcznie zadawane pytanie nr 10 (udział produkcji na eksport w produkcji przemysłu) oraz na zadawane co trzy miesiące pytanie nr 13 (udział produkcji typu konsumpcyjnego, zaopatrzeniowego, inwestycyjnego w całej produkcji przemysłu). Od marca 1997 dane o udziale produkcji na eksport nie są gromadzone, natomiast obliczane są tylko salda odpowiedzi na pytanie "czy wiel-

kość produkcji na eksport wzrośnie, zmaleje, czy też pozostanie bez zmian?"

W niniejszym badaniu wykorzystywane będą dane o udziale produkcji eksportowej w całej produkcji przemysłu sektora publicznego oraz dane o strukturze produkcji tego sektora w układzie: produkcja typu konsumpcyjnego, zaopatrzeniowego, inwestycyjnego. Nie jest bowiem znana, jako wynik badania ankietowego, struktura eksportu produktów polskiego przemysłu, gdyż w ankiecie nie ma odpowiedniego pytania. W kontekście utrzymującego się od kilku lat niekorzystnego dla gospodarki bilansu w handlu zagranicznym, badanie polskiego eksportu i jego struktury jest badaniem ważnym.

Pytania te formułowane są również w wersji prognostycznej (respondenci komunikują wtedy swoje przewidywania). W niniejszym opracowaniu wykorzystane będą jedynie odpowiedzi na pytania mające charakter diagnostyczny.

Cel badania i algorytm obliczeń

Celem badania jest próba rozpoznania struktury eksportu produktów polskiego przemysłu sektora publicznego w układzie:

- eksportowana produkcja typu konsumpcyjnego,

- eksportowana produkcja typu zaopatrzeniowego,

- eksportowana produkcja typu inwestycyjnego.

Metoda badawcza jest podobna do zastosowanej w cytowanych dalej pracach, w których analizowano strukturę eksportu produktów polskiego przemysłu sektora publicznego w układzie: produkcja typu konsumpcyjnego - produkcja typu zaopatrzeniowego - produkcja typu inwestycyjnego.

Rozpoznanie struktury eksportu pozwoliłoby na sformułowanie wstępnych hipotez co do tego, które segmenty produkcji (według rodzajów działalności) a także jakiej wielkości przedsiębiorstwa przemysłowe (według przyjętej klasyfikacji zatrudnienia) najbardziej przy-

czyniają się do rozszerzenia możliwości importowych polskiego przemysłu oraz do wypracowania ew. nadwyżki w handlu zagranicznym lub do złagodzenia niekorzystnej sytuacji w bilansie handlu zagranicznego. Jest to ważne w sytuacji zagranicznych zobowiązań płatniczych polskiej gospodarki. Umożliwia przeprowadzenie selektywnych procesów inwestycyjnych na poziomie mikroekonomicznym, zorientowanych na wzrost eksportu.

W ostatnich latach władza gospodarcza podjęła próby zastosowania instrumentów stymulacji eksportu (kredyty i ubezpieczenia w KUKE, ulgi podatkowe dla przedsiębiorców eksporterów, ulgi inwestycyjne i inne, w tym także korekty ceny dolara amerykańskiego, marki niemieckiej oraz innych walut)[1]. Wydaje się jednak (o czym dowiadujemy się z ankiet dla przedsiębiorców-eksporterów), że przy obserwowanej inflacji cenowej wskutek szybszego wzrostu cen krajowych niż kursu walutowego, opłacalność eksportu maleje, na co powszechnie narzekają eksporterzy. W niektórych przynajmniej przemysłach potrzebne byłyby więc także inne działania stymulujące eksport. Potrzebna jest więc wiedza, jakiego typu produkty wytwarzają te przemysły.

Przechodząc do zastosowanej metody badawczej oznaczmy przez:

Y - produkcję przemysłu sektora publicznego,

E - produkcję przemysłu przeznaczoną na eksport,

C - produkcję typu konsumpcyjnego,

Z - produkcję typu zaopatrzeniowego,

---

[1] por. np. prace: *J. Biernat i inni „Raport nr 3/1996 i 3/1997 z badań skuteczności stymulatorów produkcji eksportowej objętych programem polityki proeksportowej państwa"*, opracowania Instytutu Rozwoju Gospodarczego.

J - produkcję typu inwestycyjnego[2].

Na podstawie wyników badań ankietowych dysponujemy ilorazami:

$$E/Y\ ,\ C/Y\ ,\ Z/Y\ ,\ J/Y, \tag{1}$$

(dla każdego miesiąca badanego okresu). Dysponujemy więc też następującymi stosunkami:

$$E/J\ ,\ C/J\ ,\ Z/J\ , \tag{2}$$

które otrzymujemy z ilorazów opisanych w (1) przez wzajemne podzielenie. Mając z kolei szereg czasowy ilorazów opisanych w (2), poszukujemy następujących związków:

1. $$\ln(E/J) = p\ \ln(C/J) + q\ \ln(Z/J) + r\ , \tag{3}$$

lub

1a). $$E = D \cdot C^{p} Z^{q} J^{1-p-q} \quad , \tag{4}$$

gdzie $D = e^{r}$,

2. $$\frac{E}{J} = a\frac{C}{J} + b\frac{Z}{J} + c \tag{5}$$

lub

2a) $$E = a\ C + b\ Z + c\ J \tag{6}$$

---

[2] wielkości te dotyczą przedziałów miesięcznych; przyjmujemy umowę, że agregaty te wyrażone są w cenach porównywalnych.

gdzie p , q , r , a , b , c oznaczają stałe, będące współczynnikami estymowanych równań (3) lub (5).

Jeżeli okaże się, że współczynniki p , q spełniają nierówności:

$$0 < p < 1 , \tag{7}$$

$$0 < q < 1 , \tag{8}$$

$$p+q < 1 , \tag{9}$$

to wtedy współczynniki:

p interpretujemy jako udział eksportowanej produkcji typu konsumpcyjnego w eksporcie,

q interpretujemy jako udział eksportowanej produkcji typu zaopatrzeniowego w eksporcie,

1-p-q interpretujemy jako udział eksportowanej produkcji typu inwestycyjnego w eksporcie.

Parametry p oraz q objaśniają strukturę eksportu w układzie: produkcja typu konsumpcyjnego, produkcja typu zaopatrzeniowego, produkcja typu inwestycyjnego.

Współczynniki a , b , c - o ile okaże się, że spełniają warunki:

$$0 < a , b , c < 1 \tag{10}$$

interpretujemy następująco:

a - jako tę część całej produkcji typu konsumpcyjnego, która jest eksportowana,

b - jako tę część całej produkcji typu zaopatrzeniowego, która jest eksportowana,

c - jako tę część całej produkcji typu inwestycyjnego, która jest eksportowana.

Współczynniki te również charakteryzują strukturę eksportu z tym, że w nieco innym układzie niż współczynniki p, q , 1-p-q.

Jeżeli agregaty C , Z , J można wiązać z eksportem E za pomocą równania (4), w którym współczynniki p oraz q spełniają nierówności (7)-(9), to równanie (4) stwarza możliwość wyznaczenia największej wartości stosunku eksportu do produkcji przemysłu. Dzieląc bowiem wyrażenia wypisane po obu stronach równania (4) przez Y = C + Z + J otrzymujemy:

$$u = \frac{E}{Y} = \frac{D \cdot C^p Z^q J^{1-p-q}}{C+Z+J} \tag{11}$$

Przyjmując stosunki C/Z = x , J/Z = y i rozważając funkcję

$$u : \mathfrak{R}^2_+ \to \mathfrak{R}$$

daną wzorem:

$$u(x,y) = D\frac{x^p y^{1-p-q}}{1+x+y} \tag{12}$$

możemy badać istnienie maksimum funkcji u(x,y) na obszarze R_+^2. Zauważmy bowiem, że funkcja ta jest różniczkowalna w R_+^2 i u(x,y) $\to 0^+$ gdy $x \to 0^+$ lub $y \to 0^+$ oraz u(x,y) $\to 0^+$ gdy x (a także y) $\to \infty$ na dowolnej prostej y = kx (k>0), przy czym wartości funkcji u(x,y) są dodatnie. W obszarze R_+^2 funkcja ta przyjmuje maksimum. Aby stwierdzić, czy jest to jedyne maksimum i ew. aby wyliczyć, dla jakiego punktu (x,y) ono występuje obliczmy pochodne cząstkowe funkcji u(x,y) i przyrównajmy je do zera. Wtedy otrzymamy następujący układ równań:

$$\frac{\partial u(x,y)}{\partial x} = D\frac{p(1+x+y)x^{p-1}y^{1-p-q} - x^p y^{1-p-q}}{(1+x+y)^2} = 0$$
$$\frac{\partial u(x,y)}{\partial y} = D\frac{(1-p-q)(1+x+y)x^p y^{-p-q} - x^p y^{1-p-q}}{(1+x+y)^2} = 0. \quad (13)$$

Układ ten jest równoważny z prostszym układem:

$$p(1+x+y) = x,$$
$$(1-p-q)(1+x+y) = y, \quad (14)$$

który posiada dokładnie jedno rozwiązanie:

$$x = \frac{p}{q}, y = \frac{1-p-q}{q} \quad (15)$$

Wartość *u(p/q,(1-p-q)/q)* jest największym możliwym do osiągnięcia udziałem eksportu w produkcji przemysłu. Maksymalne wykorzystanie możliwości eksportowych przemysłu ew. wystąpiłoby gdy

$$C/Z = p/q \quad i \quad J/Z = (1-p-q)/q \ . \quad (16)$$

Dane liczbowe[3] i obliczenia numeryczne oraz wyniki

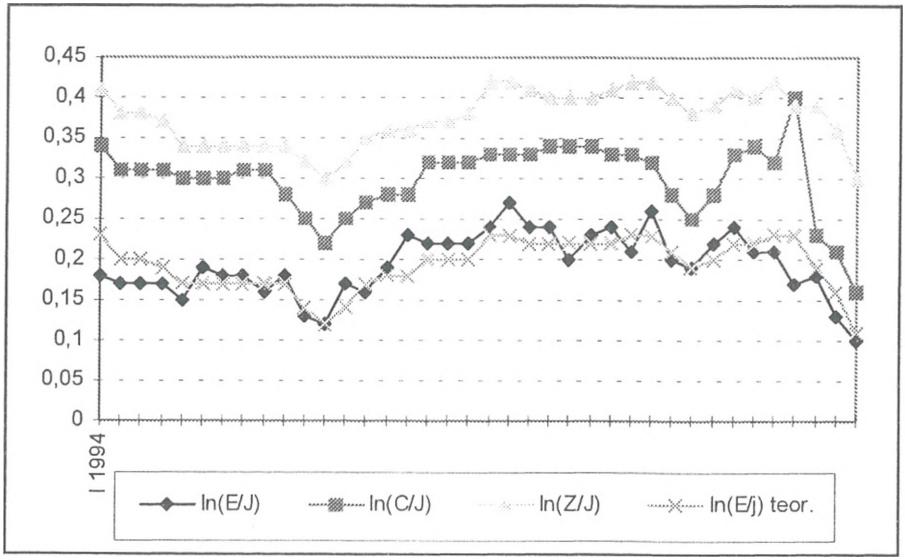
Udziały i inne stosunki rozważanych agregatów obliczane i komunikowane są w dwóch wersjach: zgodnie z oryginalnymi odpowiedziami przedsiębiorstw-respondentów i w wersji, w której odpowiedzi te ważone są wielkością zatrudnienia w przedsiębiorstwie. Ważenie odpowiedzi ma na celu osiągnięcie porównywalności odpowiedzi przez przypisanie większej wagi wariantowi odpowiedzi przedsiębiorstwa dużego a mniejszej wagi dla odpowiedzi przedsiębiorstwa małego. W niniejszym opracowaniu posłużono się odpowiedziami ważonymi.

[3] Dane liczbowe pochodzą z Bazy Danych Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH.

Cokwartalne odpowiedzi przedsiębiorstw dotyczące struktury produkcji w układzie: produkcja typu konsumpcyjnego, zaopatrzeniowego, inwestycyjnego zostałe uzupełnione o dane śródkwartalne, które wyliczono metodą interpolacji liniowej[4].

Korzystając z danych liczbowych[5] dokonano estymacji parametrów równania (3) otrzymując następujące wyniki:

stała r = -0.1258, współczynniki p = 0.3713, q = 0.5608, kwadrat korelacji 0.6863.



Rysunek 1. Wykres zmiennych niezależnych i zmiennej zależnej równania (3).

[4] Wartości odpowiedzi o udziałach E/Y, C/Y, Z/Y, J/Y spisano w tabeli 1 pracy: *K.Stanek „Badanie struktury eksportu produktów polskiego przemysłu sektora publicznego", opracowanie wykonane w Programie Badawczym KBN nr 1 HO2C OO3 14 „Metody badania kondycji polskiej gospodarki za pomocą syntetycznych wskaźników koniunktury gospodarczej"* w 1998 r. Tamże (w tabeli 2) spisano przekształcone dane o strukturze produkcji.

[5] spisanych w kolumnach 2-4 tabeli 3 cytowanej pracy.

Teoretyczne wartości ln(E/J) otrzymano na podstawie równania (3), w którym za współczynniki p,q,r podstawiono liczby uzyskane w procesie regresji liniowej tego równania (por.s.42). Równoważne z (3) równanie (4) ma więc postać:

$$E = 0.881729 \cdot C^{0.371299} Z^{0.560814} J^{0.067887}. \qquad (17)$$

Związek ten będziemy nazywać potęgową funkcją eksportu. Zauważmy, że znalezione wartości parametrów p , q spełniają nierówności (7)-(9). Słuszne są zatem wnioski, ustalone w części teoretycznej opracowania. Tak więc (dla całego badanego okresu):

1 udział eksportowanej produkcji typu konsumpcyjnego w eksporcie wynosi ok. 37.1%,

2 udział eksportowanej produkcji typu zaopatrzeniowego w eksporcie wynosi ok. 56.1%,

3 udział eksportowanej produkcji typu inwestycyjnego w eksporcie przemysłu wynosi ok.6.8 %,

4 ponieważ eksportowana produkcja typu konsumpcyjnego wynosi 0.371E, więc przeciętny udział eksportowanej produkcji typu konsumpcyjnego w całej produkcji przemysłu sektora publicznego wynosi ok. 0.371E/Y = 0.371*0.289 = 0.107,

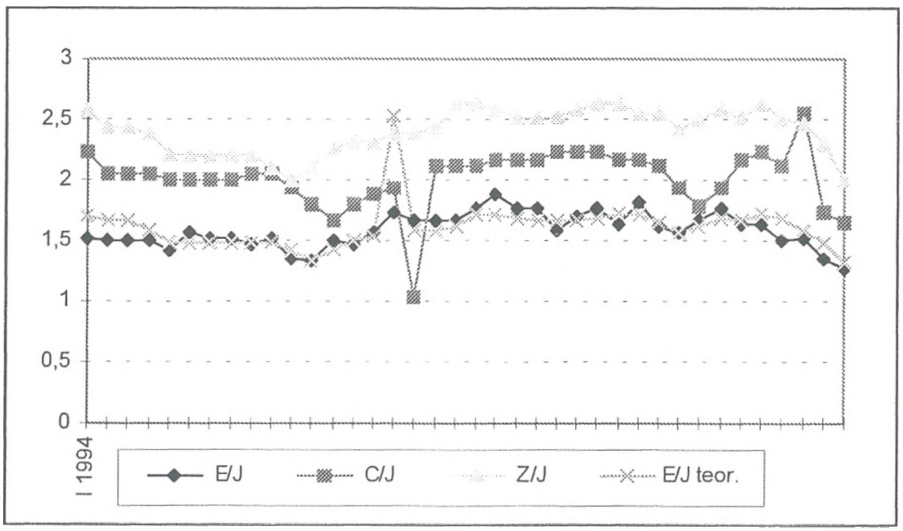
5 podobnie, jak obliczono powyżej, przeciętny udział eksportowanej produkcji typu zaopatrzeniowego w całej produkcji przemysłu wynosi 0.561*0.289 = 0.162,

6 przeciętny udział eksportowanej produkcji typu inwestycyjnego w całej produkcji przemysłu wynosi ok. 0.07*0.289 = 0.02,

7 najwyższy możliwy do osiągnięcia udział eksportu w produkcji przemysłu sektora publicznego może wystąpić, gdy stosunek wielkości dóbr typu konsumpcyjnego do wielkości dóbr typu zaopatrzeniowego wyniósłby 0.3713/0.5608 = 0.662 a stosunek wielkości dóbr typu inwestycyjnego do wielkości dóbr typu zaopatrzeniowego wyniósłby 0.0911/0.5608 = 0.121. Odpowiadający maksymalny udział eksportu w produkcji przemysłu sektora publicznego

wyniósłby wtedy ok. 0.368. Ponieważ przeciętny (w sensie średniej arytmetycznej z okresu objętego badaniem) stosunek E/Y wynosi ok. 0.289, wynika stąd, że przemysł publiczny nie wykorzystuje ok 7.9 % swoich możliwości eksportowych (jest to ważny wynik)[6]. Obliczony odsetek nie jest wielkością bezpośrednio obserwowalną i jest także wątpliwe, czy przedsiębiorstwa w trybie odpowiedzi ankietowych udzieliłyby wiarygodnej informacji na ten temat.

Obecnie przeanalizujemy liniową funkcję eksportu, korzystając z równania (5) i danych liczbowych. Wyniki estymacji współczynników tego równania są następujące:



Rysunek 2. Wykres stosunków E/J , C/J , Z/J oraz wykres teoretycznych wartości E/J, otrzymanych na podstawie równania (5) ze znalezionymi oszacowaniami współczynników tego równania.

[6] W pracy: *K.Stanek „Badanie rezerw produkcji eksportowej polskiego przemysłu w latach 1995-1997 na podstawie wyników odpowiedzi ankietowych"*, wykonanej w ramach badań statutowych IRG w 1997 r. obliczono, jaki odsetek przedsiębiorstw przemysłowych sektora publicznego posiada jeszcze rezerwy duże, małe i znikome.

stała c = 0.0911, współczynniki a = 0.288, b = 0.3814, kwadrat korelacji 0.6659.

W badaniu liniowej funkcji eksportu kwadrat współczynnika korelacji jest niższy niż w badaniu eksportu za pomocą funkcji potęgowej. Znajduje się on jednak w strefie wartosci jeszcze akceptowalnych z ekonometrycznego punktu widzenia. Przedstawimy zatem wnioski wynikające z tego ostatniego badania.

Zauważmy na wstępie, że współczynniki a,b,c spełniają nierówności (10). Zgodnie z interpretacją parametrów a,b,c równania (5) lub równoważnego mu równania (6),

1 eksportowana produkcja typu konsumpcyjnego stanowi ok. 28.8 % całej produkcji tego typu,

2 eksportowana produkcja typu zaopatrzeniowego stanowi ok. 38.1 % całej produkcji tego typu,

3 eksportowana produkcja typu inwestycyjnego stanowi ok. 9.1 % całej produkcji tego typu.

4 ponieważ przeciętny udział C/Y wynosi ok. 0.366, więc przeciętny udział eksportowanej produkcji typu konsumpcyjnego w całej produkcji przemysłu wynosi 0.288*0.366 = 0.105,

5 podobnie, jak obliczono powyżej stwierdzamy, że przeciętny udział eksportowanej produkcji typu zaopatrzeniowego w całej produkcji sektora publicznego wynosi 0.381*0.437 = 0.166,

6 przeciętny udział eksportowanej produkcji typu inwestycyjnego w całej produkcji przemysłu wynosi 0.017.

Utrzymuje się więc w dalszym ciągu sytuacja, w której przemysł sektora publicznego jest najbardziej eksporterem nisko przetworzonych produktów typu zaopatrzeniowego (kopalin, surowców i materiałów do produkcji), a w mniejszym zakresie eksporterem dóbr

konsumpcyjnych czy inwestycyjnych. Sytuację taką zaobserwowano już w podobnych badaniach przeprowadzonych w 1993 r. i w 1995 r[7].

Tabela 1

Zestawienie wyników badania struktury produkcji przemysłu i struktury produkcji eksportowej przemysłu dla okresu O1.1994 do O2.1997

	Relacja	Funkcja produkcji eksportowej	
		potęgowa	liniowa
1	E_C/E	0.371	*
2	E_Z/E	0.561	*
3	E_J/E	0.068	*
4	E_C/C	*	0.288
5	E_Z/Z	*	0.381
6	E_J/J	*	0.091
7	E_C/Y	0.107	0.105
8	E_Z/Y	0.162	0.166
9	E_J/Y	0.02	0.017

*Oznaczenia: E_C - eksportowana produkcja typu konsumpcyjnego, E_Z - eksportowana produkcja typu zaopatrzeniowego E_J - eksportowana produkcja typu inwestycyjnego. * - nie obliczano wartości.*
Źródło: wyniki badań.

[7] por. prace: *K.Stanek, „Badanie struktury eksportu produktów polskiego przemysłu", w „Z badań koniunktury gospodarczej. Zagadnienia metodologiczne i praktyczne, Prace i Materiału Instytutu Rozwoju Gospodarczego nr 36, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 1993* oraz *„Okresowe badania struktury produkcji eksportowej przemysłowych przedsiębiorstw produkcyjnych dużej skali", w: K.Stanek (red.) „Zeszyty Koniunktury w Gospodarce Polskiej" nr 9, Wydawnictwa IRG, Warszawa, wrzesień 1996.*

Tabela 1 (wiersze 7-9) ujawnia, że stosunki w tych wierszach (kolumna 3 - 4) niewiele się różnią.

Tabela 2

Zestawienie wyników dotyczących maksymalnych możliwości eksportowych i rezerw eksportowych, obliczonych w badaniach z lat 1993-1997

Data badania	Badanie za okres	max(E/Y)	rezerwy eksportowe[8]
1993	06.91-12.92	0.38	11
1994	01.93-06.94	0.36	11
1996	03.93-12.95	0.32	3.57
1997	01.94-02.97	0.37	7.9

Źródło: cytowane prace oraz wyniki badań niniejszego opracowania.

Z danych w tabeli 2 wynika, że przemysł publiczny w ciągu ostatnich dwóch lat 1996-1997 poszerzył swoje możliwości eksportowe, ale ich nie wykorzystuje, przy czym stopień nie wykorzystania zwiększa się. Jest on jednak zdecydowanie niższy w stosunku do rezerw eksportowych z lat 1993-1994.

[8] w procentach produkcji sprzedanej.

1.2 BARIERA POPYTU

Wstęp

Jeżeli część produktów przeznaczonych na sprzedaż nie znajduje nabywcy w danym okresie mówimy, że występuje bariera popytu. W tej pracy przez b a r i e r ę p o p y t u rozumiemy tę część produkcji przeznaczonej na sprzedaż w danym okresie, która (w tym okresie) nie znajdzie nabywców. Zazwyczaj produkcja ta przekazana jest do sprzedaży w następnym okresie, często po obniżonych cenach; w pewnej niewielkiej części przekazana jest nabywcom nieodpłatnie, jako darowizna.

C e l e m pracy jest zbadanie, w jakim stopniu bariera popytu dotyczy wytworzonych i przeznaczonych na sprzedaż dóbr:

a) konsumpcyjnych

b) zaopatrzeniowych

c) inwestycyjnych ?

Badanie to przeprowadzono na podstawie wyników ankiety "Koniunktura w Przemyśle" (sektor publiczny), jaką Instytut Rozwoju Gospodarczego SGH prowadził od 1991 wśród przedsiębiorstw pzemysłowych tego sektora[1]. Ankieta ta rozsyłana była do przedsiębiorstw co miesiąc.

---

[1] Ankietowe badania sektora publicznego przemysłu prowadzone są od 1986 r., ale w 1991 r. treść i postać pytań została dostosowana do wymogów reformującej się gospodarki. Kilka lat temu badanie tego typu przeprowadzono dla przedsiębiorstw przemysłu sektora publicznego za okres od czerwca 1991 r. do września 1993 r. Wyniki można znaleźć w pracy K.Stanka *„Bariera popytu w strukturalnym ujęciu produkcji przemysłu sektora publicznego"* , IRG (1993). Dwa lata temu podobne badanie przeprowadzono dla przedsiębiorstw przemysłu sektora prywatnego za okres od stycznia 1994 r. do września 1995 r. Wyniki można znaleźć w

W niniejszej pracy badanie bariery popytu ograniczono do produktów polskiego przemysłu sektora publicznego, za okres od końca drugiego kwartału 1991 roku do końca pierwszego kwartału 1997 roku. Przyjęcie takiego horyzontu badawczego wynikało z dwóch powodów. Po pierwsze, przed czerwcem 1991 r. dane dotyczące bariery popytu nie były gromadzone w Bazie Danych IRG (ankieta przemysłowa miała inną postać). Po drugie, kolejna modyfikacja ankiety nastąpiła w marcu 1997, a pytanie dotyczące bariery popytu kierowane do respondentów zadawane jest co sześć miesięcy, nie tak jak w poprzedniej wersji ankiety - co trzy miesiące.

Jedno z pytań (nr 19) obowiązującej wówczas ankiety dotyczyło odsetka produkcji natrafiającej na barierę popytu. Pytanie to zadawane było raz na kwartał. Wariantom odpowiedzi na to pytanie jednoznacznie przyporządkowane są wartości liczbowe, a utworzone w ten sposób wyniki zostały przetworzone systemem komputerowym. Syntetyczna odpowiedź dotyczy bariery popytu dla całego przemysłu sektora publicznego.[2]

Pytania ankiety "Koniunktura w Przemyśle" umożliwiają m.in. rozpoznanie struktury produkcji przemysłowej z punktu widzenia ostatecznego przeznaczenia (wykorzystania) wytwarzanych wyrobów, (por. podrozdział 1.1)

Odpowiedzi na to pytanie otrzymujemy w tych samych miesiącach, co odpowiedzi na pytanie 19[3].

Należy przy tym zwrócić uwagę, że odpowiedzi na postawione pytanie nie da się uzyskać przez odpowiednie komputerowe

pracy K.Stanka *„Bariera popytu na produkty przemysłu sektora publicznego"*, opracowanie wykonane w ramach badań statutowych IRG w 1996 r.

[2] Wyniki podano w tabeli 1 pracy: *K.Stanek „Okresowe badanie bariery popytu na produkty przemysłu sektora publicznego w Polsce"*, wykonanej w Programie Badawczym KBN nr 1 HO2C OO3 14 *„Metody badania kondycji polskiej gospodarki za pomocą syntetycznych wskaźników koniunktury gospodarczej"* w 1998 r.

[3] Tabela odpowiedzi znajduje się w cytowanej powyżej pracy.

posortowanie wyników zawartych wśród odpowiedzi ankietowych. Wyjątkiem jest bardzo mało prawdopodobny przypadek, gdy ankiety odesłały by wyłącznie przedsiębiorstwa, wytwarzające tylko jeden typ produkcji. Na ogół przedsiębiorstwa wytwarzają produkcję "mieszaną" i dla oceny bariery popytu w każdym z trzech rodzajów produkcji potrzebna jest metoda analityczna, którą szczegółowo opisano poniżej.

Metoda badawcza jest podobna do zastosowanej w cytowanych pracach, w których analizowano strukturę eksportu produktów polskiego przemysłu sektora publicznego w układzie: produkcja typu konsumpcyjnego - produkcja typu zaopatrzeniowego - produkcja typu inwestycyjnego. Przyjmijmy następujące oznaczenia:

t - zmienna czasowa o wartościach całkowitych, numeracja miesięcy badanego okresu,

Y_t - produkcja przemysłu sektora publicznego ogółem w okresie t, w cenach stałych,

B_t - produkcja niesprzedana w okresie t ,

C_t - produkcja typu konsumpcyjnego,

Z_t - produkcja typu zaopatrzeniowego,

J_t - produkcja typu inwestycyjnego.

Jeżeli wszystkie zmienne Y , B , C, Z , J będą dotyczyć tego samego okresu czasu (kwartału), indeks t przy oznaczeniu tych zmiennych zostanie pominięty.

W celu odniesienia wielkości niesprzedanej produkcji przemysłu do produkcji typu konsumpcyjnego, zaopatrzeniowego i inwestycyjnego, tworzymy następujące równanie:

$$\frac{B}{Y} = a\frac{C}{Y} + b\frac{Z}{Y} + c\frac{J}{Y}, \qquad (1)$$

którego parametry a , b , c (stałe lub zmienne w czasie) zostaną wyznaczone metodą ekonometryczną. Podaną niżej interpretację tych parametrów uzasadnia równanie powstałe z (1) przez pomnożenie przez Y:

$$B = a\,K + b\,Z + c\,J\,, \qquad (2)$$

w którym zmienna Y nie występuje. I tak :

a - oznacza niesprzedaną część (ułamek) produkcji typu konsumpcyjnego,

b - oznacza niesprzedaną część produkcji typu zaopatrzeniowego,

c - oznacza niesprzedaną część produkcji typu inwestycyjnego.

Jeżeli parametry a , b , c zostaną już wyznaczone, to stosunek:

aC/B - oznacza udział niesprzedanej produkcji typu konsumpcyjnego w całej niesprzedanej produkcji przemysłu sektora publicznego,

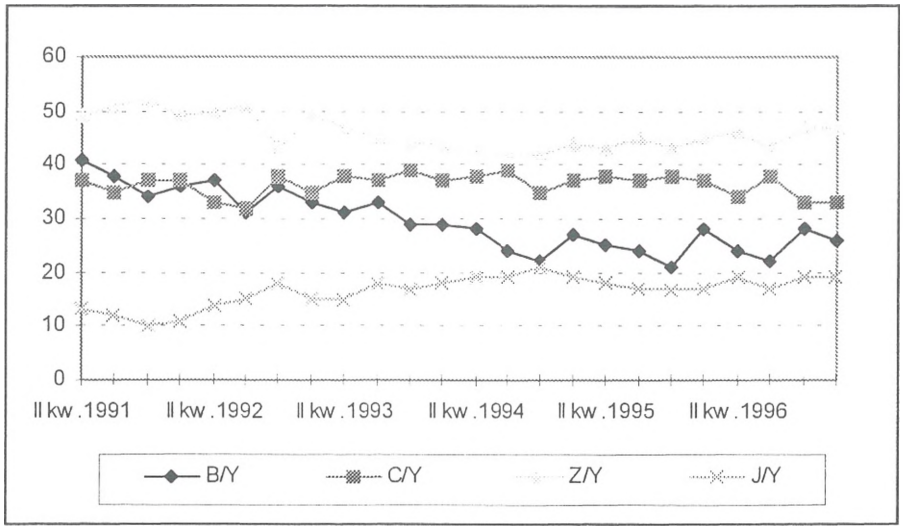
bZ/B - oznacza udział niesprzedanej produkcji typu zaopatrzeniowego w produkcji przemysłu,

cJ/B - oznacza udział niesprzedanej produkcji typu inwestycyjnego w całej niesprzedanej produkcji.

Gdy parametry równania (2) pozwolą na otrzymanie teoretycznych wartości B , zgodnych z wartościami rzeczywistymi przy wysokim współczynniku R^2, to można powiedzieć, że bariera popytu w stukturalnym ujęciu produkcji, odniesiona do produkcji trzech typów, posiada stałe miary, nie podlegające zmianom w czasie. Jeżeli natomiast współczynnik R^2 nie jest zbyt wysoki, zachodzi przypuszczenie, że parametry opisujące strukturę produkcji niesprzedanej w rozważanym układzie dóbr poszczególnych trzech typów z okresu na okres zmieniają się. Mówimy wtedy o zmianach struktury produkcji niesprzedanej.

Istnieje kilka sposobów badania tych zmian strukturalnych. Jeden z nich polega na badaniu stabilności parametrów strukturalnych równania (2), czyli na badaniu, czy i ew. jak zmieniają się wartości parametrów a , b , c , gdy skróceniu ulega szereg czasowy wartości B/Y, C/Y , Z/Y , J/Y, w stosunku do szeregu czasowego odpowiadającego długości wyjściowego okresu badawczego. Można także obliczać wartości tych parametrów np. dla poszczególnych lat badanego okresu, poznając zarazem zmiany bariery popytu w ujęciu strukturalnym, jakie zachodziły z roku na rok. Jeszcze innym sposobem badania tych zmian strukturalnych jest uzależnienie przynajmniej jednego z parametrów a , b , c od zmiennej czasu, co pozwala na obserwację zmian wartosci danego parametru w przyjetym horyzoncie czasu.

Obliczenia liczbowe i prezentacja wyników



Rysunek 1. Struktura produkcji i bariera popytu od czerwca 1991 r. do marca 1997 r.

Struktrę produkcji w układzie produkcja typu konsumpcyjnego, zaopatrzeniowego, inwestycyjnego oraz barierę popytu przedstawia rysunek 1.

Część przedsiębiorstw przemysłowych sektora publicznego nie udziela jednak informacji, jakie są te ilorazy. Z tej przyczyny suma ilorazów C/Y , Z/Y , J/Y jest nieraz mniejsza niż 1. W celu uniknięcia błędów wynikających z nieprawidłowego opisu struktury produkcji należy więc dokonać pewnego unormowania rozpatrywanych stosunków. Zabieg normowania polega na dystrybucji ew. występującego niedoboru sumy wypisanej w mianownikach ułamków (3)-(5) porówno między każdy ze składników tej sumy. "Poprawione" (unormowane) ilorazy obliczono według następujących wzorów:

$$\frac{C}{Y}unormowane = \frac{\frac{C}{Y}}{\frac{C}{Y}+\frac{Z}{Y}+\frac{J}{Y}} \qquad (3)$$

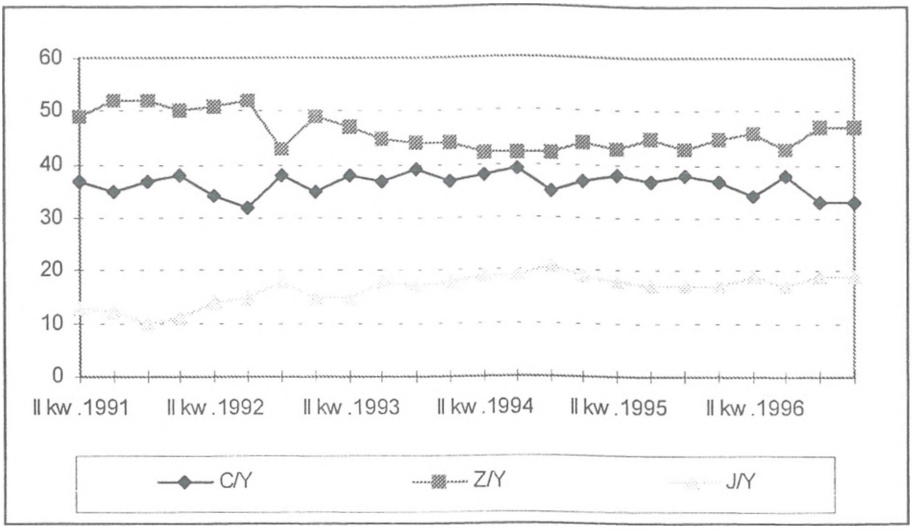
$$\frac{Z}{Y}unormowane = \frac{\frac{Z}{Y}}{\frac{C}{Y}+\frac{Z}{Y}+\frac{J}{Y}} \qquad (4)$$

$$\frac{J}{Y}unormowane = \frac{\frac{J}{Y}}{\frac{C}{Y}+\frac{Z}{Y}+\frac{J}{Y}} \qquad (5)$$

Dla każdego kwartału suma tych unormowanych stosunków wynosi jeden[4].

Wykresy stosunków unormowanych w badanym okresie przedstawia rys.2.

[4] Wartości stosunków unormowanych przedstawiono w tabeli 2 pracy *„Okresowe badanie bariery popytu na produkty przemysłu sektora publicznego w Polsce".*



Rysunek 2. Unormowane dane o strukturze produkcji przemysłu.

Z rysunku tego orientujemy się, że udział produkcji wszystkich trzech typów w całej produkcji nie cechuje się w badanym okresie stałą monotonicznością. Linia trendu liniowego dla stosunku C/Y posiada równanie

$$trend = -0.02\ t + 37.01\ ,$$

dla stosunku Z/Y równanie

$$trend = -0.28\ t + 50.02\ ,$$

dla stosunku J/Y równanie

$$trend = 0.301\ t + 12.96\ ,$$

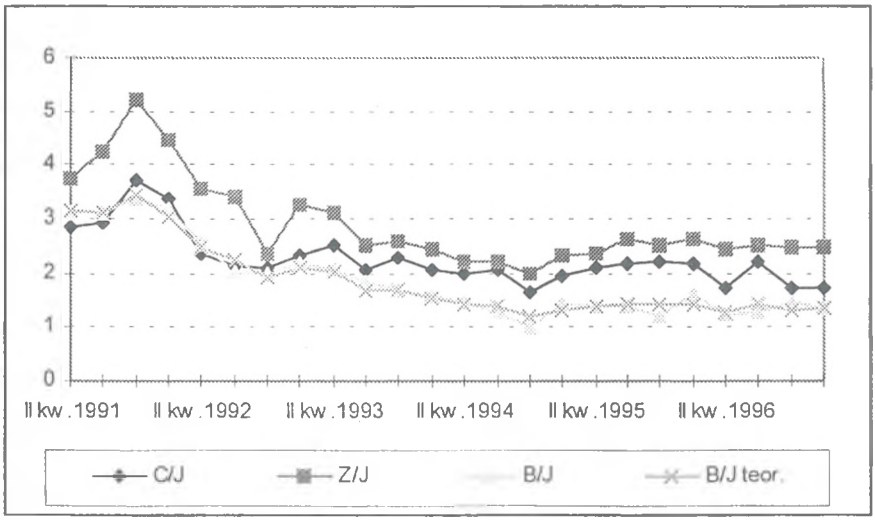
gdzie t = II kw.1991 r. = 1, 2 , 3,..., 24 = I kw. 1997 r.

Udział produkcji niesprzedanej w całej produkcji przemysłu sektora publicznego ma natomiast trend liniowy postaci

$$trend = -0.676\ t + 37.91.$$

Jak widać z wypisanych równań, tylko trend stosunku J/Y jest rosnący, a pozostałe są malejące Biorąc pod uwagę okoliczność, że trend udziału produktów typu konsumpcyjnego w produkcji ogółem jest bardzo nieznacznie spadający a trend stosunku Z/Y i B/Y są szybko malejące i trend J/Y dość szybko rosnący, można powiedzieć, że obserwujemy pozytywne zjawiska w gospodarce, nie odnotowane w poprzednich edycjach badań tego typu.

Przeciętny (unormowany) stosunek C/Y = 0.36 , Z/Y = 0.46, J/Y = 0.18.



Rysunek 3. Przekształcone szeregi opisujące strukturę produkcji i barierę popytu.

W celu wyznaczenia parametrów a , b , c zastosowano dane liczbowe (wypisane w tabeli 3 cytowanej pracy), o wartości stosunków

$$\frac{B}{J}, \frac{C}{J}, \frac{Z}{J}.$$

Do procedury regresji liniowej użyto równania

$$\frac{B}{J} = a\frac{C}{J} + b\frac{Z}{J} + c. \qquad (6)$$

Na odpowiadających szeregach czasowych o długości 24, nie otrzymano wyników zadowalających z ekonometrycznego punktu widzenia. Powstały też trudności z interpretacją otrzymanego oszacowania parametru c. Wysunięto więc hipotezę, że przyczyną tego faktu jest duża niestabilność parametru c. W tej sytuacji postanowiono parametr ten potraktować jako (niestałą) funkcję czasu przyjmując, że

$$c = dt^2 + et + f \ , \qquad (6a)$$

gdzie w (6a) współczynniki d , e , f są stałe. Estymacji poddano zatem współczynniki równania zmodyfikowanego względem (6) o postaci:

$$\frac{B}{J} = a\frac{C}{J} + b\frac{Z}{J} + dt^2 + et + f. \qquad (7)$$

Otrzymano następujące wyniki:

$$a = 0.2615 \ , \ b = 0.2379 \ , \ d = 0.0038 \ , \ e = -0.1463, \ f = 1.6425 \ , \qquad (8)$$

przy współczynniku $R^2 = 0.9723$. Odpowiadająca formuła dla bariery B ma postać:

$$B = 0.2615\, C + 0.2379\, Z +$$

$$+ (0.0038\, t^2 - 0.1463\, t + 1.6425)\, J \ , \qquad (9)$$

dla t = 1 , 2 , ..., 24. Teoretyczne wartości stosunku B/J dla poszczególnych wartości t obliczono na podstawie równania (9), które uprzednio podzielono przez J.

Wielomian

$$W(t) = 0.0038\, t^2 - 0.1463\, t + 1.6425 \qquad (10)$$

posiada dodatni współczynnik przy najwyższej potędze zmiennej t oraz posiada ujemny wyróżnik (równy -6.43). Przyjmuje więc wyłącznie wartości dodatnie, w szczególności dla t = 1 , 2 , 3 ..., 24. Wartości wielomianu W(t) (dla poszczególnych t) oznaczają udział niesprzedanej produkcji typu inwestycyjnego w całej produkcji tego typu[5].

Wielomian W(t) posiada oczywiście minimum równe ok. 0.2344, występujące dla t = 19.25, czyli występujące na początku pierwszego kwartału 1996 r.

Wyniki spisane w (8) interpretujemy w ten sposób, że w okresie od drugiego kwartału 1991 do pierwszego kwartału 1997 r. przeciętny udział niesprzedanej produkcji typu konsumpcyjnego w całej produkcji tego typu wynosił 0.2651, udział niesprzedanej produkcji typu zaopatrzeniowego w całej produkcji tego typu wynosił 0.2379, natomiast udziały niesprzedanej produkcji typu inwestycyjnego w całej produkcji tego typu komunikuje tabela[6]. Komentarza wymagają być może wysokie wartości tego ostatniego udziału na początku badanego okresu. Otóż lata 1991 i 1992 były takimi latami, w którymi nie tylko, że istniały kłopoty ze sprzedażą dóbr inwestycyjnych[7], ale i przedsiębiorstwa produkcyjne wyprzedawały swój majątek trwały, co dodatkowo utrudniało zbyt produkowanych przez inne przedsiębiorstwa dóbr inwestycyjnych. Po kilku latach sytuacja ta unormowała się i udziały niesprzedanej produkcji typu inwestycyjnego w całej produkcji tego typu nie odbiegały znacząco od podobnych udziałów dla dóbr pozostałych rodzajów.

Najlepsza sytuacja w zakresie sprzedaży dóbr typu inwestycyjnego miała miejsce na początku 1996 r., kiedy to odsetek dóbr

---

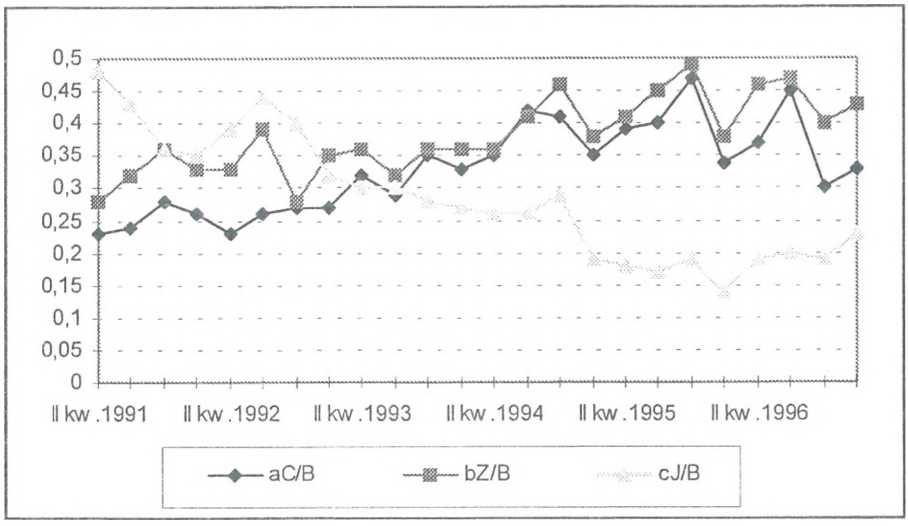
[5] Wartości te spisano w tabeli 4 pracy *„Okresowe badanie bariery popytu na produkty przemysłu sektora publicznego w Polsce"*.

[6] (tabela 4) cytowanej powyżej pracy.

[7] co było związane z załamaniem rynków wschodnich, które w latach osiemdziemdziesiątych, które były wtedy głównymi odbiorcami dóbr inwestycyjnych, produkowanych przez polski przemysł.

inwestycyjnych napotykających na trudności ze sprzedażą był możliwie najniższy w całym badanym okresie. Świadczy to o tym, że od początku 1996 występowała dobra koniunktura, sprzyjająca rozwojowi przedsiębiorstw i nowym inwestycjom. Kolejne kwartały przynosiły stopniowe pogarszanie się tej sytuacji.

Strukturę całej niesprzedanej produkcji przemysłu w układzie: produkcja typu konsumpcyjnego, zaopatrzeniowego, inwestycyjnego wyspecyfikowano za pomocą stosunków aC/B, bZ/B, cJ/B dla poszczególnych kwartałów.[8]



Rysunek 4 Graficzna ilustracja struktury produkcji niesprzedanej w okresie od drugiego kwartału 1991 r. do pierwszego kwartału 1997 r.

Podsumowanie

Z przeprowadzonej analizy wynika, że na początku badanego okresu niesprzedana produkcja typu inwestycyjnego stanowiła największą część niesprzedanej produkcji przemysłu (prawie połowę). Niesprzedana produkcja typu zaopatrzeniowego stanowiła nieco

[8] w tabeli 5 cytowanej pracy.

mniej niż 1/3 niesprzedanej produkcji przemysłu, natomiast niesprzedana produkcja typu konsumpcyjnego stanowiła nieco mniej niż 1/4 całej produkcji niesprzedanej przemysłu. Na przestrzeni 24 kwartałów doszło do zmiany sytuacji. W pierwszym kwartale 1997 r. niesprzedana produkcja typu inwestycyjnego to tylko 1/4 całej niesprzedanej produkcji przemysłu, niesprzedana produkcja typu zaopatrzeniowego, to ponad 40 % całej niesprzedanej produkcji przemysłu, natomiast niesprzedana produkcja typu konsumpcyjnego to ok. 1/3 całej produkcji napotykającej na trudności ze sprzedażą w tym kwartale. Wydaje się, że na przestrzeni badanego okresu odbiorcy dóbr wykazują tendencję do ukierunkowywania popytu na dobra inwestycyjne i do ograniczania popytu na dobra zaopatrzeniowe, co by świadczyło o próbach wprowadzania nowych (mniej materiałochłonnych technologii) i niestety o zbyt wolnym dostosowywaniu się producentów dóbr zaopatrzeniowych do zmieniającego się popytu na te dobra.

W całej produkcji przemysłu, produkcja niesprzedana stanowi ok. 29.45 % (jest to wartość przeciętna, odniesiona do każdego z miesięcy badanego okresu 24 kwartałów).

Na przestrzeni całego badanego okresu odsetek ten cechuje się wyraźnymi wahaniami.

Udział niesprzedanej produkcji typu konsumpcyjnego (przyjęty jako stały) w produkcji tego typu wyniósł 0.2615.

Udział niesprzedanej produkcji typu zaopatrzeniowego (przyjęty jako stały) w produkcji tego typu wyniósł 0.2379.

Udział niesprzedanej produkcji typu inwestycyjnego w produkcji tego typu okazał się być parametrem szybko zmieniającym się na przestrzeni 24 badanych kwartałów: najpierw malał do wartości ok. 0.23 (początek 1996 r.), następnie wzrastał.

Generalnie należy stwierdzić, że bariera popytu ulega zmianom, zarówno w odniesieniu do całego przemysłu jak i do dóbr rozważanych trzech typów produktów, przy czym zmiany po stronie bariery popytu na dobra inwestycyjne powinny być postrzegane pozy-

tywnie, zwłaszcza do początku roku 1996, a zmiany po stronie bariery popytu na dobra zaopatrzeniowe powinny być postrzegane jako brak reakcji dostosowawczych producentów tych dóbr.

ROZDZIAŁ II

PROGNOZY SYTUACJI GOSPODARCZEJ ZA POMOCĄ WYBRANYCH WSKAŹNIKÓW KONIUNKTURY

2.1 PROGNOZA ZMIAN PRODUKCJI PRZEMYSŁU NA PODSTAWIE POPYTU ODBIORCÓW

Wstęp

Jeszcze kilka lat temu przeciętny nabywca dóbr produkowanych przez polski przemysł zmuszony był korzystać z oferty producenta, która nie zawsze mogła zadowalać nabywcę. Alternatywą było korzystanie z oferty zagranicznej, bardziej kosztownej w stosunku do krajowej. Prawie dziesięć lat gospodarki rynkowej zmieniło tę sytuację. Konkurencja w pozyskiwaniu odbiorców produkowanych dóbr doprowadziła do rynku nabywcy. Producenci, m.in. przemysł, dostosowują swoją produkcję do zapotrzebowań zgłoszonych przez potencjalnych odbiorców krajowych i zagranicznych: handel, rolnictwo, budownictwo, także sam przemysł oraz odbiorców innych sektorów gospodarki.

C e l e m niniejszego opracowania jest sprawdzenie, czy wyniki prowadzonych w Instytucie Rozwoju Gospodarczego badań koniunktury przemysłu potwierdzają "prawo" gospodarki rynkowej, zgodnie z którym produkcja dostosowuje się do popytu (krajowego i zagranicznego), a także zbadanie, czy dostosowania te są szybsze:

- w stosunku do popytu krajowego czy zagranicznego?

- w prywatnym czy w publicznym sektorze przemysłu i ew. jak duże są czasowe przedziały dostosowań?

oraz

- czy na podstawie zmian popytu można prognozować zmiany produkcji przemysłu?

Jak wynika z ankietowych badań przedsiębiorców - eksporterów[1], u podmiotów gospodarczych przemysłu wytwarzających produkty dla zagranicy występują jeszcze pewne niewielkie rezerwy zdolności produkcyjnych. Większe rezerwy tego typu występują u przedsiębiorców produkujących na rynek krajowy. W obrębie tych rezerw można oczekiwać, że dostosowania zmian produkcji do zmian popytu odbywają się w krótkim okresie, porównywalnym z częstotliwością ankietowych badań kondycji ekonomicznej przemysłu[2]. W niniejszej pracy sprawdzana będzie także i ta hipoteza. Podjęta zostanie również próba zbadania, czy dostosowanie zmian produkcji do zmian popytu krajowego trwa krócej niż do zmian w popycie zagranicznym na produkty polskiego przemysłu[3].

Szczegółowy opis metod badawczej

W pracy zastosowano prosta metodę analityczną, polegającą na posługiwaniu się i wnioskowaniu z liniowych równań modelowych. w równaniach tych występują zmienne, charakterystyczne dla ankietowych badań koniunktury. Są nimi salda w teście koniunktury.saldo zmian produkcji[4], oznaczone przez Y_t , gdzie indeks t oznacza zmienną czasu, saldo zamówień zagranicznych oznaczone przez Z_t

[1] por.pracę: J.Biernat, „Raport nr 3/1998 z badań skuteczności stymulatorów produkcji eksportowej objętych programem polityki proeksportowej państwa", listopad 1998, wyd. Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH. Badania te częściowo prowadzone są w ramach badań koniunktury przemysłu.

[2] jeżeli dostosowania produkcji do popytu wymagają poszerzenia lub modernizacji istniejących zdolności wytwórczych, okres tych dostosowań byłby porównywalny z długością cyklu inwestycyjnego w przemyśle; w niniejszej pracy badaniem obejmujemy tylko dostosowania krótkookresowe.

[3] ta kolejna hipoteza niniejszej pracy wynika właśnie z rozmiarów rezerw zdolności wytwórczych, pozostających w dyspozycji producentów przemysłu.

[4] zwanej ogółem, tzn. produkcji na kraj i dla zagranicy.

oraz saldo zamówień krajowych oznaczone przez K_t . Objaśnimy dla przykładu pojęcie salda produkcji. Saldo produkcji w okresie (miesiącu) t jest to odsetek ankietowanych respondentów przemysłu sektora publicznego, którzy w miesiącu t pozytywnie odpowiedzieli na pytanie o faktyczny wzrost swojej produkcji sprzedanej (w jednostkach fizycznych albo w cenach stałych) w stosunku do miesiąca t-1, pomniejszony o odsetek respondentów, którzy na to pytanie udzielili odpowiedzi negatywnej[5].

Podobnie definiuje się pojęcia zmiennych salda zamówień zagranicznych oraz krajowych.

Wartości zmiennych Y_t , Z_t , K_t rejestrowane są po każdej turze badań, a więc co miesiąc. Jednakże (ponieważ produkcja jest procesem ciągłym) a zmiany popytu krajowego i zagranicznego następują z częstotliwością wyższą niż raz na miesiąc, więc dla celów obliczeń w tej pracy proponuje się wprowadzenie zmiennych Y(t) , Z(t) , K(t) traktowanych jak funkcje czasu o argumentach mogących być dowolnymi elementami ustalonych przedziałów liczbowych. Określamy zatem następujące funkcje:

$$Y : <0,\infty) \rightarrow <-100,100> \qquad (1)$$

$$Z : <0,\infty) \rightarrow <-100,100> \qquad (2)$$

$$K : <0,\infty) \rightarrow <-100,100> \qquad (3)$$

oznaczone odpowiednio przez

$$Y = Y(t) , Z = Z(t) , K = K(t). \qquad (4)$$

O funkcjach tych zakładamy, że są one różniczkowalne na przedziale $<0,\infty)$ oraz że dla nieujemnych całkowitych wartości t = O,l,2,...przyjmują one odpowiednio wartości Y_t , Z_t , K_t , rejestrowane w toku przetwarzania miesięcznych ankietowych danych źródłowych

[5] w ankiecie "Koniunktura w Przemyśle" (IRG) jest to pierwsze pytanie części 3 "Analiza wyników". Pytanie to formułowane jest także w wersji prognostycznej, która ma niewielkie zastosowanie w tej pracy.

o kondycji przemysłu. Zbiór wartości wypisanych funkcji /por. (I)-(3)/ (jako różnic między odsetkami) jest zawarty w przedziale<-lOO,lOO>.

Wprowadzenie funkcji o podanych własnościach umożliwia zastąpienie wartości funkcji na niekoniecznie całkowitym argumencie przez liniową kombinację wartości funkcji na dwóch kolejnych argumentach całkowitych. To zastąpienie (przybliżenie) jest tym dokładniejsze, im wolniejsze są zmiany wartości funkcji w czasie.

Aby przedstawić odpowiednie równania zastępujące, powołamy się na definicję pochodnej zwyczajnej /np.funkcji z = Z(t)/ określanej jako granica

$$\dot{Z}(t) = \frac{dZ(t)}{dt} = \lim \frac{Z(t+h) - Z(t)}{h} = \lim \frac{Z(t) - Z(t-h)}{h}. \qquad (5)$$

Ponieważ przy dyskretnym traktowaniu czasu skok argumentu t wynosi 1, za "małe" będziemy uważać te wartości przyrostu argumentu h przy ciągłym sposobie traktowania czasu, które spełniają warunek:

$$|h| \leq 1 . \qquad (6)$$

Wtedy (dla małych wartości h)

$$\dot{Z}(t) \approx \frac{Z(t) - Z(t-h)}{h} \qquad (7)$$

W szczególności dla h = 1 mamy:

$$\dot{Z}(t) \approx Z(t) - Z(t-1) \qquad (8)$$

Stosując kolejno wzory (7) i (8) można otrzymać

$$\begin{aligned} &Z(t-h) \approx Z(t) - h\dot{Z}(t) \approx \\ &Z(t) - h(Z(t) - Z(t-1)) = \\ &(1-h)Z(t) + hZ(t-1). \end{aligned} \qquad (9)$$

Ze wzoru (9) wynika, że dla całkowitych argumentów t oraz dla

$$-1 \leq h \leq 1$$

wartość bezpośrednio nieobserwowalna Z(t-h) może być zastąpiona przez liniową kombinację wartości obserwowalnych $Z(t)=Z_t$ oraz $Z(t-1)=Z_{t-1}$. Wzór (9) umożliwia więc wykrycie krótkich opóźnień (lub wyprzedzeń) jednych zmiennych względem innych. Podobne przybliżenie (9) jak dla Z można otrzymać dla zmiennej K.

Nawiązując do p.I opracowania i do celu pracy, chodzi o stwierdzenie czy:

1^0 pomiędzy zmiennymi Y , Z , K zachodzi zależność

$$Y(t) = A\,Z(t-h) + B\,K(t-v) + C \qquad (10)$$

akceptowalna z ekonometrycznego punktu widzenia?

(Zamiast (IO) można też pisać

$$Y_t = A\,Z_{t-h} + B\,K_{t-v} + C\,, \qquad (10a)$$

gdzie A , B , C , h , v oznaczają pewne stałe).

2° czy stałe A , B , h , v spełniają warunki

$$O<A\,,\ O<B \qquad (11)$$

$$-1 \leq v < h \leq 1\ ? \qquad (12)$$

Nierówności (11)-(12) oznaczają, że zmiany zarówno popytu zagranicznego jak i krajowego pozytywnie stymulują zmiany produkcj i przemysłu, przy czym nierówności (12) oznaczają dodatkowo, że dostosowanie zmian produkcji do zmian zamówień krajowych trwa krócej niż do zmian w poziomie zamówień zagranicznych. Jeżeli któraś z liczb v lub h jest ujemna, można mówić o dostosowaniu zmian produkcji do przyszłych (bieżąco przewidywanych) zmian popytu.

Jak wynika ze wzoru (10), zależność między saldem produk-

cji, saldem zamówień zagranicznych i zamówień krajowych postulujemy w postaci równania liniowego, ale nie przesądzamy jednorodności tego równania (tzn. dopuszczamy przypadek $c \neq 0$) . Nie zakładamy też a'priori, że A + B = 1. Ta pewnego rodzaju ostrożność wynika stąd, że nie cała produkcja przemysłu wytworzona jest zgodnie z zamówieniami krajowymi i zagranicznymi, a poza tym część zmian produkcji służy odbudowie lub redukcji zapasów. Dotyczy to zarówno ilości, jakości oraz asortymentu produkcji. Gdyby jednak wiadomo było z góry, że cała produkcja przemysłu w okresie t została wytworzona "pod krajowe i zagraniczne zamówienia" oraz, że produkcja ta została sprzedana, wtedy w równaniu (10) można by przyjąć

$$A + B = 1 \text{ oraz } C = 0 . \tag{13}$$

Obecnie przekształcimy równanie (l0a) lub równanie (10). Zgodnie z (9) mamy:

$$Y_t = A\, Z_{t-h} + B\, K_{t-v} + C = A\, (Z_t - hZ_t) + B\, (K_t - vK_t)$$

$$+ C = A\, (Z_t - h\, (Z_t - Z_{t-1})\,) + B\, (K_t - v\, (K_t - K_{t-1})\,) +$$

$$+ C = A\, (Z_t - hZ_t + hZ_{t-1}) + B\, (K_t - vK_t + vK_{t-1}) + C =$$

$$= A\, (1-h)\, Z_t + AhZ_{t-1}. + B\, (l-v\,)K_t + + BvK_{t-1}$$

$$+ C. \tag{14}$$

Jeżeli więc będziemy poszukiwać stałych równania

$$Y_t = a\, Z_t + b\, Z_{t-1}. + c\, K_t + d\, K_{t-1}. + C , \tag{15}$$

to współczynniki A , B , h , v wyznaczymy z następującego układu równań:

A = a+b, (16) $B = c+d$, (17) $b = Ah$, (18) $d = Bv$ (19). Stałe równania (15) wyznaczymy natomiast metodami ekonometrycznymi.

Uzależnienie zmian produkcj i od zmian bieżących zamówień i

od zmian zamówień z okresu poprzedniego jest w równaniu (15) tylko uproszczeniem, gdyż faktycznie producenci podejmują decyzję o zmianach produkcji dopiero, gdy zmiany zamówień potwierdzają się w kilku okresach.

Analiza empiryczna

Badanie polegające na estymacji równania (15) i na wyznaczeniu stałych A , B , h , v przeprowadzono z użyciem miesięcznych danych liczbowych[6] o wartościach sald Y , Z , K za okres od marca 1997 r. do grudnia 1998 r[7].

Wykres linii Y_t , Z_t , K_t przedstawiono na rysunku 1.

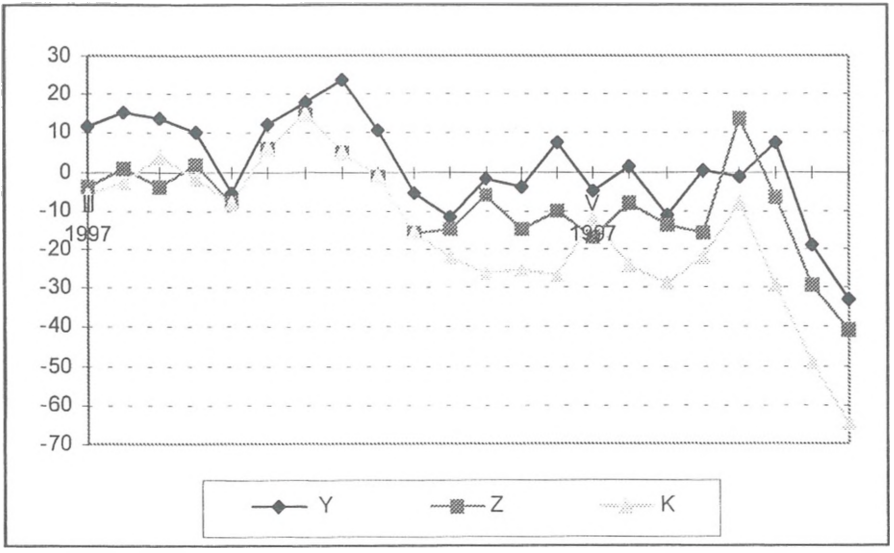
Już nawet graficzna analiza przebiegu linii zmian sald produkcji, zamówień zagranicznych i krajowych wskazuje na prawidłowość polegającą na dość zgodnym przebiegu czasowym wszystkich trzech pasm. Wskazuje to na dość ścisłą korelację produkcji z zamówieniami. Dokładne wyniki komunikuje rezultat estymacji parametrów równania (15)[8]. Dla przemysłu sektora publicznego $R^2 = 0.8542$. Parametry równania są następujące:

---

[6] Dane te pochodzą z pracy: K.Stanek *„Badanie dostosowań produkcji do popytu w polskim przemyśle za pomocą równań opisowych ze zmiennymi o opóźnionych argumentach"*, opracowanie wykonane w ramach Programu Bawczego KBN *nr 1 HO2C OO3 14 „Metody badania kondycji polskiej gospodarki za pomocą syntetycznych wskaźników koniunktury gospodarczej* (tabela 1). Dotyczą one przemysłu sektora publicznego, sektora prywatnego oraz przemysłu ogółem.

[7] w marcu 1997 r. została odnowiona baza adresowa przedsiębiorstw, dzięki czemu dane liczbowe o kondycji przemysłu sektora prywatnego stały się bardziej wiarygodne. Przy opracowywaniu wyników dysponowano tylko danymi do grudnia 1998 r.

[8] por. tabela 2 cytowanej pracy.



Rysunek 1. Salda zmian produkcji, zamówień zagranicznych i zamówień krajowych (w procentach). Przemysł sektora publicznego w okresie od marca 1997 do grudnia 1998 r.

$a = 0.8519$, (20) $b = 0.075$, (21) $c = 0.0807$, (22) $d = 0.0051$, (23) $C = 10.8045$ (24).

Tworząc na podstawie równości (20)-(23) układ równań odpowiadający układowi (16)-(19), wyznaczamy poszukiwane stałe A , B , h , v : $A = 0.9265$, (25) $B = 0.0858$, (26) $h = 0.8052$, (27) $v = 0.0594$ (28). Równanie (l0a) ma zatem przybliżoną postać:

$$Y_t = 0.9265\, Z_{t-0.8} + 0.0858\, K_{t-0.06} + 10.8045, \qquad (29)$$

odpowiadającą równaniu

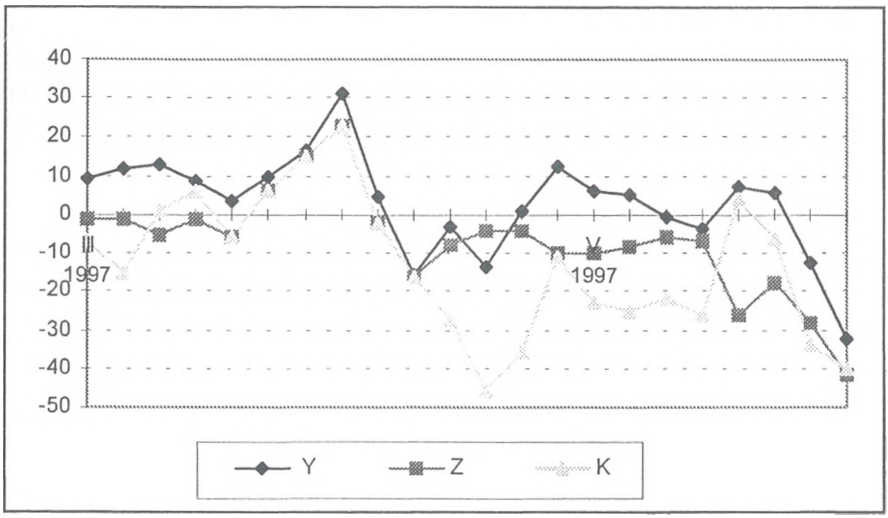
$$Y_t = 0.8519\, Z_t + 0.0746\, Z_{t-1} + 0.0807\, K_t +$$

$$+ 0.0051\, K_{t-1} + 10.8045\,. \qquad (30)$$

To ostatnie równanie opisuje faktycznie zarejestrowany ciąg wartości

sald produkcji przy współczynniku korelacji, którego kwadrat wynosi ok.O.8542.

Podobne badanie przeprowadzono dla prywatnego sektora przemysłu[9].



Rysunek 2 Wykres salda zmian produkcji, zamówień zagranicznych i zamówień krajowych. Przemysł sektora prywatnego.

Wyniki są następujące: $R^2 = 0.8025$, a współczynniki są równe: $a = 0.4894$, (31) $b = -0.0529$, (32) c = 0.4803 , (33) $d = -0.1728$, (34) $C = 10.3528$, (35).

Podobnie, jak dla przemysłu sektora publicznego, wyznaczamy stałe:

$A = 0.4365$, (36) B = 0.3075 , (37) $h = -0.1212$, (38) $v = -0.5619$ (39).

Równanie (IOa) ma zatem przybliżoną postać:

$$Y_t = 0.4365\, Z_{t+0.12} + 0.3075\, K_{t+0.56} +$$

[9] Dane liczbowe prezentuje tabela 3 cytowanej pracy.

$$+ 10.3528 \ , \qquad (40)$$

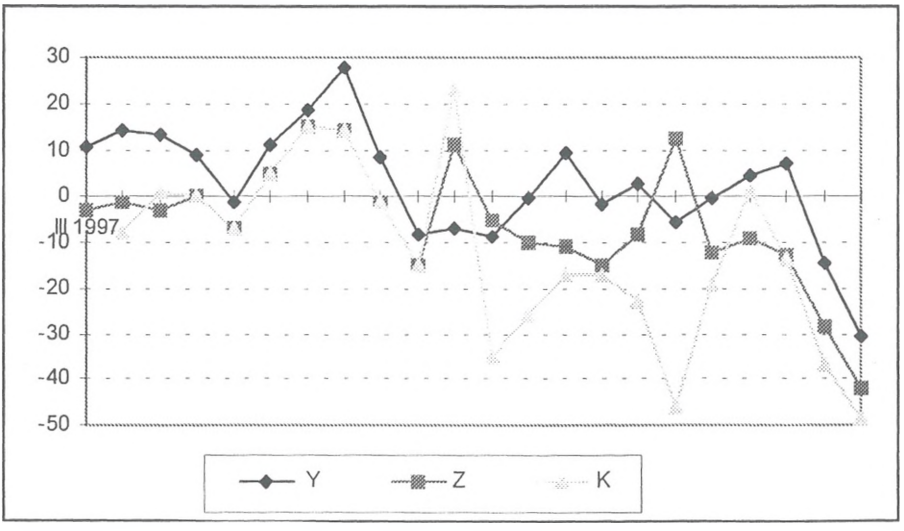
odpowiadającą równaniu

$$Y_t = 0.4894\ Z_t - 0.0529\ Z_{t-1} +$$

$$+ 0.4803\ K_t - 0.1728\ K_{t-1} + 10.3528\ . \qquad (41)$$

To ostatnie równanie opisuje faktycznie zarejestrowany ciąg wartości sald produkcji przy współczynniku korelacji, którego kwadrat wynosi ok.O.8.

Podobne badanie przeprowadzono jeszcze dla przemysłu ogółem[10].



Rysunek 3. Wykres salda zmian produkcji, zamówień zagranicznych i zamówień krajowych. Przemysł ogółem.

[10] Dane liczbwe prezentuje tabela 5 cytowanej pracy.

Wyniki są następujące: $a = 0.2821$, (42) $b = 0.3122$, (43) $c = 0.2742$, (44) $d = -0.0185$, (45) $C = 8.3321$ (46), przy współczynniku R^2 równym ok. 0.6533.

Poszukiwane stałe A, B, h, v wynoszą: $A = 0.5943$, (47) $B = 0.2557$, (48) $h = 0.5253$, (49) $v = -0.0723$ (50).

Równanie (IOa) ma zatem przybliżoną postać:

$$Y_t = 0.2821\, Z_{t-0.5} + 0.25\, K_{t-0.07} + \\ + 8.3321 . \qquad (51)$$

odpowiadającą równaniu

$$Y_t = 0.2821\, Z_t + 0.3122\, Z_{t-1} + \\ + 0.2742\, K_t - 0.0185\, K_{t-1} + \\ + 8.3321. \qquad (52)$$

To ostatnie równanie opisuje faktycznie zarejestrowany ciąg wartości sald produkcji przy współczynniku korelacji, którego kwadrat wynosi ok.O.65.

Wnioski z badań

Podstawą przyjęcia wniosków z badań empirycznych są równości (25)-(28) oraz wzory (29), (40), (51). I tak:

1° równania (29)-(30), (36)-(39), (47)-(50) opisują proces zmian sald produkcji przemysłu w okresie od marca 1997 r. do grudnia 1998 r. z zadowalającą dokładnością w stosunku do zaobserwowanych sald produkcji. Dotyczy to publicznego i prywatnego sektora przemysłu. Dokładność opisu zmian sald produkcji przemysłu ogółem jest dyskusyjna,

2° dla publicznego i prywatnego sektora przemysłu oraz dla przemysłu ogółem wartości wyznaczonych stałych A, B, h, v spełniają nierówności (11)-(12), które sformułowano jako jedną z hipotez

pracy,

3° przy stałym saldzie zamówień krajowych wzrost (spadek) salda zamówień zagranicznych o 1 procent wywoła

- w publicznym sektorze przemysłu po upływie ok. 0.8 miesiąca wzrost (spadek) salda zmian produkcji o ok. 0.92 procent;

- w prywatnym sektorze przemysłu wzrost (spadek) salda zmian produkcji o ok. 0.43 procent nastąpi o 3-4 dni wcześniej, niż nastąpi faktyczna zmiana salda zamówień zagranicznych,

- w przemyśle ogółem po upływie ok. 0.5 miesiąca nastąpi wzrost (spadek) salda zmian produkcji o ok. 0.59 procent;

4° przy stałym saldzie zamówień zagranicznych wzrost (spadek) salda zamówień krajowych o 1 procent wywoła

- w przemyśle publicznym niemal równoczesny wzrost (spadek) salda zmian produkcji o ok. 0.1 procent;- w przemyśle prywatnym nastąpi zmiana salda produkcj i przemysłu o ok. 0.3 procent, przy czym zmiana ta nastąpi o ok. 0.5 miesiąca wcześniej, niż faktyczna zmiana salda zamówień krajowych,

- w przemyśle ogółem nastąpi niemal równoczesna zmiana salda produkcji o ok. 0.25 procent,

5° przy niezmienionych portfelach zamówień krajowych oraz zagranicznych (saldo Z = 0 oraz K = 0) procentowa nadwyżka przedsiębiorstw przemysłowych zgłaszających wzrost produkcji nad przedsiębiorstwami zgłaszającymi spadek produkcji wynosi:

- w przemyśle publicznym ok. 11 procent,

- w przemyśle prywatnym ok. 10 procent, co dowodzi to, że pojedyńcze zamówienia na produkcję przemysłu dotyczą produktów fizycznie coraz bardziej rozbudowanych; oznacza to, że nawet jeśli tyle Samo) jest przedsiębiorstw zgłaszających nowe zamówienia co przedsiębiorstw wycofujących zamówienia, to przedsiębiorcy mimo

to powiększają swoją produkcję.Poza tym, część produkcji wytwarzana jest na zapas.

6°jak wynika z wcześniej przeprowadzonych badań[11], przewidywania produkcji są ex post zgodne co do sald z faktyczną produkcją przemysłu sektora publicznego. Można stąd wnioskować, że przedsiębiorstwa produkcyjne opierają swoje przewidywania w zakresie zmian produkcji na zmianach w popycie krajowym oraz zagranicznym.

Podsumowanie

Z przeprowadzonych w niniejszej pracy analiz wnioskujemy, że ankietowe badania produkcji i popytu na wyroby przemysłu za okres od marca 1997 r. do grudnia 1998 r. potwierdzają "zasadę" kreowania produkcji w gospodarce rynkowej, w myśl której produkcja dostosowana jest do popytu krajowego i zagranicznego.

Dla przemysłu sektora publicznego rozmiary popytu krajowego oraz zagranicznego stymulują rozmiary produkcji, przy czym pomiędzy zamówieniami krajowymi a produkcją oraz pomiędzy zamówieniami zagranicznymi a produkcją istnieją (różnej długości) krótkie opóźnienia czasowe, nie przekraczające jednego miesiąca. Z powodu wyczerpujących się rezerw zdolności produkcji eksportowej w badanym okresie, a prawdopodobnie też z powodu wyższych wymagań co do jakości produktów stawianych przez odbiorców zagranicznych dostosowanie produkcji przemysłu do zamówień eksportowych trwa nieco dłużej niż dostosowanie produkcji do zamówień krajowych. Należy także zwrócić uwagę na wynik badań, zgodnie z którym jeśli przemysł sektora publicznego posiada stabilną sytuację w zakresie zamówień zagranicznych (zerowe zmiany salda zamówień), to producenci tego sektora wykazują znikomo małą reakcję na zmiany popytu krajowego. Podobne zjawisko nie występuje w przypadku producentów sektora prywatnego.

[11] przeprowadzonych w pracy: K.Stanek (red.) „Zeszyty Koniunktury w Gospodarce Polskiej" nr 6, Wyd. Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH, Warszawa, marzec 1995, s.67-76.

W zakresie relacji popyt-produkcja w sektorze prywatnym obserwujemy też inne zjawiska o odmiennym charakterze. Nie można mówić o dostosowaniu produkcji do zgłoszonego popytu, lecz o dostosowaniu produkcji do przewidywanego popytu krajowego i zagranicznego. Oznacza to po pierwsze, że producenci tego sektora mają bardzo dobre rozpoznanie potrzeb rynków krajowych i zagranicznych przy czym łatwiejsze (bo obejmujące dłuższy horyzont czasowy) jest rozpoznanie potrzeb rynku krajowego, a po drugie, bieżące zmiany w poziomie produkcji tego sektora nakierowane są na krajowe i zagraniczne zamówienia, które dopiero zostaną zgłoszone w niedalekiej przyszłości (w perspektywie nie przekraczającej 0.5 miesiąca) . Dla producentów tego sektora jest więc ważne, aby odbiorcy krajowi i zagraniczni nie musieli oczekiwać na produkty, które dopiero zostaną wytworzone.

W wyniku tak ukształtowanych relacji popyt - produkcja w obu wyróżnionych sektorach gospodarki, w przemyśle ogółem ma miejsce dostosowanie produkcji do zamówień zagranicznych i trwa ono krócej niż w publicznym sektorze przemysłu. Natomiast w przypadku zmian zamówień krajowych występuje niemal równoczesna reakcja producentów, polegająca na decyzjach o zmianach poziomu produkcji.

Podobne badanie (tylko dla przemysłu sektora publicznego) przeprowadzono dwa lata temu. Horyzont badań obejmował tylko 1996 r. Porównując wyniki badań sprzed dwóch lat z uzyskanymi obecnie można stwierdzić, że w okresie 1997-1998 zmalały współczynniki reakcji zmian produkcji na zmiany popytu krajowego i zagranicznego w stosunku do r. 1996 oraz wydłużył się czas dostosowania zmian produkcji do zmian popytu zagranicznego, ale skrócił się czas podobnego dostosowania w przypadku zmian popytu krajowego. Przemysł sektora publicznego wykazywał w 1996 r. wyższą elastyczność działania i szybszą reakcję na zmiany potrzeb rynku zagranicznego.

Równania opisujące zmiany produkcji przemysłu w zależności od zmian w popycie krajowym i zagranicznym mogą być wykorzystane jako narzędzie prognozowania produkcji na podstawie popytu bieżącego i popytu zgłoszonego w poprzednim okresie badania rynku. Wniosek ten dotyczy zarówno publicznego jak i prywatnego sektora

przemysłu.

2.2 PROGNOZA TEMPA WZROSTU PKB NA PODSTAWIE SYNTETYCZNEGO WSKAŹNIKA KONIUNKTURY

Wstęp

Celem opracowania jest przedstawienie metody prognozowania tempa wzrostu produktu krajowego brutto na podstawie czasowego przebiegu syntetycznego wskaźnika koniunktury gospodarki polskiej (barometru koniunktury) oraz podanie szacunków tego tempa za rok 1998. Opracowanie składa się z kilku części.. W pierwszej nich przedstawiono ideę, opis konstrukcji oraz interpretację syntetycznego wskaźnika koniunktury gospodarki polskiej, obliczanego w Instytucie Rozwoju Gospodarczego SGH. W części drugiej przedstawiono opis zmian aktywności gospodarczej za pomocą syntetycznego wskaźnika koniunktury oraz tempa wzrostu PKB. W części trzeciej opracowania dokonano prognozy narastania strumienia PKB w roku 1998, oddzielnie dla pierwszego i drugiego półrocza.

Syntetyczny wskaźnik koniunktury

Syntetyczny wskaźnik koniunktury zwany popularniebarometrem gospodarczym koniunktury, obliczany jest w Instytucie Rozwoju Gospodarczego SGH od października 1992 r. Na temat barometru koniunktury rejestrowanego w SGH powstało wiele prac, m.in. praca, w której zawarto metodyczne podstawy konstrukcji barometru. W niniejszym opracowaniu ograniczymy się jedynie do przypomnienia, że metoda badawcza, jaką w badaniach koniunktury stosuje IRG oraz posiadana baza danych o wskaźnikach opisujących koniunkturę w przemysłowych przedsiębiorstwach produkcyjnych, w rolnictwie, w gospodarstwach domowych, w budownictwie, handlu i transporcie, stworzyła przesłanki do konstrukcji syntetycznego wskaźnika koniunktury, będącego wskaźnikiem aktywności całej gospodarki. Wskaźnik ten traktujemy jako pewną zmienną informacyjną. Wartość nadana tej zmiennej w poszczególnych okresach badania (miesiącach) jest liniową kombinacją wskaźników wskaźników koniunktury z analizowanych segmentów gospodarki (przemysł, rolnictwo, gospodarstwa domowe, budownictwo, handel, transport).

Wartości syntetycznego wskaźnika koniunktury dla całej go-

spodarki oblicza się dwiema niezależnymi metodami. W metodzie pierwszej wskaźnik koniunktury przemysłowych przedsiębiorstw dużej skali (czyli dla przemysłu publicznego) i prywatnych przedsiębiorstw produkcyjnych małej i średniej skali (od marca 1997 r. łącznie dla całego przemysłu) obliczany jest jako średnia arytmetyczna sald stanu i przewidywań zmian wielkości produkcji a barometr kondycji gospodarstw domowych obliczany jest jako średnia ważona[1] sald odpowiedzi konsumentów na pytanie o zmiany dochodu, oszczędności i tzw. wskaźnika zaufania (metoda IRG) . Metoda druga (zarówno w odniesieniu do przemysłu jak i gospodarstw domowych) oparta jest na algorytmie stosowanym w krajach UE (metoda UE).

W opracowaniu podjęto próbę oceny

1. czy i w jakim stopniu syntetyczny wskaźnik koniunktury opisuje zmiany sytuacji gospodarczej w skali kraju?

oraz ew.,

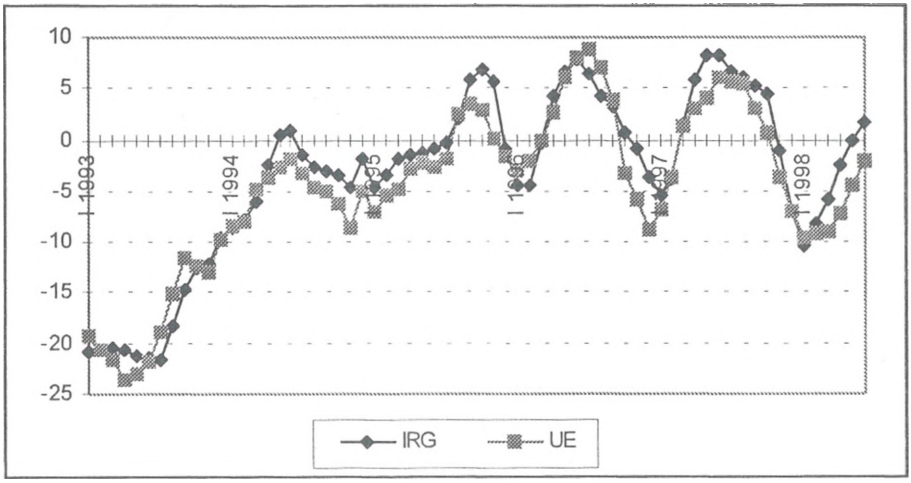
2. czy na podstawie czasowego przebiegu syntetycznego wskaźnika koniunktury można zaproponować prognozę zmian aktywności gospodarki polskiej?

---

[1] od stycznia do listopada 1993 r. dysponowano tylko cząstkowymi wskaźnikarni koniunktury przernysłu, rolnictwa i wynikarni dotyczącyrni kondycji gospodarstw dornowych; syntetyczny wskaźnik koniunktury był wtedy kornbinacją liniową wyrnienionych wskaźników cząstkowych. Współczynniki tej kornbinacji tworzyły ciąg. 2/5 , 1/5 , 2/5. Od grudnia 1993 r. Instytut dysponuje jeszcze wyni karni badań koniunktury w budownictwie i handlu, w szczególności cząstkowyrni wskaźnikarni koniunktury tych dziedzin.Współczynniki wagowe kornbinacji liniowej wskaźników wymienionych pięciu dziedzin wynosiły wtedy odpowiednio: 2/7, 1/7, 2/7, 1/7, 1/7. Natorniast od stycznia 1997 r. Instututowi Rozwoju Gospodarczego udostępniane są przez Instutut Transportu Sarnochodowego w W-wie wyniki badań koniunktury w ciężarowyrn transporcie sarnochodowyrn, wraz ze wskaźnikiern koniunktury w tym obszarze. Współczynniki wagowe nadane czastkowym wskaźnikorn koniunktury z tych sześciu dziedzin wynoszą: 2/8, 1/8, 2/8, 1/8, 1/8, 1/8.

Opis zmian aktywności gospodarki polskiej za pomocą syntetycznego wskaźnika koniunktury i tempa wzrostu PKB

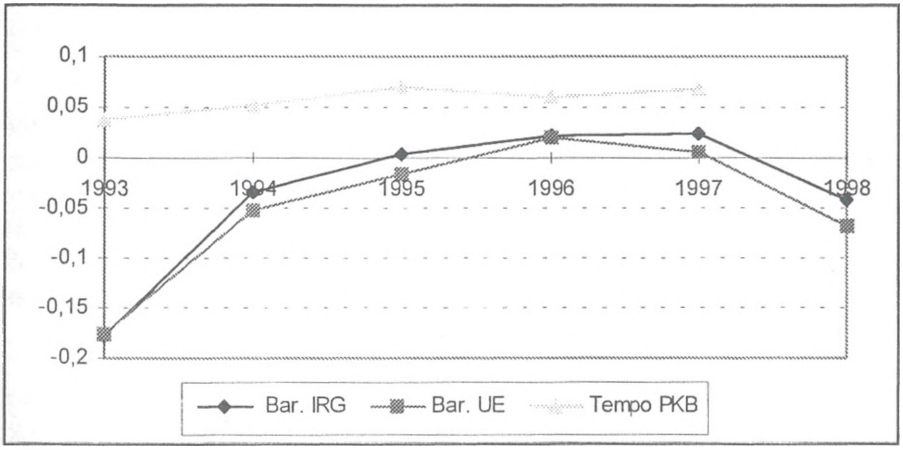
Obecnie zajmiemy się kwestię z p.1. Sytuację gospodarczą od stycznia 1993 roku zilustrowano na wykresie (rysunek 1) za pomocą linii barometru koniunktury w wersji IRG oraz UE. Dane liczbowe, na podstawie których skonstruowano wykresy pochodzą z Bazy Danych IRG.



Rysunek 1. Wykres syntetycznego wskaźnika koniunktury w okresie od stycznia 1993 do czerwca 1998 roku. Wartości w %.

Weryfikacja takiego opisu gospodarki (zwanego opisem jakościowym) oraz zmian w sytuacji ekonomicznej jest oczywiście możliwa w konfrontacji z posiadaną wiedzą o tym, co faktycznie się wydarzyło w gospodarce, a miało dominujący wpływ na jej stan oraz przebieg procesów gospodarczych w skali mikro i makro. Aby z kolei odpowiedzieć na pytanie, czy możliwa jest weryfikacja empiryczna wyników jakościowych (za pomocą statystyk tzw. ilościowych) zauważmy, że statystyki gospodarcze nie obejmują wszystkich wskaźników opisu sytuacji całej gospodarki, które byłyby obliczane i komunikowane z częstotliwością taką, jak czyni się to w badaniach jakościowych: kwartalnie czy nawet miesięcznie. Najkrótszy okresem. ujmowanym w statystyce ilościowej dotyczącej sytuacji całej gospodarki był do

niedawna jeszcze jeden rok. Odpowiadającą kategorią ilościową jest produkt krajowy brutto (PKB), a w ujęciu dynamicznym (przedstawiającym zmiany międzyokresowe) jest jego tempo wzrostu albo dynamika. Jednakże, aby zbadać zgodność szeregu czasowego tempa wzrostu PKB z szeregiem barometru koniunktury trzeba dysponować średniorocznymi wartościami tego barometru, czyli należy dokonać odpowiednich przeliczeń[2].



Rysunek 2. Średnioroczne wartości barometru koniunktury w wersji IRG i UE z lat 1993-1998[3] oraz wartości tempa wzrostu PKB z lat 1993-1997

Średnioroczne wartości barometru koniunktury (w obu wersjach) obliczono sumując wartości miesięczne i dzieląc sumę przez

[2] W tabeli 2 pracy: K.Stanek *„Prognoza tempa wzrostu PKB na podstawie syntetycznego wskaźnika koniuktury. Metoda oraz szacunki"*, wykonanej w ramach Programu Bawczego KBN *nr 1 HO2C OO3 14 „Metody badania kondycji polskiej gospodarki za pomocą syntetycznych wskaźników koniunktury gospodarczej"* podano właśnie średnioroczne wartości barometru koniunktury w wersji IRG oraz UE oraz wartości tempa wzostu PKB za lata 1993-1997.

[3] wartości barometru koniunktury w wersji IRG oraz UE w 1998 r. dotyczą pierwszego półrocza.

12. Dla 1998 r. możliwe było tylko obliczenie średniej wartości barometru z pierwszego półrocza.

Ułożenie trzech linii na prezentowanym wykresie (rysunek 2) wskazuje, że

1° występuje dobra zgodność barometru IRG oraz UE;

2° zachodzi znaczne podobieństwo co do kierunków zmian obu barometrów i tempa wzrostu PKB.

Analizowane szeregi są zbyt krótkie, aby ekonometryczne cechy ich porównań mogły być podstawą wnioskowania statystycznego[4]. Mając jednak na uwadze metodyczny charakter niniejszego opracowania wskazujemy na jeden z możliwych kierunków badania tego problemu w przyszłości, gdy wydłużą się szeregi czasowe barometrów koniunktury. Niemniej podjęto próbę określenia ekonometrycznych relacji między szeregami I tak:

A. dla szeregu tempa wzrostu PKB i średniorocznego wskaźnika koniunktury według IRG kwadrat współczynnika korelacji wynosi ok. 0.9. Odpowiadające równanie liniowe, przedstawiające zależność tempa wzrostu PKB od średniorocznych wartości barometru koniunktury w wersji IRG ma postać:

$$S = 0.1556\ IRG_{śr.} + 0.0641, \qquad (1)$$

gdzie S - stopa wzrostu PKB. $IRG_{śr.}$ oznacza średnioroczne wartości barometrów koniunktury w wersji IRG.

B. dla szeregu tempa wzrostu PKB i średniorocznego wskaźnika koniunktury według UE kwadrat współczynnika korelacji wynosi ok. 0.89. Odpowiadające równanie liniowe, przedstawiające zależność wartości barornetru koniunktury w wersji UE rna postać:

[4] Badania koniunktury prowadzi się w IRG od kilku lat; w związku z tym nie dysponujemy dłuższym szeregiem czasowym średniorocznych wartości barometrów koniunktury. Musimy więc zadowolić się posiadanym materiałem statystycznym.

$$S = 0.1664\ UE_{śr.} + 0.0664, \quad (2)$$

gdzie S - stopa wzrostu PKB. $UE_{śr.}$ oznacza średnioroczne wartości barornetrów koniunktury wersji UE.

Jak na tego rodzaju badania, opisujące syntetyczną zgodność czasowego przebiegu analizowanych wskaźników z ternpern wzrostu PKB, wyniki są dość wysokie. Należy też przy tej okazji przypornnieć, że idea porównań ternpa wzrostu (czy dynarniki) produktu danego sektora gospodarczego z szeregiern wskaźników jakościowych pochodzącyrn z badań akietowych koniunktury wywodzi się od Andersona[5].

Tak więc, gdyby było zasadne oparcie się na uzyskanych wynikach, to stopę wzrostu PKB możnaby obliczać według ustalonych wzorów empirycznych (1) -(2)

Próbując odpowiedzieć na pytanie 1 należy stwierdzić, że (jak dotychczas) czasowy przebieg średniorocznych wartości barometrów koniunktury według IRG oraz UE opisuje zmiany aktywności gospodarki w sposób zbliżony do opisu uzyskanego za pomocą ciągu wartości tempa wzrostu PKB.

Prognoza wartości tempa wzrostu PKB w 1998 r

Tempo narastania strumienia PKB w pierwszym półroczu 1998 r.

Stosując wzory (2)-(3) na średnich wartościach wskaźnika koniunktury za pierwsze półrocze 1998 r. (tabela 2 cytowanej pracy), otrzymujemy wartość strumienia wzrostu PKB za to półrocze. Wartość ta wynosi:

0.0576 (na podstawie wskaźnika IRG),

[5] por.pracę: „M.Rocki, A.Tabeau „Kwantyfikacja jakościowych danych ankietowych dla produkcji przemysłu w Polsce", w: H.Sosnowska (red.) „Roczniki KAE" nr 2, SGH, Warszawa 1995; dla produkcji sprzedanej polskiego przernysłu porównań takich dokonali w 1994 roku M.Rocki i A.Tabeau.

0.0559 (na podstawie wskaźnika UE) .

Każdą z tych wartości interpretujemy jako miernik względnego wzrostu strumienia PKB w stosunku do analogicznego okresu pierwszego półrocza 1997 r. poprzedniego roku.

Przewidywane wartości syntetycznego wskaźnika koniunktury oraz strumienia narastania wskaźnika PKB w drugim półroczu 1998 r.

Nie dysponując w chwili obecnej średnią wartością barometru gospodarczego koniunktury za drugie półrocze 1998 r., najpierw dokonane zostaną miesięczne przewidywania wartości barometru (od lipca do grudnia), a następnie - dla uzyskania miesięcznych wartości strumienia narastania PKB - zostaną zastosowane wzory (2)-(3).

Jak można się zorientować z wykresu na rysunku 1, czasowy przebieg wartości barometru koniunktury cechuje się bardzo wyraźną regularnością dopiero od stycznia 1996 r. Regularność ta polega na tym, że barometr w wersji IRG jak i w wersji UE lokalne minimalne wartości przyjmuje już od kilku lat na początku roku (w styczniu), natomiast wartości lokalnie maksymalne przyjmuje tuż przed połową roku. Wynika to z kilku przyczyn, a przede wszystkim z obniżenia popytu konsumpcyjnego na początku roku (po okresie świątecznym) sygnalizowanym złą kondycją gospodarstw domowych, a także spadkiem obrotów w handlu. Towarzyszy temu gorsza na początku roku koniunktura w transporcie. Obniżoną aktywność obserwujemy również w rolnictwie i w budownictwie, a przemysł otrzymuje wtedy mniej zamówień. Z kolei, im bliżej przełomu okresu wiosenno - letniego, wzrasta aktywność gospodarcza w budownictwie, rolnictwie. Rosną także obroty w handlu. Letni okres urlopowy nie sprzyja dalszemu umacnianiu koniunktury, co jest sygnalizowane przez badane podmioty gospodarcze jako pewne pogorszenie koniunktury. Lokalne minima całej gospodarki powtarzają się już od kilku lat, co najwyraźniej widać od stycznia 1996 r. Okres ten (30 miesięcy od stycznia 1996 r. do czerwca 1998 r.) jest wystarczajaco długi, aby mógł być podstawą przewidywań wartości barometru na kolejne 6 miesięcy.

Czasowy przebieg barometru koniunktury w okresie tych 30 miesięcy będzie opisany za pomocą równania:

$$IRG(UE) = at + b + c\cos(\pi + \frac{\pi t}{6}). \qquad (3)$$

Składnik at + b przedstawia liniowy odcinek trendu wskaźnika koniounktury. Składnik oscylacyjny (kosinusoidalny) objaśnia cykliczność (powtarzalność) tzw. zjawisk okresowych na przestrzeni każdego roku, z tym, że :

1° okresem powtarzalności tych zjawisk jest okres właśnie 12 miesięcy,

2° lokalne minima funkcj i opisanej za pomocą składnika oscylacyjnego przypadają dla t=O, t=0+12, t=12+12=24, itd.,

3° lokalne maksima tej funkcji osiągane są w środku okresu 12-miesięcznego.

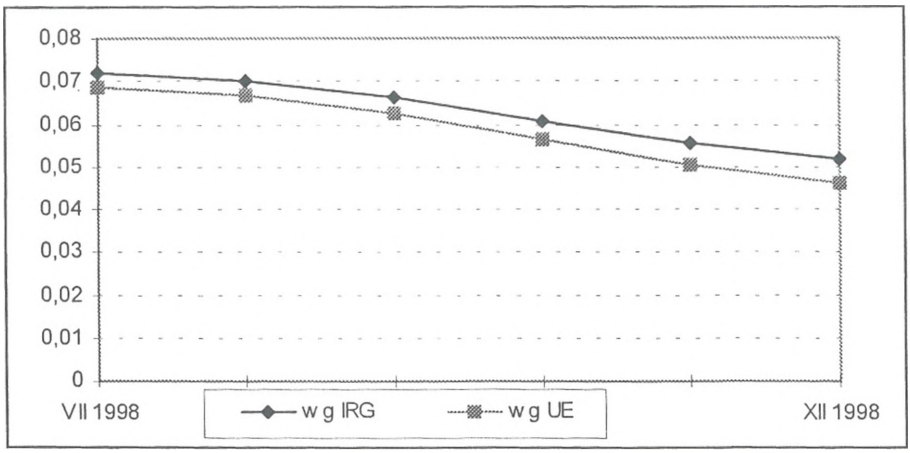
Pozostaje odnaleźć współczynniki trendu liniowego oraz współczynnik amplitudy wahań okresowych. Estymacja parametrów równania (3) z wykorzystaniem danych o wartościach barometru koniunktury (por. tabela 1 cytowanej pracy) z okresu styczeń 1996 - czerwiec 1998 pozwoliła uzyskać następujące wyniki: kwadrat korelacji (przy obliczeniach na danych IRG) 0.818, na danych UE 0.8455, a odpowiadające równania teoretyczne opisujące czasowy przebieg barometru koniunktury w wersji IRG oraz UE w badanym okresie 30 miesięcy mają postać:

$$IRG_t = -0.1645t + 6{,}5155\cos(\pi + \frac{\pi t}{6}) + 3.3855,$$
$$UE_t = -0.2969t + 6{,}5583\cos(\pi + \frac{\pi t}{6}) + 3.8714. \qquad (4)\text{-}(5)$$

Jak widać z wzorów (4)-(5) trendy liniowe czasowego przebiegu barometru koniunktury są funkcjami malejącymi dla obu wersji. Fakt ten wskazuje na zbliżającą się głęboką dekoniunkturę w gospodarce. Teoretyczne wartości barometru stablicowano (tabela 3 cytowanej pracy). Z kolei, stosując wzory (1)-{2) i podstawiając po prawej

stronie za argumenty, wartości spisane w tabeli 3[6] , kolumna 2 i 3, wiersze 30-35 otrzymujemy prognozowane wartości tempa narastania strumienia PKB w miesiącach lipiec - grudzień 1998. Wyniki przedstawia tabela 4 cytowanej pracy. Wartości tempa w poszczególnych miesiącach odnosimy do analogicznych miesięcy 1997 roku.

Z uwagi na lepszy stopień dopasowania empirycznych wartości barometru koniunktury według UE do wartości teoretycznych niż według IRG, bardziej wiarygodna wydaje się prognoza narastania strumienia PKB na podstawie barometru UE. Średnia prognozowana wartość tempa narastania strumienia PKB w drugim półroczu 1998 r. wynosi: 0.0627 (w oparciu o barometr IRG), 0.0586 (w oparciu o barometr UE). Prognozowane tempo wzrostu PKB dla 1998 r. wynosi natomiast: 0.601 (w oparciu o barometr IRG), 0.0572 (w oparciu o barometr UE).



Rysunek 3. Prognozowane tempa narastania strumienia PKB w poszczególnych miesiącach drugiego półrocza 1998.

[6] cytowana praca.

Podsumowanie

Przeprowadzone badanie ma przede wszystkim charakter metodologiczny. Uzyskane wyniki wskazują na ukierunkowanie przyszłych badań dotyczących zgodności ilościowego opisu tempa wzrostu PKB, dokonanego za pomocą barometru koniunktury. Istotnym w chwili obecnej ograniczeniem jest dysponowanie zbyt krótkim szeregiem czasowym barometru koniunktury, pozwalającym jedynie na zademonstrowanie metody prognozowania tempa wzrostu PKB. Metoda ta opiera się na istnieniu liniowej zależności między szeregiem tempa wzrostu PKB a szeregiem miesięcznych odpowiadających wartości funkcji liniowo-oscylacyjnej barometru koniunktury o całkowitych wartościach zmiennej czasowej.

2.3 PROGNOZA BAROMETRU KONIUNKTURY DLA GOSPODARKI POLSKIEJ NA LATA 1999-2000

Wstęp

Barometr koniunktury dla gospodarki polskiej konstruowany jest w dwóch wersjach: w wersji IRG oraz w wersji UE[1]

Celem opracowania jest przedstawienie prognozy barometru koniunktury dla gospodarki polskiej na lata 1999-2000. Ważność tej prognozy polega na tym, że między wartościami tempa wzrostu PKB a barometrem koniunktury istnieje ścisła zależność ilościowa.

Wartości barometru koniunktury w gospodarce polskiej

Dane liczbowe o wartościach barometru koniunktury za okres od 01.1993 do 12.1998 r zgromadzone są w Bazie Danych IRG. Wartości te podano w wersji IRG oraz w wersji UE. Na podstawie tych danych utworzono barometr średni, jako średnią arytmetyczną z wartości IRG oraz UE[2].

Wartości barometru koniunktury w wersji IRG rejestrowane są w Instytucie Rozwoju Gospodarczego od grudnia 1992 r. Do badań przyjęto więc szereg czasowy tej wersji barometru za pełne lata od 1993 r. do 1998 r. Długość tego szeregu wynosi 72 (miesiące).

Graficzna ilustracja czasowego przebiegu barometru koniunktury

Istnieje bardzo dobra (w sensie ekonometrycznym) dodatnia korelacja szeregu czasowego barometru w wersji IRG oraz w wersji UE, por. rysunek 1. Kwadrat współczynnika korelacji dla tych szere-

---

[1] por. poprzedni podrozdział.

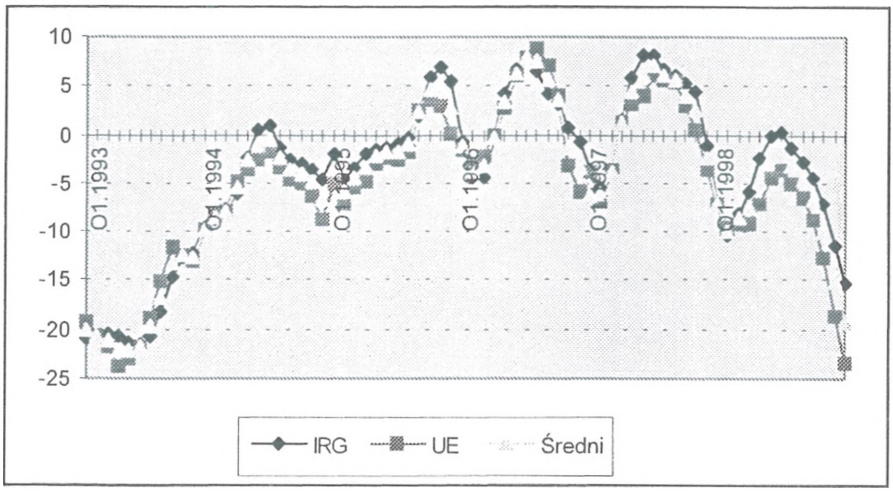
[2] w pracy: *K.Stanek, „Prognoza barometrrrru koniunktury dla gospodarki polskiej na lata 1999-2000"*, wykonanej w ramach Programu Badawczego KBN *nr 1 HO2C OO3 14 „Metody badania kondycji polskiej gospodarki za pomocą syntetycznych wskaźników koniunktury gospodarczej"* .

gów wynosi ok. 0.9168. Równanie wyrażające współzależność tych szeregów (których wyrazy mają wymiar „procent") ma postać:

$$UE = 0.9482 * IRG - 1.8589. \quad (1)$$

Wymiarem stałej addytywnej jest procent.

Na rysunku 1 przedstawiono czasowy przebieg barometru koniunktury w wersji IRG i UE oraz barometr średni.



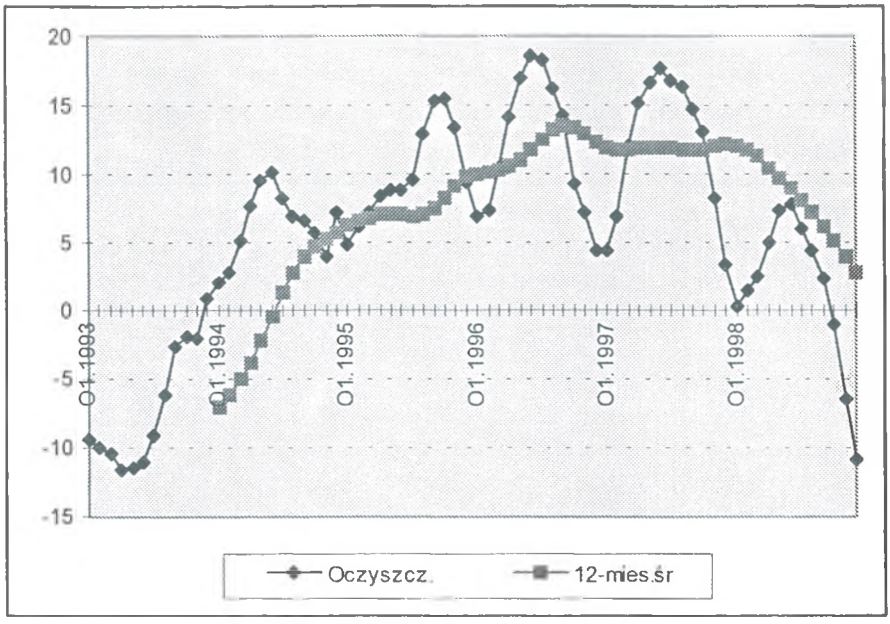
Rysunek 1. Barometr koniunktury od stycznia 1993 r. do grudnia 1998 r. w wersji IRG, UE oraz barometr średni.

Trend liniowy tego barometru posiada równanie:

$$Bar.\ średni = 0.1651\ t - 10.5869\ , \quad (2)$$

dla t = 1 = 01.1993, 2, ...,72 = 12.1998 r. Z równania (2) wnioskujemy, że w badanym okresie - przeciętnie każdego miesiąca - wartość barometru powiększa się o 0.1651 punkta procentowego. Tak oczywiście nie może być w długim okresie, ponieważ wartość barometru przekroczyłaby poziom 100 (co jest niemożliwe). Równanie (2) dotyczy tylko zgromadzonych 72 obserwacji.

Rysunek 2 przedstawia czasowy przebieg barometru koniunktury po usunięciu trendu liniowego oraz przebieg dwunastomiesięcznej średniej ruchomej tego barometru.



Rysunek 2. Średni barometr koniunktury oczyszczony z trendu liniowego oraz 12-miesięczna średnia ruchoma barometru oczyszczonego.

Prognoza barometru koniunktury

Prognozę barometru koniunktury oparto na wartościach dwunastomiesięcznej średniej ruchomej barometru oczyszczonego z trendu liniowego. Jeżeli przez y_t oznaczymy comiesięczne wartości barometru średniego oczyszczonego z trendu liniowego, to jego dwunastomiesięczna średnia ruchoma wyraża się wzorem:

$$Y_t = \frac{y_{t-1} + y_{t-2} + \ldots + y_{t-12}}{12} \qquad (3)$$

Mając dane o wartościach średniej ruchomej (por. cytowaną pracę), poszukujemy współczynników równania:

$$Y_t = a\, Y_{t-1} + b\, Y_{t-2} + c \qquad (4)$$

Estymacja parametrów a , b , c równania (4) dała następujące wyniki:

$$a = 1.9612\,, \qquad (5)$$

$$b = -0.9714\,, \qquad (6)$$

$$c = -0.0113\,, \qquad (7)$$

przy współczynniku $R^2 = 0.9972$.

Czasowy przebieg tej średniej ruchomej opisuje znaleziony wzór teoretyczny:

$$Y_t = 1.9612\ Y_{t-1} - 0.9714\ Y_{t-2} - 0.0113. \qquad (8)$$

Wtedy prognozowane na kolejne miesiące okresu 1999 - 2000 r. wartości średniego barometru koniunktury x_t (z uwzględnieniem jego trendu liniowego) znajdujemy ze wzoru:

$$x_t = 0.1651\, t - 10.5869 + 12(Y_{t+1} +$$

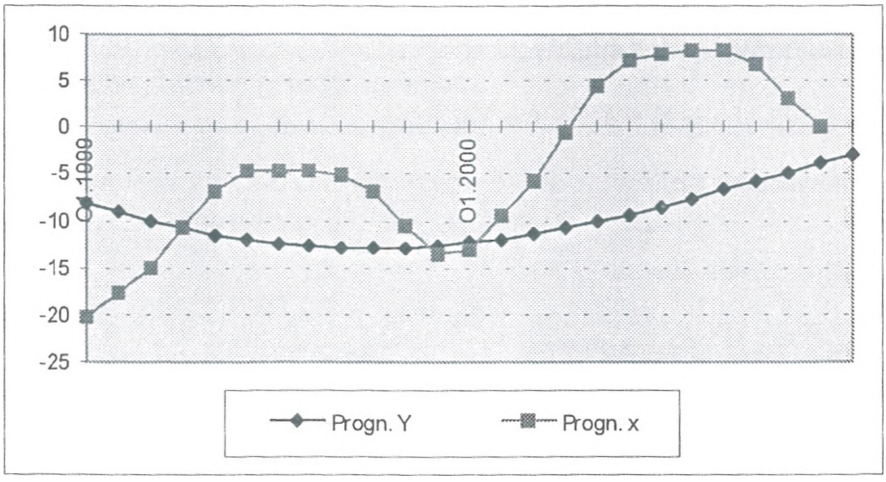
$$- Y_t) + y_{t-12} \qquad (9)$$

dla t = 73 „= styczeń 1999 r." = 74, 75,..., 95, 96 „= grudzień 2000 r." Aby można się posłużyć wzorem (9) dla kolejnych miesięcy roku 2000, wcześniej obliczono wartości y_t na podstawie wzoru

$$y_t = 12(Y_{t+1} - Y_t) + y_{t-12}\,, \qquad (10)$$

dla t = 73,....,96 , wynikającego z formuły dwunastomiesięcznej średniej ważonej (3).

Rysunek 3 ilustruje czasowy przebieg prognozowanego barometru koniunktury od stycznia 1999 r. do grudnia 2000 r.



Rysunek 3. Prognozowane na lata 1999-2000 wartości dwunastomiesięcznej średniej ruchomej barometru koniunktury oczyszczonego z trendu liniowego oraz prognozowane wartości średniego barometru koniunktury.

Wnioski

Prognozę barometru koniunktury zaproponowaną metodą można było dokonać dzięki bardzo dokładnemu (w sensie ekonometrycznym) dopasowaniu szeregu czasowego dwunastomiesięcznej średniej ruchomej barometru do szeregu jej wartości teoretycznych, opisanych liniową formułą rekurencyjną rzędu drugiego. Z czasowego przebiegu prognozowanych wartości barometru koniunktury wynika, że w całym 1999 r. barometr będzie przyjmował wartości ujemne (przeciętna wartość w 1999 r. wynosi ok. -10.05 punkta procentowego). Największa wartość barometru (-4.75) przypada na środek roku, wartości na początku i na końcu roku są wartościami najmniejszymi (różnymi między sobą, por. tabela 3). Wartości barometru od stycznia do kwietnia 2000 r. są jeszcze ujemne, ale od maja do grudnia już dodatnie, przy czym - tak jak w 1999 r. - maksimum barometru (+8.37) przypada na początku drugiego półrocza, zaś najmniejsza wartość na końcu roku (0.16). Przeciętna wartość barometru w 2000 r. jest dodatnia i wynosi +1.42 punkta procentowego.

Charakterystyczną cechą czasowego przebiegu barometru koniunktury w okresie od stycznia 1999 r. do grudnia 2000 r. jest - tak jak w poprzednich latach - „falowanie" wartości z minimami lokalnymi na początku roku i maksimami lokalnymi w połowie roku.

ROZDZIAŁ III

BADANIE CYKLICZNOŚCI ROZWOJU POLSKIEJ GOSPODARKI

3.1 METODY ANALIZY RÓŻNICOWEJ I ANALIZY HARMONICZNEJ BAROMETRU KONIUNKTURY

Wstęp

Przez cykliczność rozwoju gospodarki rozumiemy występowanie powtarzalnych zjawisk zaobserwowanych w procesie produkcji i w usługach, w wymianie zagranicznej oraz w zachowaniach konsumentów. Na obecnym etapie rozwoju polskiej gospodarki do szczególnie ważnych zjawisk tego rodzaju należy okresowe pojawianie się faz regresu i ożywienia gospodarczego w produkcyjnych sferach gospodarki, a także związany z nimi okresowo występujący wzrost i spadek poziomu życia ludności. Nie ma żadnej dziś wątpliwości, że rozwój gospodarki polskiej ma charakter już nawet nie etapowy, ale cykliczny. Cykliczność zjawisk makroekonomicznych zauważono już w latach siedemdziesiątych, podczas gdy powszechnie głoszone były niezgodne z rzeczywistym przebiegiem procesów gospodarczych hasła i postulaty o równomiernym rozwoju polskiej gospodarki centralnie planowanej (a właściwie nakazowo-rozdzielczej). Na temat cykliczności rozwoju powstało w ostatnich latach wiele prac teoretycznych i empirycznych[1]. Początki ilościowych analiz rozwoju cyklicznego datują się od czasu ukazania się prac z zastosowaniem modeli mnożnika-akceleratora i ważnej dla początków badań tej dziedziny pracy[2], wykorzystującej modele różnicowo-różniczkowe.

---

[1] np. ważna w polskiej literaturze ekonomicznej praca: M.Lubiński, D.Hübner, „Współczesny cykl koniunkturalny", PWN, Warszawa 1991.

[2] M.Kalecki, „A Macrodynamic Theory of Business Cycles", Econometrica 1935.

C e l e m niniejszego opracowania jest przedstawienie metody analizy liniowych równań różnicowych oraz wybranych elementów analizy harminicznej jako narzędzi badania cykliczności procesów.

Przyczyny występowania zjawisk okresowych

Do głównych przyczyn występowania zjawisk okresowych (zwanych czasem cyklami) zalicza się silne powiązanie poprzez handel zagraniczny badanej gospodarki z cyklicznie rozwijającymi się gospodarkami partnerskimi. W gospodarkach tych ożywienie koniunktury lub dekoniunktura wzmaga lub obniża popyt na produkty będące przedmiotem wymiany zagranicznej. Stymuluje więc wzrost lub spadek produkcji w danym okresie, a ponadto wpływa na decyzje o rozmiarach inwestycji, które z kilkuletnim opóźnieniem skutkują szybszym lub wolniejszym przyrostem produkcji w badanej gospodarce. Te (w jednych latach) szybsze, w następnych latach wolniejsze przyrosty produkcji, wywołane wyższą lub niższą skłonnością podmiotów gospodarczych do inwestowania, przenoszą się w postaci tzw. echa inwestycyjnego na kolejne lata i kolejne okresy.

Inną ważną przyczyną (można powiedzieć wewnętrzsystemową) jest prowadzona centralnie polityka monetarna oraz sekwencje decyzji banków, dotyczące polityki kredytowej i stóp procentowych. Na przykład, obniżenie stóp procentowych sprzyja zjawiskom zaciągania kredytów inwestycyjnych przez producentów dążących do wytwarzania asortymentów konkurencyjnych na rynkach krajowych i zagranicznych, sprzyja zagranicznym inwestycjom bezpośrednim, a także sprzyja zaciąganiu kredytów budowlanych i konsumpcyjnych przez członków gospodarstw domowych. Pozytywnie stymuluje więc popyt i sprzyja poprawie ogólnej koniunktury w gospodarce. Z drugiej strony, dążenie do obniżenia stóp procentowych wymaga prowadzenia konsekwentnej „polityki trudnego pieniądza", co na krótką metę utrudnia działanie przedsiębiorstw posiadających aktualnie kłopotliwą sytuację finansową: przedsiębiorstw zadłużonych, mających trudności ze zbytem, znajdujących się w trakcie modernizacji albo funkcjonujących w warunkach presji silnych związków zawodowych. Są to głównie niektóre przedsiębiorstwa funkcjonujące w publicznym sektorze gospodarki.

Przejęcie władzy gospodarczej przez ugrupowania polityczne głoszące twardą politykę finansową wiąże się z autarkicznymi zachowaniami produkcyjnymi znacznej części przedsiębiorstw sektora publicznego (polityka „na przetrwanie"). Z kolei sprawowanie władzy gospodarczej przez ugrupowania sygnalizujące złagodzenia polityki finansowej wywołuje bardziej optymistyczne oczekiwania w zakresie warunków funkcjonowania podmiotów gospodarczych (głównie sektora publicznego). W latach dziewięćdziesiątych można było zaobserwować obydwa omawiane typy zachowań podmiotów sektora publicznego. Podmioty sektora prywatnego - jak się wydaje - są mniej wrażliwe na polityczne sygnały dotyczące ekonomicznych warunków gospodarowania, jednakże w przypadku zastania warunków złagodzenia polityki finansowej mogą mieć one wyraźnie utrudnione działanie, zwłaszcza w sferze rozwojowej, czy w obszarze wymiany zagranicznej.

Te zmieniające się pod wpływem sygnałów emitowanych przez władzę gospodarczą ekip i ugrupowań politycznych bardziej lub mniej sprzyjające warunki gospodarowania dla podmiotów dominujących w procesie rozwoju, można zaobserwować rejestrując syntetyczne wskaźniki aktywności gospodarczej. Wskazują one właśnie na występowanie powtarzających się okresów ożywienia koniunktury i dekoniunktury, które zwykło się wiązać z tzw. cyklem politycznym.

Duże znaczenie dla koniunktury gospodarczej ma także sytuacja geopolityczna danego kraju, zwłaszcza w warunkach np. naruszenia równowagi koalicyjnej regionu Europy, zaangażowanie w konflikty polityczne i militarne itp.

Badając aktywność podmiotów gospodarczych i doszukując się przyczyn cykliczności (zwłaszcza, gdy korzysta się z materiału empirycznego gromadzonego comiesięcznie lub kwartalnie), należy wspomnieć o zjawiskach cyklu krótkookresowego, m.in. dotyczących okresowości sezonowej. Na występowanie tego rodzaju okresowości wpływa wiele zjawisk. Polegają one na obniżeniu aktywności produkcyjnej przemysłu i transportu oraz handlu w miesiącach tzw. urlopowych, podwyższeniu aktywności produkcyjnej rolnictwa i budownictwa, obniżeniu aktywności tych dziedzin w miesiącach zimowych, na występowaniu wzmożonego popytu konsumenckiego w okresach

przedświątecznych i z aktywizowaniem się handlu oraz transportu w tych okresach. Z pewnym wyprzedzeniem do spodziewanego większego popytu na niektóre asortymenty daje się zaobserwować podwyższoną aktywność w pewnych branżach przemysłu (spożywcza, odzieżowa).

Mówiąc o cykliczności zachowań konsumenckich należy wziąć także pod uwagę występujące zjawiska tzw. popytu odnowy na dobra trwałe, o długim lub średnim okresie użytkowania (mieszkania, meble, samochody, niektóre inne sprzęty używane w gospodarstwach domowych).

Badając zjawiska okresowo występujące w gospodarce i oceniając ich natężenie posługujemy się szeregami czasowymi wybranych wskaźników, za pomocą których opisujemy zmiany stanów wyróżnionych wielkości makroekonomicznych, np. szeregiem temp wzrostu produktu krajowego brutto. W drugiej (empirycznej) części niniejszego opracowania badaniu poddano szereg czasowy syntetycznego wskaźnika koniunktury dla całej gospodarki, którego komponentami są:

- wskaźnik koniunktury przemysłu,

- wskaźnik koniunktury rolnictwa,

- wskaźnik koniunktury w budownictwie,

- wskaźnik koniunktury w handlu,

- wskaźnik koniunktury w transporcie,

- barometr kondycji gospodarstw domowych.

Sposób tworzenia barometru koniunktury dla całej gospodarki na podstawie wymienionych komponentów opisano w wielu pracach[3]. Można ogólnie powiedzieć, że te sektorowe wskaźniki koniunktury oblicza się uwzględniając nie tylko komunikaty o zmianie stanu danej

[3] por. p. 2.2 i 2.3.

wielkości ekonomicznej wyróżnionego sektora, ale także na podstawie przewidywania co do zmian stanu. Okres objęty taką prognozą jest różny. Np. przewidywania zmian produkcji przemysłu dotyczą najbliższych trzech lub czterech miesięcy, w budownictwie dotyczą zatrudnienia w najbliższym kwartale, przewidywania w handlu dotyczą nawet okresu półrocznego. Ta technika obliczania cząstkowych wskaźników koniunktury może być przyczyną otrzymywania danych, ujawniających kilkumiesięczny cykl powielania ocen aktywności produkcyjnej sprzed paru miesięcy. Gdy bowiem trudno jest ocenić przyszłą kondycję gospodarczą w danym sektorze, podmioty tego sektora sięgają do ujęć retrospektywnych i konfrontując historię ze stanem bieżącym, na tej podstawie prawdopodobnie wypracowują ocenę swojej przyszłej sytuacji ekonomicznej. Należy więc spodziewać się wykrycia krótkich (kilkumiesięcznych) cykli w gospodarce, wynikających z techniki zbierania i tworzenia materiału empirycznego.

Inną przyczyną cykliczności o stosunkowo krótkim okresie związaną z reakcjami konsumentów i techniką tworzenia barometru koniunktury mogą być dostosowania barometru kondycji gospodarstw domowych do sytuacji w przemyśle, budownictwie i innych tzw. produkcyjnych sfer gospodarki. Istotnie, z kilkumiesięcznym opóźnieniem sytuacja ekonomiczna gospodarstw domowych jest odzwierciedleniem kondycji wymienionych dziedzin produkcyjnych, co (przekładając na język zależności ilościowych) oznacza, że barometr kondycji gospodarstw domowych jest zależny od wskaźnika koniunktury w przemyśle, budownictwie itd. Ponieważ wskaźniki te są komponentami barometru koniunktury dla całej gospodarki, barometr ten może wykazywać cykliczność o krótkim okresie, pochodzącą od sprzężeń w obrębie składników, które go tworzą.

Z powyższego wynika, że przyczyn powstawania i obserwowania cykliczności rozwoju może być w gospodarce wiele. Na ogół różne długości okresów w tych cyklach, różne (i zazwyczaj zmienne) amplitudy wahań okresowych, różne przesunięcia fazowe cykli wzajemnie ze sobą interferujących dają bardzo skomplikowany efekt globalny, trudny do specyfikacji i klasyfikacji na podstawie graficznego obrazu odpowiadającego szeregu czasowego badanego wskaźnika. Analizę szeregu czasowego tego wskaźnika można prowadzić różnymi metodami, np. za pomocą kolejnych eliminacji podstawowych

komponentów szeregu czasowego: trendu liniowego, wahań sezonowych, wahań przypadkowych, aż dojdzie się do komponentu zwanego szeregiem cyklu koniunkturalnego. W niniejszej pracy omówimy dwie rzadziej używane metody, które będą następnie zastosowane w (empirycznej) części drugiej i trzeciej niniejszego rozdziału.

Metoda równań różnicowych w badaniu okresowości zjawisk gospodarczych

Wiele procesów gospodarczych można opisać za pomocą równania lub układu równań, w którym występujące zmienne dotyczą okresu bieżącego t , okresu poprzedniego t-1 , i ew. innych poprzednich okresów. Takie równanie (lub układ równań) nazywa się równaniem różnicowym (lub rekurencyjnym). Podamy przykład.

Niech Y_t oznacza zmienną o wartościach równych dochodowi narodowemu w okresach rocznych t = 1, 2, ...,. J_t niech oznacza zmienną o wartości równej sumie zakumulowanych w czasie trwania cykli inwestycyjnych nakładów na inwestycje, które są ukończone w okresie t, a I_t niech natomiast oznacza zmienną o wartościach równych bieżącemu strumieniowi inwestycji. Zakładamy, że cykl inwestycyjny trwa trzy okresy, udział inwestycji w dochodzie jest stały równy u , udział inwestycji bieżących w całkowitych nakładach na inwestycje ukończone jest też stały , a przyrost dochodu między okresem t+1 a okresem t pochodzi tylko od inwestycji i jest proporcjonalny do J_t , (k jest współczynnikiem proporcjonalności) Wtedy:

$$Y_{t+1} - Y_t = k J_t = k (p I_t + p I_{t-1} + p I_{t-2}) =$$

$$= kpu Y_t + kpu Y_{t-1} + kpu Y_{t-2} . \qquad (1)$$

Ten układ równań różnicowych opisujących dynamikę układu gospodarczego prowadzi do równania różnicowego względem zmiennej dochód. Równanie to ma postać:

$$Y_{t+1} - (1+a) Y_t - a Y_{t-1} - a Y_{t-2} = 0 , \qquad (2)$$

gdzie a = kpu. Jest to liniowe (jednorodne) równanie różnicowe rzędu trzeciego, o stałych współczynnikach. W podrozdziale tym skoncentrujemy się na omówieniu i własnościach rozwiązań liniowych równań różnicowych o stałych współczynnikach. Pozostaniemy przy zmiennej Y. Postać tych równań jest następująca:

$$Y_t + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + ... + a_n Y_{t-n} = b \ , \qquad (3)$$

gdzie a_i (i = 1, 2, ..., n) oraz b oznaczają pewne stałe rzeczywiste. Za pomocą podstawienia

$$Y_t = X_t + c \ , \qquad (4)$$

gdzie c oznacza stałą spełniającą równość:

$$c = \frac{b}{1 + \sum_{i=1}^{n} a_i} \qquad (5)$$

równanie (3) sprowadzamy do równania liniowego względem zmiennej X_t :

$$X_t + a_1 X_{t-1} + ... + a_n X_{t-n} = 0 \, . \qquad (6)$$

Metoda rozwiązania równania (6) polega na tym, że najpierw znajduje się tzw. szczególne rozwiązania tego równania, a następnie tworzy się rozwiązanie ogólne. Rozwiązań szczególnych poszukuje się w postaci najprostszych ciągów X_t , mających postać ciągów geometrycznych:

$$X_t = r^t, \qquad (7)$$

gdzie r oznacza stałą rzeczywistą lub nierzeczywistą. Podstawiając ciąg (7) do równania (6) otrzymujemy tzw. równanie charakterystyczne względem r :

$$r^n + a_1 r^{n-1} + ... + a_{n-1} r + a_n = 0 \qquad (8)$$

Równanie to posiada n zespolonych pierwiastków charakterystycznych r_i (i = 1 , 2, ..., n), którym odpowiada n szczególnych rozwiązań równania (6). Ponieważ równanie (6) jest liniowe, rozwiązaniem ogólnym jest liniowa kombinacja rozwiązań szczególnych:

$$X_t = \sum_{i=1}^{n} A_i r_i^t \quad , \tag{9}$$

gdzie A_i (i = 1,2,...,n) oznaczają dowolne stałe. Zatem

$$Y_t = \sum_{i=1}^{n} A_i r_i^t + c, \tag{10}$$

gdzie c spełnia równość (5).

Jeżeli n $\geq$ 2, to niektóre pierwiastki charakterystyczne mogą być liczbami nierzeczywistymi, parami sprzężonymi ze sobą. Może tak być dlatego, ponieważ każdy wielomian (np. taki, jak wypisano po lewej stronie równania (8)) posiada rozkład na czynniki stopnia conajwyżej drugiego o współczynnikach rzeczywistych, a niektóre z wielomianów kwadratowych mogą posiadać dokładnie dwa pierwiastki nierzeczywiste (sprzężone). Przypadek ten wymaga bardziej szczegółowego omówienia. Rozważmy wielomian kwadratowy, będący czynnikiem rozkładu wielomianu charakterystycznego (8):

$$r^2 + A\,r + B = 0 \quad , \tag{11}$$

gdzie

$$\Delta = A^2 - 4\,B \; < 0 \; . \tag{12}$$

Rozwiązaniami tego równania są dwa pierwiastki charakterystyczne:

$$r_1 = p - i\,q \quad , \tag{13}$$

$$r_2 = p + i\,q \quad , \tag{14}$$

gdzie

$$p = \frac{-A}{2}, q = \frac{\sqrt{-\Delta}}{2}, \tag{15}$$

natomiast $i^2 = -1$. Sprowadzając pierwiastki nierzeczywiste do postaci trygonometrycznej mamy:

$$r_1 = \sqrt{p^2 + q^2}(\cos u - i \sin u), \tag{16}$$

$$r_2 = \sqrt{p^2 + q^2}(\cos u + i \sin u), \tag{17}$$

gdzie

$$u = \arccos \frac{p}{\sqrt{p^2 + q^2}}. \tag{18}$$

Stosując do ciągów r_1^t i r_2^t wzór de Moivre'a otrzymujemy z kolei:

$$r_1^t = (\sqrt{p^2 + q^2})^t (\cos ut - i \sin ut), \tag{19}$$

$$r_2^t = (\sqrt{p^2 + q^2})^t (\cos ut + i \sin ut). \tag{20}$$

Ponieważ każda kombinacja liniowa ciągów opisanych wzorami (19)-(20) jest także rozwiązaniem równania (11) i równania (8), więc rozwiązaniem takim jest w szczególności suma tych ciągów mnożona przez pewną stałą Q/2, czyli ciąg

$$Q(\sqrt{p^2 + q^2})^t \cos ut \tag{21}$$

oraz podobnym rozwiązaniem jest też różnica tych ciągów mnożona przez stałą -R/2i , czyli ciąg

$$R(\sqrt{p^2 + q^2})^t \sin ut. \tag{22}$$

Podobna uwaga dotyczy także sumy wyrażeń (21) i (22). Szczególne rozwiązanie równania (8), będące rozwiązaniem równania (11) ma zatem postać:

$$X_t^{szczególne} = (\sqrt{p^2+q^2})^t (Q\cos ut + R\sin ut) =$$

$$= \sqrt{Q^2+R^2}(\sqrt{p^2+q^2})^t (\frac{Q}{\sqrt{Q^2+R^2}}\cos ut + \tag{23}$$

$$+\frac{R}{\sqrt{Q^2+R^2}}\sin ut).$$

Ponieważ każdy ze współczynników przy cos ut oraz sin ut przyjmuje wartości z przedziału <-1,1> a suma kwadratów tych współczynników jest równa 1, więc istnieje taka stała v , że

$$\cos v = \frac{Q}{\sqrt{Q^2+R^2}}, \sin v = \frac{R}{\sqrt{Q^2+R^2}}. \tag{24}$$

Stosując znany wzór trygonometryczny wyrażający cosinus różnicy dwóch liczb otrzymujemy więc

$$X_t^{szczególne} = \sqrt{Q^2+R^2}(\sqrt{p^2+q^2})^t (\cos v\cos ut + \tag{25}$$

$$+\sin v\sin ut) = \sqrt{Q^2+R^2}(\sqrt{p^2+q^2})^t \cos(ut-v).$$

lub

$$X_t^{szczególne} = S\left|r_{1,2}\right|^t \cos(ut-v) \quad , \tag{26}$$

gdzie kreski | | oznaczają moduł nierzeczywistych pierwiastków charakterystycznych (będący liczbą rzeczywistą nieujemną), natomiast S oznacza stałą nieujemną[4], a

$$v = \arccos \frac{Q}{\sqrt{Q^2 + R^2}} \tag{27}$$

jest pewną stałą. Rozwiązanie ogólne równania (11) zależne jest więc od dwóch dowolnych stałych S oraz v . Stałe te można wyznaczyć z warunków początkowych (o ile je znamy).

Omawiając własności rozwiązania (26) należy zauważyć, że jeśli $|r_{1,2}| = 1$, to ciąg (t, X_t) przedstawia ciąg punktów leżących na wykresie funkcji cosinus. Jeżeli $|r_{1,2}| > 1$, punkty (t, X_t) leżą na tzw. krzywej oscylacyjnej o nietłumionych drganiach i o amplitudach rosnących wykładniczo. Jeżeli $|r_{1,2}| < 1$, punkty (t, X_t) położone są na krzywej oscylacyjnej o drganiach tłumionych. Wtedy ciąg $X_t \to 0$ wraz ze wzostem t .

Częstotliwość oscylacji, zwana okresem drgań występuje co

$$\Omega = \frac{2\pi}{u} \tag{28}$$

jednostek czasowych. W tym samym cyklu pojawiają się maksima, minima, zmiany wypukłości ciągu X_t oraz inne punkty charakterystyczne wykresu (t, X_t).

Jeżeli zjawiska okresowe występujące w gospodarce badamy za pomocą analizy różnicowej szeregu czasowego wskaźnika, którego wartości (tak jak dla barometru koniunktury) są ograniczone, to należy oczekiwać, że wszystkie pierwiastki charakterystyczne odpo-

[4] Możemy wszakże dopuścić również ujemne wartości tego współczynnika, gdyż wtedy wzór (26) także wyraża pewne szczególne rozwiązanie równania (11).

wiadającego równania (8) będą posiadały moduł nie przekraczający jedności.

Analiza harmoniczna szeregów czasowych syntetycznych wskaźników zmian kondycji gospodarczej

W wielu problemach związanych z badaniem okresowości zjawisk gospodarczych zachodzi potrzeba zastąpienia danej funkcji okresowej o okresie T (w sposób dokładny lub przybliżony) sumą trygonometryczną

$$s_n(t) = 0.5\,A_o + A_1 \cos h\,t + A_2 \cos 2h\,t + \ldots$$

$$+ A_n \cos n\,h\,t + B_1 \sin h\,t + \ldots + B_n \sin n\,h\,t, \qquad (29)$$

gdzie $h = 2\pi / T$. Suma (29) jest najlepszym przybliżeniem funkcji f(t) w sensie najmniejszych kwadratów, jeżeli za współczynniki A_k i B_k przyjmiemy współczynniki Fouriera danej funkcji. Współczynniki te określone są wzorami Eulera:

$$A_k = \frac{2}{T}\int_0^T f(t)\cos khtdt,$$

$$B_k = \frac{2}{T}\int_0^T f(t)\sin khtdt, \qquad (30)$$

dla k = 1, 2 , ..., n. Jeżeli dla pewnego zbioru wartości t suma $s_n(t)$ dąży przy $n \to \infty$ do funkcji granicznej

$$s(t) = \frac{1}{2}A_0 + \sum_{k=1}^{\infty}(A_k \cos kht + B_k \sin kht) \qquad (31)$$

to mówimy, że zbieżny szereg Fouriera zastępuje daną funkcję f(t).

Szereg Fouriera można zapisać również jako liniową kombinację tylko samych cosinusów (powiększoną o składnik $0.5\,A_0$) :

$$s(t) = \frac{1}{2} A_0 + \sum_{k=1}^{\infty} C_k \cos(kht - u_k), \tag{32}$$

gdzie

$$C_k = \sqrt{A_k^2 + B_k^2}, \tag{33}$$

$$u_k = \arccos \frac{A_k}{\sqrt{A_k^2 + B_k^2}}. \tag{34}$$

Analiza harmoniczna zajmuje się znajdywaniem szeregu Fouriera danej funkcji f(t).

Przy zastąpieniu danej funkcji f(t) przybliżoną suma trygonometryczną

$$s_n(t) = \frac{1}{2} A_0 + \sum_{k=1}^{n} C_k \cos(kht - u_k) \tag{35}$$

średni błąd kwadratowy

$$\delta^2 = \frac{1}{T} \int_0^T (f(t) - s_n(t))^2 dt \tag{36}$$

jest możliwie najmniejszy, gdy za współczynniki w (29) przyjmiemy współczynniki Fouriera danej funkcji. Błąd ten zależy od n.

Jeżeli f(t) jest ograniczona i ciągła w przedziale <0,T>, to średni błąd kwadratowy dąży do zera, gdy $n \to \infty$. Dla funkcji f(t) spełnione są wtedy tzw. warunki Dirichleta, a szereg Fouriera jest zbieżny do funkcji f(t).

Niniejsze informacje podstawowe dotyczą przypadku, gdy funkcja f(t) jest okresowa o okresie T. Aby umożliwić analizę cykli w

czasowym przebiegu barometru koniunktury Y_t zauważmy, że posiadanie skończonej ilości danych o wartościach barometru w przedziale <0,l> nie daje żadnych gwarancji co do okresowości ciągu Y_t. Zakładamy wtedy, że posługujemy się ciągłą w przedziale <0,l> funkcją Y(t) , która dla t = 0, 1, 2 ,...., l przyjmuje zaobserwowane w praktyce badawczej wartości Y_t . Taka funkcja Y(t) spełnia w przedziale <0,l> warunki Dirichleta. Można więc (całkowicie sztucznie) przyjąć, że funkcja Y(t) jest okresowa o okresie l, a następnie znaleźć jej rozwinięcie w zbieżny szereg Fouriera:

$$Y(t) = \frac{A_0}{2} + \sum_{n=1}^{\infty} A_n \cos\frac{n\pi t}{l} \tag{37}$$

Równość w (37) zachodzi na pewno w przedziale <0,l>, przy czym

$$A_n = \frac{2}{l}\int_0^l Y(t)\cos\frac{2\pi nt}{l}dt \quad , \tag{38}$$

dla n = 0, 1, 2,...Wzory (37) i (38) będą zastosowane do badania zjawisk cyklicznych w gospodarce, której dynamikę opisuje szereg czasowy barometru koniunktury. Podamy przykład.

Chcąc przekonać się, jaka jest przeciętna amplituda sezonowych wahań cyklicznych, wygodnie jest posłużyć się liczbą comiesięcznych obserwacji barometru za pełną ilość lat, np. za sześć lat. Rozważamy wtedy przedział <0,72> (l=72) , a wahania sezonowe opisujemy za pomocą pewnej funkcji cosinus, okresowej o okresie 12. Musimy więc rozwiązać równanie:

$$\frac{n\pi t}{72} = \frac{\pi t}{6} \tag{39}$$

gdyż funkcja $\cos(\pi t/6)$ jest funkcją okresową o okresie 12 (miesięcy). Z (39) otrzymujemy n = 12. Należy więc znaleźć dwunasty współczynnik cosinusoidalnego rozwinięcia funkcji Y(t) w szereg Fouriera, czyli współczynnik

$$A_{12} = \frac{1}{36}\int_{0}^{72} Y(t)\cos\frac{\pi t}{3}dt. \qquad (40)$$

Dysponując wartościami Y_t dla całkowitych nieujemnych wartości t , całkę w (40) można obliczyć w sposób przybliżony, metodą prostokątów albo trapezów. Amplituda wahań sezonowych będzie równa podwojonemu współczynnikowi A_{12} . Współczynnik $A_0/2$ informuje, dookoła jakiej linii (równoległej do podstawy czasu) dokonują się cosinusoidalne oscylacje, opisujące różne procesy o cyklicznym charakterze. Można także (odejmując od wszystkich wyrazów szeregu Y_t) dwunasty składnik rozwinięcia (37) (również zależny od t) otrzymać szereg barometru koniunktury, „oczyszczony" z wahań sezonowych[5].

Przy badaniu cykliczności sezonowej za pomocą analizy wyodrębnionego z szeregu Fouriera składnika kosinusoidalnego o okresie 12 (miesięcy) należy jeszcze zwrócić uwagę na brak przesunięcia fazowego w procesie zmian sezonowych, opisanym tym składnikiem. Istotnie, sezonowe „minima" przypadają na przełom lat, gdy gospodarka ma niższą aktywność produkcyjną i gdy popyt konsumencki jest niższy niż średnioroczny, natomiast sezonowe „maksima" ujawniają się mniej więcej w środku roku, gdy aktywizuje się przemysł, budownictwo, handel, transport i rolnictwo.

Podejście to, polegające na badaniu okresowości sezonowej za pomocą wydzielenia z barometru koniunktury składnika kosinusoidalnego o okresie 12 jest słuszne jedynie w przypadku, gdy mamy pewność, że prócz wahań sezonowych nie ma innych procesów cyklicznych o tym samym okresie.

[5] por. np pracę M.Bieć, K.Stanek, *„Eliminacja sezonowych efektów produkcyjnycvh z ciągu wskaźnika koniunktury przemysły metodami analizy harmonicznej,* praca Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH z 1992 r..

3.2 CYKL KONIUNKTURALNY A BAROMETR KONIUNKTURY

Wartości barometru koniunktury w gospodarce polskiej

Podobnie jak w p. 2.3, najpierw zgromadzono dane liczbowe o wartościach barometru koniunktury za okres od 01.1993 do 12.1998 r. Wartości te podano w wersji IRG oraz w wersji UE. Utworzono także barometr średni, jako średnią arytmetyczną z wartości IRG oraz UE.

Tabela 1

Wartości barometru koniunktury

Czas, miesiąc, rok	Barometr koniunktury		
	IRG	UE	Średni (y_t)
styczeń 1993	-20.8	-19.3	-20.05
luty	-20.7	-20.6	-20.65
marzec	-20.5	-21.7	-21.1
kwiecień	-20.7	-23.7	-22.2
maj	-21.2	-23.0	-22.1
czerwiec	-21.5	-21.8	-21.65
lipiec	-20.6	-18.8	-19.7
sierpień	-18.2	-15.2	-16.7
wrzesień	-14.80	-11.6	-13.2
październik	-12.6	-12.4	-12.5
listopad	-12.2	-13.0	-12.6
grudzień	-9.64	-9.78	-9.71
styczeń 1994	-8.64	-8.35	-8.49
luty	-7.71	-7.92	-7.81
marzec	-6.07	-4.85	-5.46
kwiecień	-2.43	-3.57	-2.99
maj	0.57	-2.57	-1.0
czerwiec	0.86	-1.78	-0.46
lipiec	-1.42	-3.28	-2.35
sierpień	-2.64	-4.57	-3.6
wrzesień	-3.0	-5.07	-4.03
październik	-3.5	-6.28	-4.89
listopad	-4.57	-8.64	-6.6
grudzień	-1.85	-5.0	-3.42
styczeń 1995	-4.57	-7.0	-5.78
luty	-3.43	-5.5	-4.46
marzec	-1.85	-4.92	-3.38

kwiecień	-1.43	-2.92	-2.17
maj	-1.28	-2.28	-1.78
czerwiec	-0.92	-2.57	-1.74
lipiec	-0.21	-1.78	-0.99
sierpień	2.07	2.57	2.32
wrzesień	5.78	3.57	4.67
październik	6.92	2.92	4.92
listopad	5.57	0.07	2.82
grudzień	-0.78	-1.57	-1.17
styczeń 1996	-4.42	-3.0	-3.71
luty	-4.35	-2.1	-3.22
marzec	-0.35	-0.07	-0.21
kwiecień	4.28	2.75	3.51
maj	6.64	6.03	6.33
czerwiec	7.85	8.03	7.94
lipiec	6.42	8.78	7.6
sierpień	4.28	7.03	5.65
wrzesień	3.28	3.96	3.62
październik	0.64	-3.21	-1.28
listopad	-0.78	-5.85	-3.31
grudzień	-3.64	-3.82	-6.23
styczeń 1997	-5.37	-6.9	-6.13
luty	-3.75	-3.65	-3.7
marzec	1.5	1.37	1.43
kwiecień	5.87	3.12	4.49
maj	8.12	4.0	6.06
czerwiec	8.12	6.06	7.09
lipiec	6.62	5.62	6.12
sierpień	6.0	5.5	5.75
wrzesień	5.25	3.0	4.12
październik	4.37	0.62	2.49
listopad	-1.12	-3.62	-2.37
grudzień	-7.0	-7.0	-7.0
styczeń 1998	-10.31	-9.56	-9.93
luty	-8.12	-9.12	-8.62
marzec	-5.81	-9.06	-7.43
kwiecień	-2.37	-7.12	-4.74
maj	-0.12	-4.37	-2.24
czerwiec	0.25	-3.65	-1.7
lipiec	-1.37	-5.12	-3.24
sierpień	-2.75	-6.55	-4.65
wrzesień	-4.5	-8.75	-6.62
październik	-7.12	-12.62	-9.87
listopad	-11.37	-18.67	-15.02
grudzień	-15.37	-23.27	-19.32*

*Źródło: Baza Danych IRG oraz obliczenia własne; * oznacza, że liczby wypisane w kolumnach 2-4 posiadają po kropce więcej cyfr niż zamieszczono w tabeli.*

Wartości barometru koniunktury w wersji IRG rejestrowane są w Instytucie Rozwoju Gospodarczego od grudnia 1992 r. Do badań przyjęto więc szereg czasowy tej wersji barometru za pełne lata od 1993 r. do 1998 r. Długość tego szeregu wynosi 72 (miesiące). Wartości barometru podano w odsetkach.

Graficzna ilustracja czasowego przebiegu barometru koniunktury

Istnieje bardzo dobra (w sensie ekonometrycznym) dodatnia korelacja szeregu czasowego barometru w wersji IRG oraz w wersji UE, (por. rysunek 1 p.2.3). Kwadrat współczynnika korelacji dla tych szeregów wynosi ok. 0.9168. Równanie wyrażające współzależność tych szeregów ma postać:

$$UE = 0.9482 * IRG - 1.8589. \qquad (1)$$

Wymiarem stałej addytywnej jest procent".

Barometr koniunktury w wersji IRG oraz UE w okresie od stycznia 1993 r. do grudnia 1998 r. oraz średni barometr koniunktury zilustrowano na rysunku 1 p.2.3.

Z kolei obliczono trzymiesięczną średnią ruchomą barometru według wzoru:

$$Y_t = \frac{y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3}}{3} \qquad (2)$$

i skonstruowano liniowy trend tej średniej ruchomej. Podobne obliczenia przeprowadzono dla dwunastomiesięcznej średniej ruchomej barometru, stosując wzór:

$$Z_t = \frac{y_{t-1} + y_{t-2} + \ldots + y_{t-12}}{12} \qquad (3)$$

Wyniki spisano w tabeli 2, a wykres przedstawiono w p.2.3.

Tabela 2

Trzymiesięczna średnia ruchoma barometru i dwunastomiesięczna średnia ruchoma barometru

miesiąc, rok	3-mies.średnia ruchoma z trendem	3-mies.średnia ruchoma bez trendu	12-mies.średnia ruchoma z trendem	12-mies.średnia ruchoma bez trendu
kwiecień 1993	-20.60	-9.87	-	-
maj	-21.31	-10.78	-	-
czerwiec	-21.80	-11.46	-	-
lipiec	-21.98	-11.85	-	-
sierpień	-21.15	-11.21	-	-
wrzesień	-19.35	-9.31	-	-
październik	-16.53	-6.99	-	-
listopad	-14.13	-4.79	-	-
grudzień	-12.76	-3.62	-	-
styczeń 1994	-11.60	-2.65	-18.59	-9.58
luty	-10.26	-1.52	-17.76	-8.97
marzec	-8.67	-0.12	-16.84	-8.26
kwiecień	-7.25	1.09	-15.73	-7.35
maj	-5.42	2.72	-14.29	-6.13
czerwiec	-3.15	4.80	-12.54	-4.58
lipiec	-1.48	6.26	-10.57	-2.82
sierpień	-1.27	6.28	-8.67	-1.14
wrzesień	-2.14	5.21	-7.42	-0.09
październik	-3.33	3.83	-6.63	0.48
listopad	-4.17	2.78	-5.68	1.22
grudzień	-5.17	1.58	-4.94	1.75
styczeń 1995	-4.97	1.59	-4.62	1.86
luty	-5.27	1.09	-4.00	2.27
marzec	-4.55	1.61	-3.63	2.43
kwiecień	-4.54	1.43	-3.38	2.47
maj	-3.33	2.43	-3.37	2.27
czerwiec	-2.44	3.13	-3.62	1.81
lipiec	-1.89	3.48	-3.84	1.39
sierpień	-1.50	3.67	-3.82	1.19
wrzesień	-0.14	4.84	-3.68	1.13
październik	2.00	6.78	-3.29	1.31
listopad	3.97	8.55	-2.23	2.16
grudzień	4.13	8.52	-1.46	2.71
styczeń 1996	2.18	6.37	-0.83	3.13
luty	-0.68	3.30	-0.36	3.40
marzec	-2.70	1.09	-0.19	3.35
kwiecień	-2.38	1.21	-0.15	3.19
maj	0.02	3.42	0.01	3.14
czerwiec	3.21	6.41	0.51	3.44
lipiec	5.93	8.93	1.46	4.18

sierpień	7.29	10.09	2.40	4.91
wrzesień	7.06	9.67	2.86	5.16
październik	5.62	8.03	2.77	4.86
listopad	2.66	4.87	2.33	4.21
grudzień	-0.32	1.68	1.77	3.44
styczeń 1997	-3.61	-1.79	1.64	3.10
luty	-5.22	-3.60	1.68	2.93
marzec	-5.35	-3.93	1.75	2.79
kwiecień	-2.80	-1.57	1.69	2.52
maj	0.74	1.76	1.65	2.27
czerwiec	3.99	4.82	1.47	1.88
lipiec	5.88	6.50	1.15	1.35
sierpień	6.42	6.85	0.94	0.93
wrzesień	6.32	6.55	0.57	0.35
październik	5.33	5.36	0.58	0.15
listopad	4.12	3.95	0.78	0.15
grudzień	1.41	1.05	1.28	0.43
styczeń 1998	-2.29	-2.85	1.80	0.75
luty	-6.43	-7.19	2.16	0.89
marzec	-8.51	-9.47	1.89	0.42
kwiecień	-8.66	-9.81	1.18	-0.49
maj	-6.93	-8.28	0.28	-1.61
czerwiec	-4.80	-6.36	-0.70	-2.80
lipiec	-2.89	-4.64	-1.5	-3.82
sierpień	-2.39	-4.34	-2.29	-4.81
wrzesień	-3.19	-5.34	-3.18	-5.91
październik	-4.84	-7.18	-4.31	-7.25
listopad	-7.04	-9.59	-5.46	-8.61
grudzień	-10.5	-13.24	-6.33	-9.69

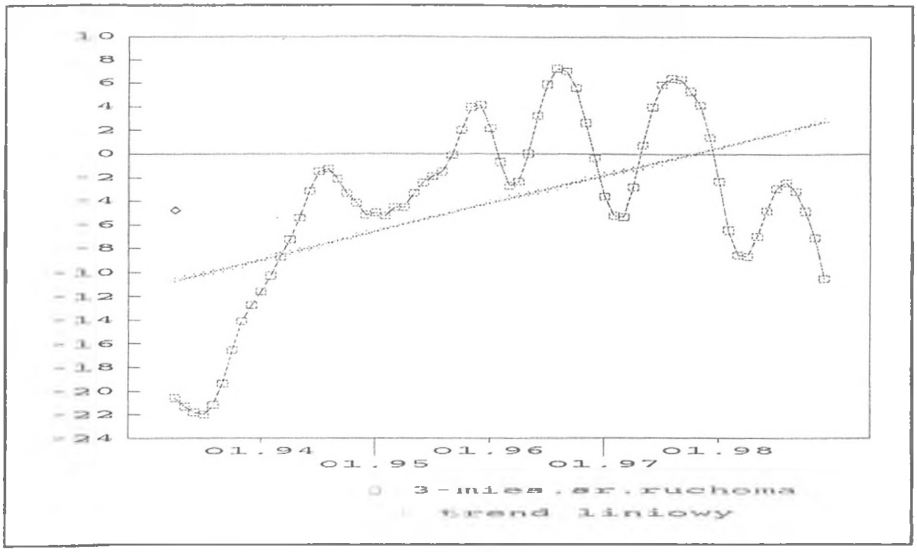
Źródło: obliczenia własne na podstawie tabeli 1 oraz wzoru 2.

Trend liniowy trzymiesięcznej średniej ruchomej barometru posiada równanie:

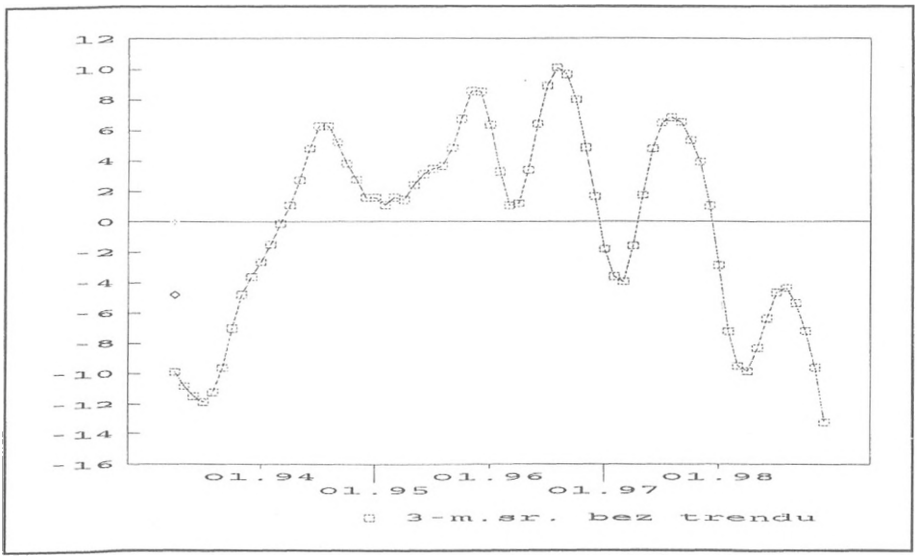
$$Trend = 0.19\ t - 10.92\ , \qquad (4)$$

dla t = 1 = 04.1993, 2, ...,72 = 12.1998 r. Z równania (4) wnioskujemy, że w badanym okresie - przeciętnie każdego miesiąca - wartość barometru powiększa się o ok. 0.19 punkta procentowego. Tak oczywiście nie może być w długim okresie, ponieważ wartość barometru przekroczyłaby poziom 100 (co jest niemożliwe). Równanie (4) dotyczy tylko zgromadzonych 69 obserwacji.

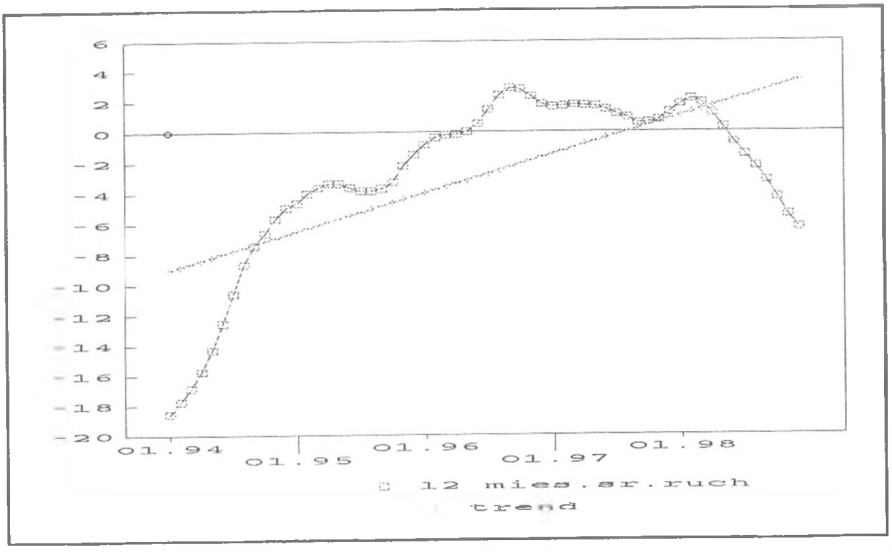
Wykresy trzymiesięcznej i dwunastomiesięcznej średniej ruchomej barometru koniunktury zamieszczono na rysunkach 1 - 4.



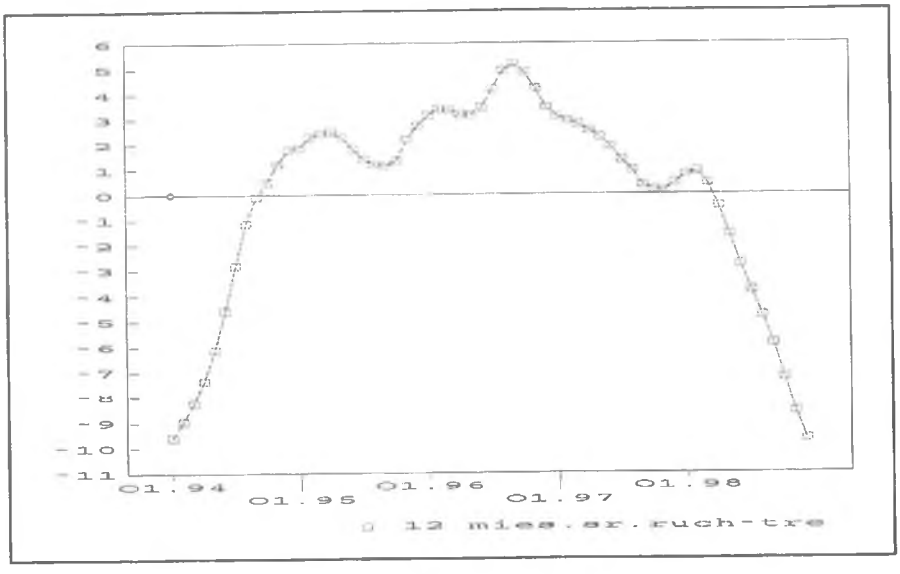
Rysunek 1. Trzymiesięczna średnia ruchoma barometru koniunktury wraz z jej trendem liniowym.



Rysunek 2. Trzymiesięczna średnia ruchoma barometru koniunktury po wyeliminowaniu trendu liniowego.



Rysunek 3. Dwunastomiesięczna średnia ruchoma barometru koniunktury i jej trend liniowy.



Rysunek 4. Dwunastomiesięczna średnia ruchoma barometru koniunktury po wyeliminowaniu trendu liniowego.

Trend liniowy dwunastomiesięcznej średniej ruchomej barometru koniunktury posiada równanie:

$$trend = 0.2095\, t - 9.2147\ . \qquad (5)$$

Trzymiesięczną średnią ruchoma barometru wraz z trendem liniowym przedstawiono na rysunku 1. Eliminacja tej liniowej „tendencji rozwojowej" pozwala na dokonanie wstępnej analizy wahań barometru. Rysunek 2 przedstawia czasowy przebieg trzymiesięcznej średniej ruchomej barometru koniunktury po usunięciu trendu liniowego. Charakterystyczną cechą tego przebiegu są wahania barometru, w latach 1994 - 1998 wyraźnie oscylacyjne. W latach tych minimalne (w sensie lokalnym) wartości średniej ruchomej barometru występują zawsze na początku roku. Wartości lokalnie maksymalne pojawiają się w środku roku lub tuż przed połową roku (por.p. 3.1). Ponadto - gdyby wykreślić wklęsły trend barometru, to można by się zorientować, że największe wartości na tym trendzie napotykamy w latach 1995 - 1996.

Dwunastomiesięczną średnią ruchomą barometru wraz z trendem liniowym przedstawiono na rysunku 3. Eliminacja tej liniowej „tendencji rozwojowej" pozwala na dokonanie wstępnej analizy wahań barometru. Rysunek 4 przedstawia czasowy przebieg dwunastomiesięcznej średniej ruchomej barometru koniunktury po usunięciu trendu liniowego.

Powyżej dokonana analiza graficzna czasowego przebiegu barometru zostanie obecnie przeprowadzona za pomocą metod analizy różnicowej, dostarczającej ponadto kilka innych ważnych wniosków, nie dających się wyprowadzić na podstawie analizy graficznej.

Badanie czasowego przebiegu barometru koniunktury za pomocą metod analizy różnicowej

Przez x_t oznaczmy wartości trzymiesięcznej średniej barometru koniunktury, pomniejszone o wartości na jego trendzie liniowym. Metoda badawcza polega na znalezieniu wzoru „zwrotnego" (rekurencji), opisującej wartości x_t przez wartości tej zmiennej za-

obserwowane w poprzednich okresach (miesiącach). Ograniczymy się do poszukiwania związków liniowych, rozpoczynając od równania różnicowego rzędu drugiego.

Poszukujemy współczynników równania:

$$x_t = a\, x_{t-1} + b\, x_{t-2} + c \ . \tag{6}$$

Estymacja parametrów a , b , c równania (6) , dokonana przy użyciu danych spisanych w kolumnie 3 tabeli 2, dała następujące wyniki:

$$a = 1.80... \ , \tag{7}$$

$$b = -0.88..., \tag{8}$$

$$c = -0.01..^{1}., \tag{9}$$

przy współczynniku $R^2 = 0.97$. Za pomocą podstawienia

$$x_t = v_t + V \tag{10}$$

równanie (5) sprowadzamy do postaci jednorodnej:

$$v_t - 1.80\, v_{t-1} + 0.88\, v_{t-2} = 0^{\,2} \ , \tag{11}$$

przy czym $V \approx 0.125$ [3]. (12)

Równanie charakterystyczne dla równania (11)[4] ma postać:

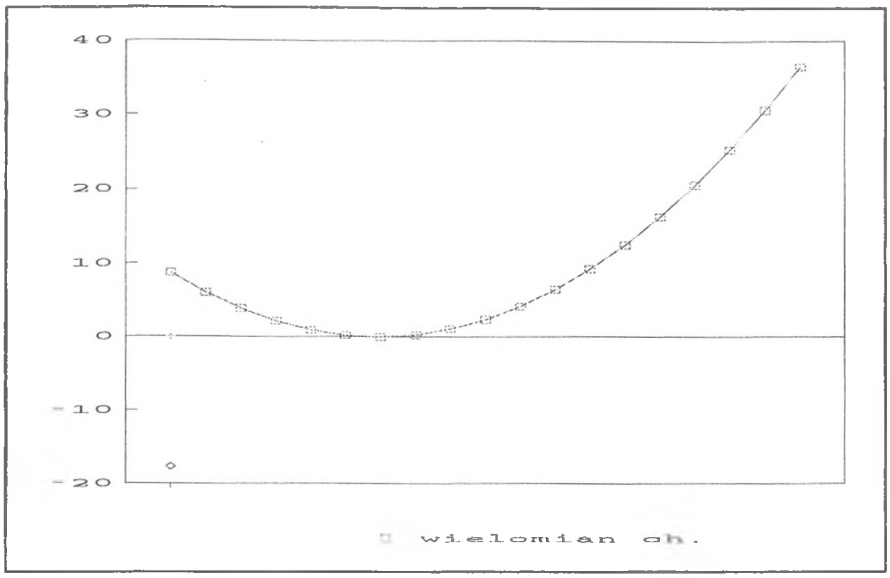
---

[1] Kropki oznaczają, że w rozwinięciu dziesiętnym występują dalsze cyfry.

[2] Dla współczynników wypisujemy tylko dwie cyfry po przecinku pamiętając, że cyfr tych jest więcej.

[3] Teoretyczna wartość V powinna być zerowa, gdyż z szeregu średnich wartości barometru wyeliminowano trend liniowy. Nierówność $V \neq 0$ wynika z nierówności $R^2 \neq 1$. Wartość V jest jednak mała w porównaniu z wartościami, jakie może przyjąć barometr średni. Dlatego otrzymany wynik można zaakceptować.

$$r^2 - 1.80\, r + 0.88 = 0\,. \qquad (13)$$



Rysunek 6. Wielomian charakterystyczny.

Obliczamy następnie:

$$\Delta = 3.25 - 3.53 = -0.27\,, \qquad (14)$$

$$\sqrt{\Delta} = 0.52i, \quad \text{gdzie } i^2 = -1\,. \qquad (15)$$

Pierwiastki charakterystyczne są następujące:

$$r_{2,1} = 0.90 \pm 0.26i. \qquad (16)$$

Postać trygonometryczna pierwiastków jest następująca:

$$r_{2,1} = 0.93\,(\cos 0.26 \pm i \sin 0.26)\,. \qquad (17)$$

Najprostszy ciąg oscylacyjny, przybliżający proces x_t ma postać:

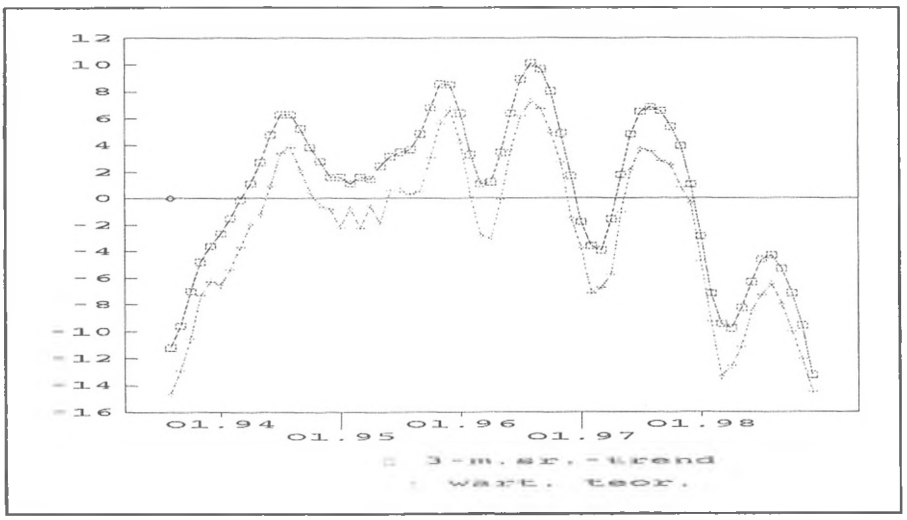
[4] Por. p.3.1.

$$x_t = -0.125 + A * 0.96^t (\cos 0.26\, t - B) , \qquad (18)$$

gdzie przesunięcie fazowe B oraz połowę amplitudy wahań A można znaleźć z dwóch warunków początkowych na x. Zgodnie z wzorem (28) podanym w p. 3.1, okresem wahań procesu x_t jest

$$\Omega = \frac{2\pi}{0.26...} \approx 24 \text{ [miesięcy]}^{5} . \qquad (19)$$

Cykl wahań wynosi więc ok. 2 lat. Należy jednak zwrócić uwagę, że cyklem wahań jest każda wielokrotność tych 24 miesięcy, w szczególności 48 miesięcy (4 lata).



Rysunek 6. Trzymiesięczna średnia ruchoma barometru bez trendu liniowego i jej wartości teoretyczne, celowo dla przejrzystości wykresu pomniejszone o 3 jednostki.

Na rysunku 6 przedstawiono porównanie szeregu wartości x_t trzymiesięcznej średniej ruchomej oczyszczonej z trendu liniowego z szeregiem wartości „teoretycznych" opisanych za pomocą wzoru:

[5] ... w mianowniku oznaczają, że występują dalsze cyfry po przecinku.

$$x_t = 1.80\, x_{t-1} - 0.88\, x_{t-2} - 0.01 \quad , \qquad (20)$$

dla t = 1, 2, ..., 72 (gdyby indeksować kolejne okresy badania od t = 1 do t = 72 oraz przyjmując wartości ze stycznia i lutego 1993 r.: y_{-1} , y_0 za dwie wartości początkowe).

Należy także zwrócić uwagę, że w pomocniczych badaniach szeregu x_t użyto rekurencji rzędu czwartego, wykrywając również ok. 12 - miesięczną cykliczność sezonową, której obecność - z punktu widzenia wahań koniunkturalnych - nie będzie tutaj badana. Cykl o tej (24) długości identyfikujemy z cyklem inwestycyjnym.

W celu wykrycia ew. innych cykli posłużono się dwunastomiesięczną średnią ruchomą barometru koniunktury, oczyszczoną z jej trendu liniowego. Średnia ta „ukrywa" wahania o cyklu 24 - miesięcznym (por. rys.6) i pochłania jego efekty oscylacyjne.

Dane liczbowe o tej średniej spisano w kolumnie 4 tabeli 2.

Przez z_t oznaczono wartości dwunastomiesięcznej średniej ruchomej barometru oczyszczonego z trendu liniowego.

Podobnie, jak poprzednio, poszukujemy współczynników równania:

$$z_t = a\, z_{t-1} + b\, z_{t-2} + c \ . \qquad (21)$$

Estymacja parametrów a , b , c równania (21) , dokonana przy użyciu danych spisanych w kolumnie 4 tabeli 2, dała następujące wyniki:

$$a = 1.92 \ , \qquad (22)$$

$$b = -0.94 \ , \qquad (23)$$

$$c = -0.02^{6} \ , \qquad (24)$$

[6] W rozwinięciu dziesiętnym wartości tych parametrów występują dalsze cyfry.

przy współczynniku $R^2 = 0.99..$, który jest wyższy niż w poprzednim badaniu. Za pomocą podstawienia

$$z_t = v_t + V \tag{25}$$

równanie (21) sprowadzamy do postaci jednorodnej:

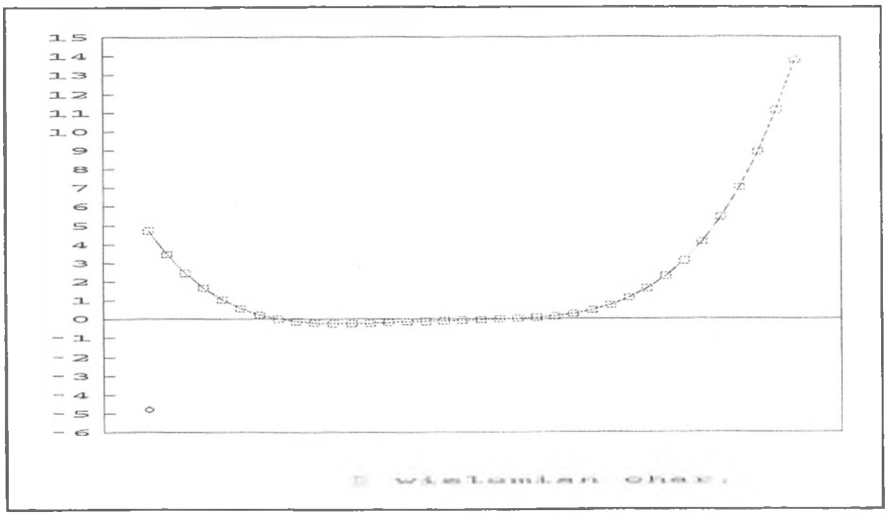
$$v_t - 1.92\, v_{t-1} + 0.94\, v_{t-2} = 0^{7}, \tag{26}$$

przy czym $V \approx -1.$ (27)

Równanie charakterystyczne dla równania (26)[8] ma postać:

$$r^2 - 1.92\, r + 0.94 = 0\,. \tag{28}$$

Wielomian charakterystyczny przedstawiono na kolejnym wykresie.



Rysunek 7. Wielomian charakterystyczny.

[7] Dla współczynników wypisujemy tylko dwie cyfry po przecinku pamiętając, że cyfr tych jest więcej.

[8] Por. podrozdział 3.1.

Obliczamy następnie:

$$\Delta = 3.69 - 3.76 = -0.07 \quad , \tag{29}$$

$$\sqrt{\Delta} = 0.26i, \quad \text{gdzie } i^2 = -1 \, . \tag{30}$$

Pierwiastki charakterystyczne są następujące:

$$r_{2,1} = 0.96 \pm 0.13\, i. \tag{31}$$

Postać trygonometryczna pierwiastków jest następująca:

$$r_{2,1} = 0.97(\cos 0.13 \pm i \sin 0.13). \tag{32}$$

Najprostszy ciąg oscylacyjny, przybliżający proces z_t ma postać:

$$z_t = -1 + A * 0.97^t (\cos 0.13\, t - B) \quad , \tag{33}$$

gdzie przesunięcie fazowe B oraz połowę amplitudy wahań A można znaleźć z dwóch warunków początkowych na z. Zgodnie z wzorem (28)[9], okresem wahań procesu z_t jest

$$\Omega = \frac{2\pi}{0.13.} \approx 48 \quad \text{[miesięcy]}. \tag{34}$$

Dla szeregu dwunastomiesięcznej średniej ruchomej barometru oczyszczonego z trendu liniowego cykl główny wahań wynosi więc ok. 4 lat.

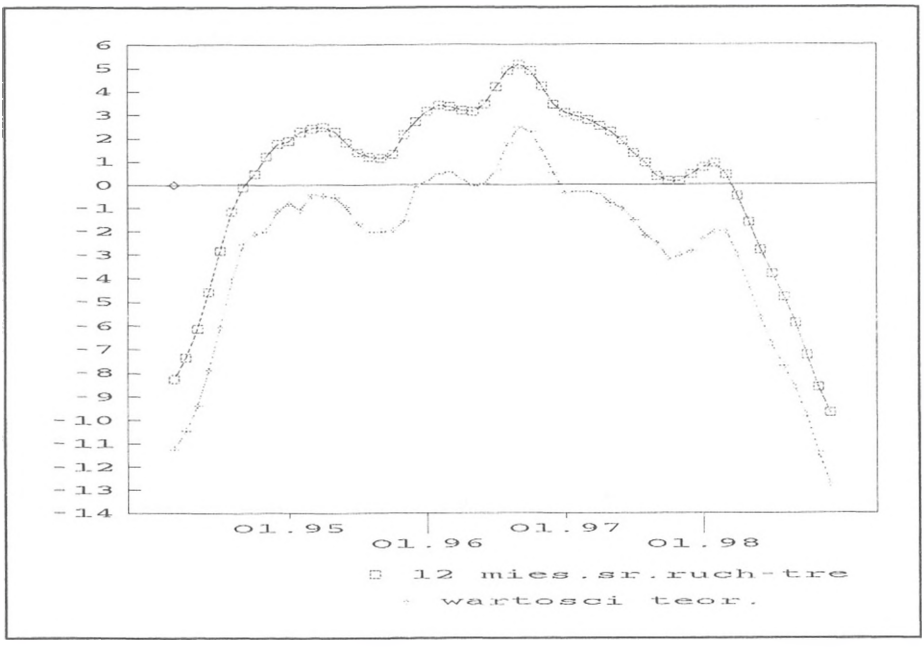
Podobnie zwróćmy uwagę, że początkowa amplituda wahań maleje w czasie tak bardzo wolno, że należy ją uznać za stałą, gdyż praktycznie brak jest tłumienia oscylacji.

Na rysunku 8 przedstawiono porównanie szeregu wartości z_t dwunastomiesięcznej średniej ruchomej barometru oczyszczonego z trendu liniowego z szeregiem wartości „teoretycznych" opisanych za pomocą wzoru:

[9] podanym w p. 3.1.

$$z_t = 1.92\, z_{t-1} - 0.94\, z_{t-2} - 0.02 \quad . \qquad (35)$$

dla t = 13,....,72.



Rysunek 8. Dwunastomiesięczna średnia ruchoma barometru oczyszczonego z trendu liniowego i jej wartości teoretyczne w badanym okresie, celowo dla czytelności wykresów pomniejszone o 3 jednostki.

Wnioski

Analiza cykli koniunkturalnych w gospodarce polskiej przeprowadzona za pomocą równań różnicowych ułożonych dla średnich ruchomych barometru koniunktury prowadzi do następujących wniosków:

1. Trzymiesięczna średnia ruchoma barometru wykazuje ok. 24 - miesięczny okres wahań. Amplituda tych wahań bardzo wolno maleje (współczynnik tłumienia wynosi ok. 0.97). Ten dwuletni cykl koniunk-

turalany interpretujemy jako przeciętny cykl inwestycyjny w gospodarce polskiej.

2. Dwunastomiesięczna średnia ruchoma barometru, która pochłania oscylacyjne efekty wahań dwuletnich, wykazuje ok. 48 - miesięczny okres wahań. Amplituda tych wahań również maleje bardzo wolno (współczynnik tłumienia wynosi także ok. 0.97). Ten czteroletni cykl koniunkturalny interpretujemy jako cykl polityczny[10],

3. Hipotetyczny charakter niniejszych wniosków wynika stąd, że cykl interpretowany jako inwestycyjny o okresie 2 lata posiada również okres 4 - letni, który nakłada się na oscylacyjne efekty domniemanego cyklu politycznego, a także stąd, że oba cykle posiadają ten sam współczynnik tłumienia. Interferencja obu tych cykli powoduje nierównomierne wzmaganie lub osłabianie fali cyklicznej, dającej nieprzejrzysty graficzny obraz przebiegu procesu kształtowania się średniej barometru koniunktury.

4. Na czasowy przebieg barometru koniunktury, zależny od nie badanych w tym opracowaniu wahań sezonowych[11], mają istotny wpływ wartości barometru na początku okresu badań (tzw. warunki początkowe), które regularności 24 i 48 miesięczne czynią trudne do wykrycia innymi metodami niż zastosowane w niniejszej pracy.

5. Bieżące średnie ruchome barometru koniunktury wykazują silne interakcje wobec wartości tych średnich z dwóch poprzednich miesięcy. Fakt ten przesądza o oscylacyjnym przebiegu średnich barometru.

[10] por. podrozdział 3.1.

[11] wahania sezonowe nie są zaliczane do wahań koniunkturalnych.

3.3 BADANIE AMPLITUDY WAHAŃ CYKLICZNYCH

Wstęp

W części drugiej niniejszego rozdziału, za pomocą metod analizy różnicowej, wykryto okresowość w czasowym przebiegu barometru koniunktury dla gospodarki polskiej. Analizie poddano trzymiesięczną średnią ruchomą i dwunastomiesięczną średnia ruchomą barometru. Okazało się mianowicie, że średnia ruchoma barometru wykazuje cykliczność przebiegu o okresie 24 miesięcy oraz 48 miesięcy. Pierwszy z tych cykli interpretowano jako cykl inwestycyjny, drugi jako cykl polityczny. Prócz tych cech cykliczności istnieje oczywiście nie badana cykliczność sezonowa (o okresie 12 miesięcy), której cechy opisano w podrozdziale 3.1, przy okazji omawiania różnego pochodzenia procesów cyklicznych w gospodarce.

C e l e m niniejszego opracowania jest sprawdzenie słuszności wniosków, co do cykli o okresie 24 i 48 miesięcy oraz obliczenie amplitudy tych wahań cyklicznych, a także obliczenie amplitudy wahań sezonowych.

Zastosowaną metodą jest metoda analizy harmonicznej, która nadaje się do tego celu w przypadku cykli o długościach, będących całkowitą wielokrotnością 12 miesięcy. Metoda analizy różnicowej, stosowana w podrozdziale 3.2 , nie pozwala na oszacowanie średniej amplitudy wahań cyklicznych, ponieważ za pomocą tej metody otrzymujemy zazwyczaj amplitudy monotonicznie zmienne, a poza tym, w czasowym przebiegu średniej ruchomej barometru koniunktury, występuje prawdopodobnie zjawisko interferencji fal cyklicznych. Zjawisko to polega na nałożeniu się w niektórych miesiącach lokalnych maksimów i minimów w czasowym przebiegu średniej ruchomej barometru. Uniemożliwia to ustalenie metodą analizy różnicowej, jaką część amplitudy wahań należy przypisać wahaniom sezonowym, a jaką część wahań oscylacjom innego pochodzenia.

Aby umożliwić analizę cykli w czasowym przebiegu średniej ruchomej barometru koniunktury (ozn. Y_t) zauważmy, że posiadanie skończonej ilości danych o wartościach średniej ruchomej barometru

w przedziale <0,l> nie daje żadnych gwarancji co do okresowości ciągu Y_t. Zakładamy wtedy, że posługujemy się ciągłą w przedziale <0,l> funkcją Y(t) , która dla t = 0, 1, 2 ,...., l przyjmuje zaobserwowane w praktyce badawczej wartości Y_t . Taka funkcja Y(t) spełnia w przedziale <0,l> warunki Dirichleta. Jeżeli funkcja Y(t) może być uznana za funkcję parzystą (czyli posiadającą symetrię pierwszego rodzaju), to można też (całkowicie sztucznie) przyjąć, że funkcja Y(t) jest okresowa o okresie 2l, a następnie znaleźć jej rozwinięcie w zbieżny szereg Fouriera:

$$Y(t) = \frac{A_0}{2} + \sum_{n=1}^{\infty} A_n \cos\frac{n\pi t}{l} \tag{9}$$

Równość w (9) zachodzi na pewno w przedziale <0,l>, przy czym

$$A_n = \frac{2}{l}\int_0^l Y(t)\cos\frac{\pi n t}{l}dt \quad , \tag{10}$$

dla n = 0, 1, 2,...Wzory (9) i (10) będą zastosowane do badania zjawisk cyklicznych w gospodarce, której dynamikę opisuje szereg czasowy trzymiesięcznej średniej ruchomej barometru koniunktury.

Trzymiesięczna średnia ruchoma barometru koniunktury w gospodarce polskiej

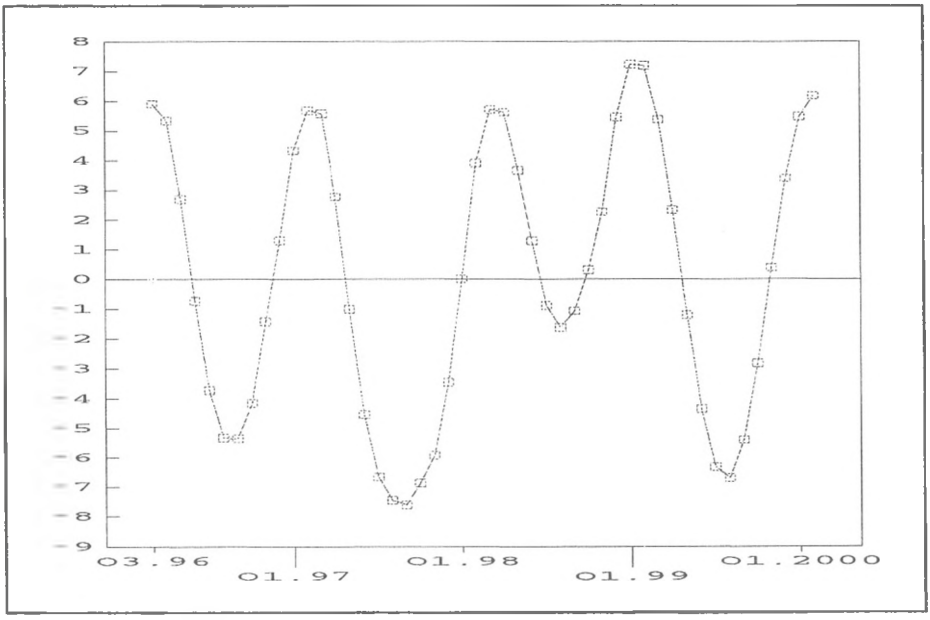
Trzymiesięczna średnia ruchoma barometru koniunktury posiada trend liniowy postaci:

$$Y_t = -0.25\,t + 4.216 \tag{11}$$

dla t = 0,1,2,...,33. Wartości średniej ruchomej barometru od stycznia 1999 r. do lutego 2000 r. można prognozować na podstawie ustalonego wzoru empirycznego:

$$X_t = 1.7257\,X_{t-1} - 0.9706\,X_{t-2} - 0.0044 \tag{12}$$

opisującego obserwowane wartości średniej ruchomej ze współczynnikiem $R^2 = 0.971$. Wartości X_t są to wartości Y_t, po usunięciu wartości na liniowym trendzie. Dlatego stała addytywna w (12) jest bliska zeru. W tabeli 1[1] zapisano od razu wartości X_t mnożone przez -1, co oczywiście nie ma znaczenia dla poszukiwanych amplitud wahań cyklicznych. Ten arytmetyczny zabieg uwidacznia podobieństwo przebiegu odpowiadającej X_t funkcji X(t) z przebiegiem funkcji cosinus albo z sumą kilku takich funkcji (licząc czas od wartości t=0). Rysunek 1 przedstawia wykres funkcji X(t).



Rysunek 1. Trzymiesięczna średnia ruchoma barometru koniunktury po usunięciu trendu liniowego; wartości mnożone przez -1.

[1] pracy: K.Stanek, *„Badanie cykliczności rozwoju polskiej gospodarki metodami analizy harmonicznej barometru koniunktury"*, wykonanej w ramach Programu Badawczego KBN...

Wyznaczanie amplitudy wahań o cyklu rocznym, dwuletnim oraz czteroletnim

Amplituda cyklu rocznego

Przyjmujemy, że dlugość cyklu rocznego wynosi 12 (miesięcy). Ponieważ funkcja

$$\cos\frac{\pi t}{6}$$

(por. wzór (9)) jest składnikiem rozwinięcia (9) o okresie

$$\frac{2\pi}{\frac{\pi}{6}} = 12$$

więc dla wyznaczenia wartości n należy rozwiązać równanie:

$$\frac{n\pi t}{48} = \frac{\pi t}{6} \tag{13}$$

gdyż funkcję X(t) rozpatrujemy właśnie w przedziale <0,48>. Z (13) wnioskujemy, że

$$n = 8 \ . \tag{14}$$

Poszukujemy zatem ósmego współczynnika w kosinusoidalnym rozwinięciu funkcji X(t) w szereg Fouriera, czyli współczynnika A_8 .

Ze wzoru (10) mamy:

$$A_8 = \frac{1}{24}\int_0^{48} X(t)\cos\frac{\pi t}{6}dt \quad . \tag{15}$$

Całkę w (15) obliczymy w sposób przybliżony (metodą prostokątów), stosując wzór:

$$A_8 = \frac{1}{24}\sum_{0}^{47} X_t \cos\frac{\pi t}{6} \quad . \tag{16}$$

Sposób obliczenia współczynnika (16) dokumentuje tabela 1.

Tabela 1

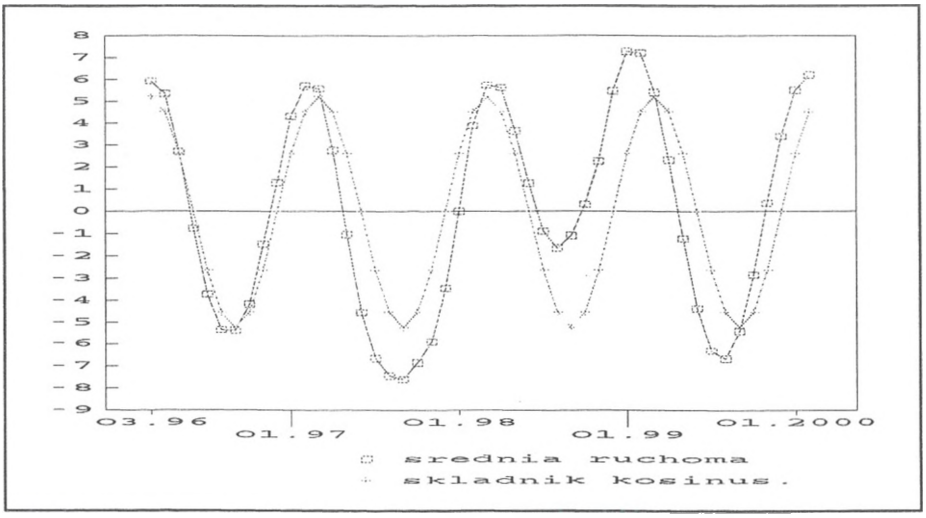
Obliczenie współczynnika A_8

miesiąc, rok	X_t	$\cos\frac{\pi t}{6}$	$X_t \cos\frac{\pi t}{6}$	wartości t
marzec 1996	5.9193	1.0	5.9193	0
kwiecień	5.3476	0.8660	4.6312	1
maj	2.6893	0.4999	1.3446	2
czerwiec	-0.7473	-0.	0	3
lipiec	-3.714	-0.5	1.857	4
sierpień	-5.3256	-0.866	4.6121	5
wrzesień	-5.349	-1	5.3489	6
październik	-4.159	-0.866	3.6017	7
listopad	-1.4473	-0.4999	0.7236	8
grudzień	1.2926	0	0	9
styczeń 1997	4.326	0.5	2.163	10
luty	5.6926	0.866	4.93	11
marzec	5.571	0.9999	5.5709	12
kwiecień	2.766	0.866	2.3954	13
maj	-1.0273	0.4999	-0.5136	14
czerwiec	-4.5306	0	0	15
lipiec	-6.6656	-0.5	3.3329	16
sierpień	-7.4573	-0.866	6.4583	17
wrzesień	-7.604	-0.9999	7.6039	18
październik	-6.8656	-0.866	5.9457	19
listopad	-5.9073	-0.4999	2.9535	20
grudzień	-3.4506	0	0	21
styczeń 1998	0.0076	0.5	0.0038	22
luty	3.901	0.866	3.3784	23
marzec	5.7343	0.9999	5.7343	24
kwiecień	5.6293	0.866	4.875	25
maj	3.6493	0.4999	1.8245	26
czerwiec	1.2743	0	0	27
lipiec	-0.8873	-0.5	0.4436	28
sierpień	-1.6373	-0.866	1.418	29
wrzesień	-1.0856	-0.9999	1.0856	30
październik	0.306	-0.866	-0.2649	31

listopad	2.2643	-0.4999	-1.132	32
grudzień	5.471	0	0	33
styczeń 1999	7.2479	0.5	3.6242	34
luty	7.2020	0.866	6.2372	35
marzec	5.3980	0.9999	5.398	36
kwiecień	2.3295	0.866	2.0174	37
maj	-1.2148	0.4999	-0.6073	38
czerwiec	-4.3531	0	0	39
lipiec	-6.3286	-0.5	3.1645	40
sierpień	-6.6918	-0.866	5.7954	41
wrzesień	-5.4010	-0.9999	5.401	42
październik	-2.8211	-0.8659	2.4431	43
listopad	0.3781	-0.4999	-0.189	44
grudzień	3.3952	0	0	45
styczeń 2000	5.4965	0.5	2.7485	46
luty	6.1943	0.866	5.3646	47
1/24 sumy liczb kolumny czwartej			A_8 = = 5.3185	

Ósmy kosinusoidalny składnik rozwinięcia funkcji X(t) w szereg Fouriera ma więc postać:

$$5.3185\cos\frac{\pi t}{6} \quad . \tag{17}$$



Rysunek 2. Trzymisięczna średnia ruchoma barometru koniunktury i składnik kosinusoidalny o okresie 12 miesięcy.

Rysunek 2 przedstawia wykres funkcji X(t) oraz wykres funkcji (17) dla $t \in \langle 0,48 \rangle$.

Graficzna ilustracja czasowego przebiegu obydwu funkcji wskazuje na stosunkowo dobre przyleganie tych dwóch wykresów. Amplituda wahań sezonowych wynosi 2 * 5.3185 = 10.63 punktów procentowych. W takim zakresie waha się średnia ruchoma barometru koniunktury w badanym okresie.

Amplituda cyklu dwuletniego

Przyjmujemy, że długość cyklu dwuletniego wynosi 24 (miesięcy). Ponieważ funkcja

$$\cos\frac{\pi t}{12}$$

(por. wzór (9)) jest składnikiem rozwinięcia (9) o okresie

$$\frac{2\pi}{\frac{\pi}{12}} = 24 \qquad (18)$$

więc dla wyznaczenia wartości n należy rozwiązać równanie:

$$\frac{n\pi t}{48} = \frac{\pi t}{12} \qquad (19)$$

gdyż funkcję X(t) rozpatrujemy właśnie w przedziale $\langle 0,48 \rangle$. Z (19) wnioskujemy, że

$$n = 4 \ . \qquad (20)$$

Poszukujemy zatem czwartego współczynnika w kosinusoidalnym rozwinięciu funkcji X(t) w szereg Fouriera, czyli współczynnika A_4 .

Ze wzoru (10) mamy:

$$A_4 = \frac{1}{24}\int_0^{48} X(t)\cos\frac{\pi t}{12}dt \quad . \tag{21}$$

Całkę w (21) obliczymy także w sposób przybliżony (metodą prostokątów), stosując wzór:

$$A_4 = \frac{1}{24}\sum_0^{47} X_t \cos\frac{\pi t}{12} \quad . \tag{22}$$

Sposób obliczenia współczynnika (22) nie różni się niczym istotnym w stosunku do obliczenia współczynnika A_8. Otrzymano wynik :

$$A_4 = 0.3767 . \tag{23}$$

Odpowiadający składnik kosinusoidalny o okresie wahań 24 miesiące ma postać:

$$0.3767\cos\frac{\pi t}{12} \quad .$$

Amplituda wahań tego cyklu dwuletniego wynosi więc ok. 0.75 punkta procentowego.

Amplituda cyklu czteroletniego

Przyjmujemy z kolei, że długość cyklu czteroletniego wynosi 48 (miesięcy). Ponieważ funkcja

$$\cos\frac{\pi t}{24}$$

(por. wzór (9)) jest składnikiem rozwinięcia (9) o okresie

$$\frac{2\pi}{\frac{\pi}{24}} = 48 \tag{24}$$

więc dla wyznaczenia wartości n należy rozwiązać równanie:

$$\frac{n\pi t}{48} = \frac{\pi t}{24} \tag{25}$$

gdyż funkcję X(t) rozpatrujemy właśnie w przedziale <0,48>. Z (25) wnioskujemy, że

$$n = 2 \ . \tag{26}$$

Poszukujemy zatem drugiego współczynnika w kosinusoidalnym rozwinięciu funkcji X(t) w szereg Fouriera, czyli współczynnika A_2 .

Ze wzoru (10) mamy:

$$A_2 = \frac{1}{24}\int_0^{48} X(t)\cos\frac{\pi t}{24}dt \quad . \tag{27}$$

Całkę w (27) obliczymy także w sposób przybliżony (metodą prostokątów), stosując wzór:

$$A_2 = \frac{1}{24}\sum_0^{47} X_t \cos\frac{\pi t}{24} \quad . \tag{28}$$

Otrzymano wynik :

$$A_2 = 0.2626 \ . \tag{29}$$

Odpowiadający składnik kosinusoidalny o okresie wahań 48 miesiecy ma postać:

$$0.2626\cos\frac{\pi t}{24} \quad .$$

Amplituda wahań tego cyklu dwuletniego wynosi więc ok. 0.53 punkta procentowego.

Wnioski

Z przeprowadzonych obliczeń wynika, że spośród cykli o okresie 12, 24, 48 miesięcy najwyższą (zdecydowanie dominującą) amplitudę posiada cykl sezonowy dwunastomiesięczny. Amplituda ta wynosi ok. 10.63 punkta procentowego. Amplitudy cyklu dwuletniego i czteroletniego są - jakkolwiek rachunkowo uchwytne - nieporównywalnie małe z amplitudą cyklu sezonowego. Wynoszą one odpowiednio ok. 0.75 i 0.53 punkta procentowego. Tak więc na wahania trzyletniej średniej ruchomej barometru koniunktury dominujący wpływ ma cykl sezonowy.

ROZDZIAŁ IV

NIEKTÓRE ASPEKTY BADANIA ROZWOJU SEKTORA PRZEMYSŁOWEGO GOSPODARKI ZA POMOCĄ WSKAŹNIKÓW JAKOŚCIOWYCH

4.1 BADANIE POSTĘPU TECHNICZNEGO

Wstęp

Znaczący wzrost produkcji przemysłowej, jaki od kilku lat obserwujemy w Polsce ma wiele przyczyn: eliminowanie przestarzałych, nieefektywnych technik produkcji, istnienie wysokiej konkurencji pracy, wprowadzanie importo i kapitało oraz materiałooszczędnych technologii, postęp organizacyjno-techniczny, wysokie wymagania odbiorców co do jakości produktów przemysłu i inne. Zwłaszcza w ostatnich latach statystyki odnotowują spadek zatrudnienia w przemyśle, przy niezbyt imponujących przyrostach kapitału (gdyż środki na inwestycje kapitałowe były i są bardzo ograniczone), natomiast dokonuje się istotny pod względem ilościowym wzrost produkcji, szczególnie w prywatnym sektorze przemysłu. Jak się wydaje, wzrost ten jest wynikiem wprowadzenia szeroko rozumianego postępu technicznego do produkcji.

C e l e m niniejszego opracowania jest zbadanie efektów tzw. autonomicznego postępu technicznego w polskim przemyśle w ostatnich latach, czyli wpływu czynników nie wynikających z ilościowych zmian kapitału i zatrudnienia na wzrost produkcji przemysłu. Badanie przeprowadzono za ostatnie dwa lata, w przemyśle sektora publicznego, w przemyśle sektora prywatnego i w przemyśle ogółem.

Postęp techniczny i sposoby pomiaru jego efektów według metody Solowa

Spośród modeli wzrostu produkcji uwzględniających efekty postępu technicznego modele Solowa należą do najbardziej rozpowszechnionych. W klasycznym sformułowaniu są to modele oparte na jednoproduktowej, trójczynnikowej funkcji produkcji

$$F : <0,\infty) \times R^{+} \times R^{+} \rightarrow R^{+} \tag{1}$$

o postaci

$$Y = F(t,L,K), \tag{2}$$

gdzie t oznacza zmienną czasu, L - pracę, K - kapitał, Y - produkcję.

O funkcji F zakłada się zazwyczaj, że jest ona funkcją klasy C^2 (ciągłą i posiadającą ciągłe pochodne cząstkowe rzędu pierwszego i drugiego) na punktach swojej dziedziny. Przy (jak opisuje (1)) ciągłym sposobie traktowania czasu zakłada się też, że zmienne L oraz K mogą być przedstawione jako funkcje zmiennej t, tzn. wyrażone w postaci:

$$L = L(t) , K = K (t) \tag{3}$$

przy czym wypisane funkcje jednej zmiennej przyjmują tylko wartości dodatnie i są też funkcjami klasy C^2 zmiennej t oraz, że podobne własności posiada funkcja złożona

$$Y = (t) = F(t,L(t),K(t)). \tag{4}$$

W (2) funkcja Y zależy implicite od czasu przez to, że w czasie zmieniają się zasoby pracy i kapitału, oraz explicite przez to, że czas jest w tym równaniu zmienną niezależną. Tinbergen, a później Solow pierwsi wprowadzili czynnik czasu jako argument funkcji produkcji, określający jej wartości wraz z innymi, dotychczas stosowanymi czynnikami. W (4) funkcja Y zależy już implicite od czasu.

Funkcja (2) była traktowana przez Solowa jako funkcja makroekonomiczna, mająca w syntetyczny sposób opisywać wpływ tzw. nieucieleśnionego postępu technicznego na produkcję. Uzasadnienie przyjętego wzoru (2) sięgało do mikroekonomii. Na podstawie własnych obserwacji, a także innych ekonomistów (głównie Lündberga), Solow podawał przykłady przedsiębiorstw produkcyjnych, w których zasoby kapitału netto oraz zasoby pracy przez dłuższy czas (nawet powyżej dziesięciu lat) pozostawały nie zmienione, a produkcja w cenach porównywalnych wzrastała w stałej stopie (tempie), nawet do 2 procent. Solow wywnioskował stąd, że poza kapitałem i pracą istnieją inne czynniki określające produkcję. Sensowne było przyjęcie, że przyczyną dominującą jest jakościowa zmiana kapitału i zatrudnienia, która powoduje wzrost efektywności tych dwóch czynników: pod wpływem zmian w rzeczowej substancji kapitału, pod wpływem lepszego przygotowania zawodowego siły roboczej oraz lepszej organizacji pracy. W odpowiednich modelach wzrostu produkcji przyczyny te mogły być objaśnione jako dodatkowe jednostki pracy i kapitału, na ogół inne w każdym momencie. Ich obecność symbolizuje zmienna t. Bezpośrednia zależność produktu od czasu w równaniu (2) jest rozumiana w ten sposób, że oprócz zmiennych L , K , po prawej stronie (2) występują współczynniki będące funkcjami czasu. One (w równaniu opisującym powstawanie produktu) powodują powiększanie L i K w skali rosnącej wraz z czasem (co niekiedy nazywa się spotęgowaniem zasobów). Przy obliczaniu wartości funkcji Y według wzoru (2) arytmetyczny efekt tego spotęgowania zasobów występuje w postaci przyspieszonego narastania Y, nawet jeśli zasoby L i K wzrastają w stałej stopie. Ten przyspieszony charakter narastania produktu jest bardziej zrozumiały, gdy całkowity efekt wzrostu produktu zostanie rozłożony na efekt produkcyjny pochodzący tylko od ilościowego wzrostu czynników (tak, jak gdyby nie zmieniała się ich struktura i jakość) oraz na efekt działania "dodatkowych" jednostek pracy i kapitału. Te "dodatkowe" jednostki pracy i kapitału nie istnieją realnie, są tworem abstrakcyjnym. Mówi się o nich dla zaznaczenia, że na skutek zmian technicznych w kapitale i zmian w umiejętnościach produkcyjnych ludzi uzyskuje się dodatkowy przyrost produkcji odpowiadający zwiększeniu efektywności czynników kapitału i pracy. Rozłożenie efektu produkcyjnego na wzrost wynikający tylko z ilościowego powiększenia czynników oraz na wzrost przypisywany postępowi

technicznemu (którego nie opisane w równaniu (2) źródła tkwią w zmianach technicznych i strukturalnych kapitału oraz w ujawnionych zmianach umiejętności produkcyjnych ludzi) przybiera postać sumy arytmetycznej. Aby to pokazać, najpierw logarytmuje się stronami równanie (2) otrzymując

$$\ln Y = \ln F(t,L,K)\,, \tag{5}$$

a następnie różniczkuje się je względem zmiennej t:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\frac{\partial F}{\partial t} + \frac{\partial F}{\partial L} + \frac{\partial F}{\partial K}}{F} \tag{6}$$

gdzie

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{dY(t)}{Y(t)dt}$$

Podobne oznaczenia dotyczą zmiennych L , K. Jeżeli oznaczymy

$$R = \frac{1}{F}\frac{\partial F}{\partial t}, p = \frac{L}{F}\frac{\partial F}{\partial L}, q = \frac{K}{F}\frac{\partial F}{\partial K}, z = \frac{\dot{L}}{L}, m = \frac{\dot{K}}{K}, \tag{7}$$

to (6) daje się zapisać w postaci

$$r = R + pz + qm\,, \tag{8}$$

gdzie $r = \frac{\dot{Y}}{Y}$

oznacza stopę wzrostu produkcji, z , m stopy wzrostu odpowiednio zatrudnienia i kapitału, p, q - elastyczności produkcji względem zatrudnienia i kapitału. Składnik R jest procentową zmianą produkcji jaka nastąpiłaby, gdyby czynniki L i K były stałe (tzn. R jest wartością stopy r przy z = m = 0). R jest nadwyżką stopy wzrostu produkcji ponad ważony wzrost czynników produkcji.

W równaniu (8) wagi, według których sumują się stopy wzrostu czynników produkcji, są równe p , q. Ich suma jest stopniem jednorodności statycznej funkcji produkcji. Solow, a także inni ekonomiści przyjęli, że wagi te sumują się do jedności, tzn.

$$p + q = 1 \tag{9}$$

(stałe przychody względem skali). Wzór (8) przyjmuje wtedy postać:

$$r = R + (1-q)z + qm . \tag{10}$$

Solow wprowadził potem kolejne uproszczenie do swojego równania wzrostu z postępem · technicznym i badał (także razem z Samuelsonem) cała serię modeli przyjmując, że (2) ma szczególną postać:

$$Y = H(t)F_1(L,K) , \tag{11}$$

gdzie H(t) jest funkcją różniczkowalną, natomiast F_1 jest funkcją statyczną, jednorodną stopnia pierwszego, dla której istnieje taka funkcja f jednej zmiennej, że

$$Y = H(t)lf(\frac{K}{L}) \tag{12}$$

Zależność (12) oznacza, że produkt wytworzony przez przeciętne stanowisko pracy cechujące się niezmienionym nakładem kapitału rośnie w takiej stopie, w jakiej wzrasta mnożnik H(t), tzn. przy stopie postępu technicznego nie wynikającego ze wzrostu czynników produkcji równej

$$R = \frac{\dot{H}}{H} \quad . \tag{13}$$

W niniejszej pracy będzie poszukiwana funkcja produkcji w postaci (12), ze stopą autonomicznego postępu technicznego, określoną równaniem (13). Należy przy tym zwrócić uwagę, że zmienne ekonomiczne w równaniu (12) wyrażone są w kategoriach

odpowiadających zmiennym tzw. ilościowym, a nie jakościowym. W przypadku przemysłu nie można (np. w celu weryfikacji funkcji (12)) posługiwać się zmiennymi ilościowymi choćby dlatego, że statystyki oficjalne nie podają jaka w danym okresie część kapitału jest zaangażowanego produkcyjnie. Również w przypadku całej polskiej gospodarki próby weryfikacji równania (12) nawet z potęgową funkcją f i stałą funkcją R nie wypadają imponująco. Zazwyczaj otrzymujemy niskie współczynniki syntetycznego opisu produkcji za pomocą tego typu funkcji przy bardzo wysokiej niestabilności parametrów strukturalnych odpowiadającego równania wzrostu. Z tego powodu zdecydowano się na podjęcie próby wyznaczenia funkcji autonomicznego postępu technicznego przy wykorzystaniu danych jakościowych, pochodzących z ankietowego badania koniunktury przemysłu. Aby tego dokonać, należy podać metodę transformacji danych jakościowych dotyczących zmian produkcji, zatrudnienia i kapitału w odpowiadające tym agregatom szeregi danych ilościowych.

Pierwsze rozwiązanie problemu transformacji danych jakościowych w dane ilościowe podano właśnie na Zachodzie, jeszcze w r. 1952[1], U podstaw tej metody zwanej w literaturze metodą prawdopodobieństw tkwi założenie, według którego respondenci odpowiadając na ankietowe pytanie dotyczące kształtowania się danej zmiennej stosują pewien subiektywny rozkład prawdopodobieństwa. Alternatywną metodę, zwaną metodą regresji podał Anderson w r. 1952[2],. Metodę tę uogólnił w 1984 r. Pesaran[3].

---

[1] por. w M.Theil, *„On the time shape of economic microvariable and the Munich Business Test"*, 1952. Niezależnie skonstruowaną tę samą metodę zaproponował A.Knobl w: *„Price expectations and actual price behavior in Germany"*, INF Staff Papers no 21 w 1974 r., s.83-100, a później Carlson i Parkin (1975 r.), w: *„Inflation expectation"*, Economica no 42, s.123-138.

[2] zob.u O.Anderson, *„The business test of the IFO-Institution for Economic Research Munch and its theoretical model"*, Revue de L'Institut international de Statistique, no 20 (1952), s.25-72.

Metoda ta wykorzystuje regresyjny liniowy lub nieliniowy związek między realizacjami danej zmiennej komunikowanymi w oficjalnych statystykach i odsetkami respondentów, przewidujących spadek lub wzrost badanej wielkości[4],. Różnica między odsetkiem odpowiedzi przedsiębiorstw komunikujących w ankietowym teście badania koniunktury o wzroście danej wielkości a odsetkiem odpowiedzi przedsiębiorstw zgłaszających spadek danej wielkości w badanym okresie nazywa się saldem zmian tej wielkości. Regresyjną zależność między miesięcznie gromadzonymi w Instytucie Rozwoju Gospodarczego saldami zmian produkcji polskiego przemysłu sektora publicznego a stopami zmian produkcji sprzedanej przemysłu za okres od stycznia 1987 r. do kwietnia 1994 r. badano[5] uzyskując pozytywne wyniki. U podstaw istniejącej relacji między saldami zmian produkcji a stopami jej wzrostu tkwi fakt, że przedsiębiorstwa, aby udzielić odpowiedzi na pytanie czy produkcja wzrosła, pozostała bez zmian, czy zmalała (w wolumenie) muszą przedtem "oszacować" zmiany tej produkcji. Ponieważ dla takich szacunków najwygodniej jest stosować kategorie zmian procentowych (czyli zmian względnych), nadwyżka odpowiedzi (np.) pozytywnych nad negatywnymi - czyli saldo - oznacza wzrost produkcji (lub innej badanej wielkości) o pewien procent. Ma więc uzasadnienie przyjmowane dalej założenie, zgodnie z którym stopa wzrostu badanej wielkości (np. produkcji przemysłu) jest liniową funkcją salda zmian tej wielkości w teście koniunktury, czyli

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = (\ln Y)^{\cdot} = \alpha s + \beta \quad . \tag{14}$$

---

[3] w: M.N.Pesaran, *„Expectations formation and macroeconomic modelling in P.Malgrange ond P.Muet",* (eds), Contemporary Macroeconomic Modelling, Blackwell 1984.

[4] por. pracę M.Rocki, A.Tabeau, „Kwantyfikacja jakościowych danych ankietowych dla produkcji przemysłu w Polsce", w: H.Sosnowska, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych", z.2/1995, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 1995, s.136.

[5] w cytowanej powyżej pracy.

α i β w (14) oznaczają pewne stałe, S oznacza saldo zmian produkcji.

Jeżeli wszystkie przedsiębiorstwa wykazałyby brak zmian produkcji w danym okresie w stosunku do okresu poprzedniego, to saldo S byłoby zerowe i stopa zmian produkcji też byłaby zerowa. Stąd wnioskujemy, że

$$\beta = 0. \tag{15}$$

Układ równości (14)-(15) oznacza, że stopa wzrostu produkcji jest proporcjonalna do salda zmian produkcji. Ponieważ zmiany salda i zmiany stopy wzrostu są zgodnie skorelowane, więc

$$\alpha > 0. \tag{16}$$

Z (14) /wobec (15)/ wynika, że

$$\ln Y(t) = \alpha \int_0^t S(x)dx + v, \tag{17}$$

gdzie v oznacza stałą całkowania. Z (17) mamy więc

$$\int_0^t S(x)dx = \alpha \ln Y(t) + V. \tag{18}$$

gdzie $a = 1/\alpha$, $V = -v/\alpha$.

W naszym rozumowaniu (dla zbadania stopy autonomicznego postępu technicznego w przemyśle) sprawą kluczową jest wyznaczenie współczynnika a. Możemy przy tym zastosować dwie metody. Metoda pierwsza polega na estymacji parametrów równania (18), ale trzeba użyć nie tylko danych jakościowych o wartościach sald S z poszczególnych podokresów badanego okresu (np. miesięcy), lecz również danych ilościowych o wartościach Y produkcji przemysłu w tych podokresach. Metoda druga jest mniej krępująca i opiera się na następującym rozumowaniu, w którym korzysta się tylko

z jednej danej ilościowej:dynamiki produkcji w pewnym miesiącu badanego okresu. I tak, przyjmując w (18) t = 1 mamy

$$\int_0^1 S(x)dx \approx S_1 = \alpha \ln Y(1) + V. \qquad (19)$$

Produkcję w momencie kończącym pierwszy miesiąc badanego okresu przyjmujemy za jednostkową. Wtedy

$$ln\ Y(1) = 0 \qquad (20)$$

i

$$S_1 = V \ . \qquad (21)$$

Przyjmując w (18) t=2 mamy z kolei

$$S_1 + S_2 = a\ ln\ Y(2) + S_1 \ , \qquad (22)$$

więc (z (22))

$$\alpha = \frac{S_2}{\ln F(2)}. \qquad (23)$$

Oznaczając Y(2) przez Y_2 stwierdzamy z (23) wobec Y_1 = Y(1) = 1, że współczynnik a jest saldem z drugiego okresu podzielonym przez logarytm dynamiki[6] produkcji w drugim okresie względem okresu pierwszego, czyli podzielonym przez stopę (tempo) wzrostu produkcji w drugim okresie względem pierwszego.

Jeżeli już współczynniki równania (17) są znane, to przejście od danych jakościowych (sald) do danych ilościowych (np. produkcji) opisuje właśnie to równanie, lub równanie równoważne:

[6] jeżeli Y_1 = 1, to Y_2 jest dynamiką produkcji w okresie drugim, a logarytm naturalny tej dynamiki jest tempem wzrostu produkcji w drugim okresie względem okresu pierwszego.

$$Y(t) = Je^{\alpha \int_0^t S(x)dx}, \tag{24}$$

w którym J oznacza pewną stałą dodatnią. Od tego równania można przejść do równania ze zmiennymi przy naturalnych wartościach t. Wtedy (w przybliżeniu)

$$Y(t) = Je^{\alpha \sum_{i=1}^{t} S_i} \tag{25}$$

Wzór (25) nadaje się[7] do praktycznych obliczeń produkcji Y w bieżącym okresie t , gdy znane są salda zmian tej produkcji w okresach poprzedzających t i w okresie bieżącym. Dla celów tego opracowania wykorzystywany będzie wzór (18).

Niestacjonarny związek między zakumulowanymi saldami produkcji, zatrudnienia i kapitału

Podobnie, jak we wzorze (18) dla produkcji, dla zatrudnienia i kapitału mamy odpowiednio:

$$\int_0^t l(x)dx = b \ln l(t) + U \tag{26}$$

$$\int_0^t k(x)dx = c \ln k(t) + W. \tag{27}$$

Niestacjonarnej zależności między zakumulowanymi saldami produkcji, zatrudnienia i kapitału poszukujemy w postaci:

[7] jak widać, całka została "przybliżona" szkolną metodą prostokątów, ale przybliżenia tego można dokonać metodami dającymi dokładnienjsze rezultaty, np. metodą trapezów.

$$\int_0^t S(x)dx = H(t) + A\int_0^t l(x)dx + B\int_0^t k(x)dx, \qquad (28)$$

gdzie l oznacza saldo zmian zatrudnienia, k saldo zmian wykorzystania kapitału, natomiast H(t) oznacza pewną funkcję czasu, przybliżoną za pomocą wielomianu wysokiego stopnia o postaci

$$H(t) = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3 + ... \qquad (29)$$

Równanie produkcji i stopa autonomicznego postępu technicznego

Biorąc pod uwagę wzory (18), (26), (27) mamy wobec (28) i (29)

$$a\ln Y(t) + V = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3 + ... +$$

$$+ A(b\ln L(t) + U) + B(c\ln K(t) + W). \qquad (30)$$

Wyznaczając z (30) Y(t) otrzymujemy:

$$Y = Pe^{\frac{a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + ...}{a}} L^{\frac{aB}{c}} K^{\frac{Bc}{*}}, \qquad (31)$$

gdzie P oznacza pewną stałą równą $(a_0\text{-}V+AU+BW)/a$.

Jeżeli (jak zakładał Solow) stopień jednorodności funkcji Y wynosi 1, to

$$Ab + Bc = a, \qquad (32)$$

ale w tym badaniu nie można tego sprawdzić. Nas interesuje stopa autonomicznego postępu technicznego

$$R(t) = \frac{\dot{H}(t)}{H(t)} = \frac{a_1 + 2a_2 t + 3a_3 t^2 + ...}{a}, \qquad (33)$$

do wyznaczenia której potrzebne są współczynniki: a, a_1, a_2, a_3,..., które poznamy estymując parametry równania (30) oraz korzystając z wzoru (23).

Dane empiryczne i wyniki obliczeń

Jakościowe dane empiryczne o wartościach sald zmian produkcji sprzedanej przemysłu, o zmianach zatrudnienia i o zmianach w wykorzystaniu technicznych mocy produkcyjnych przedsiębiorstw przemysłowych i dotyczą okresu od marca 1997 r. do grudnia 1998 r.[8] Wartości sald do obliczeń wyrażono nie w odsetkach, ale w ułamkach dziesiętnych. Wykresy sald zmian produkcji, zatrudnienia i kapitału zilustrowano na wspólnych rysunkach.

Jedyna dana "ilościowa" to dynamika produkcji przemysłu w kwietniu 1997 r. względem marca 1997 r.[9] Obliczenia numeryczne przeprowadzono dla przemysłu sektora publicznego, przemysłu sektora prywatnego i dla przemysłu ogółem.

Przemysł publiczny

Dla przemysłu publicznego układamy dwie tabele:

Tabela 1

Salda zmian produkcji, zatrudnienia i wykorzystania technicznych mocy produkcyjnych przemysłu sektora publicznego w okresie od marca 1997 r. do grudnia 1998 r.

Sektor publiczny				
Okres	Produkcja	Zatrudn.	Moce	Czas
III 97	11,9	-16,9	*	0
	15,6	-20,3	3,8	1
	14,1	-20,2	5,1	2

[8] Dane te spisano w tabelach 1, 3, 5 pracy „Biuletyn Statystyczny nr 4", GUS, Warszawa, maj 1997.

[9] pochodzi z cytowanej powyżej pracy, s.111.

	10,4	-19,3	6,4	3
VII 97	-5,6	-17,1	7,6	4
	12,5	-21,2	9,7	5
	17,8	-19,7	11,9	6
	24	-20,4	14	7
XI 97	10,6	-24,3	8,1	8
	-5,4	-30,1	2,2	9
	-11,7	-37,6	-3,7	10
	-2	-23,3	-3,63	11
III 98	-4	-21,3	-3,57	12
	7,5	-22,9	-3,5	13
	-5	-22,2	-3,53	14
	1,4	-25,2	-3,56	15
VII 98	-11,2	-30	-3,6	16
	0,4	-29,4	-3,46	17
	-1	-26,5	-3,33	18
	7,6	-29,3	-3,2	19
XI 97	-19,2	-34,9	*	20
	-33,2	-38,2	*	21

*Źródło: Baza Danych IRG i obliczenia własne; * oznacza brak danych.*

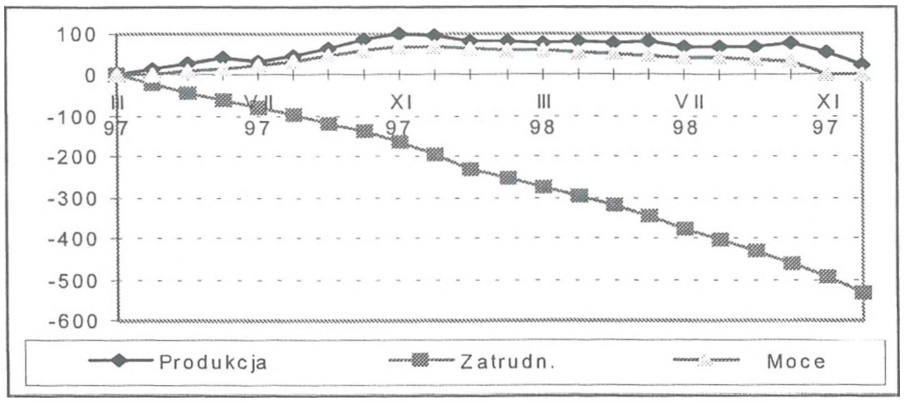
Tabela 2

Zakumulowane salda zmian produkcji, zatrudnienia i wykorzystania technicznych mocy produkcyjnych przemysłu sektora publicznego w okresie 04.1997 r.- 12. 1998 r.

	Sektor publiczny		
	Produkcja	Zatrudn.	Moce
III 97	*	*	*
	15.6	-20,3	3,8
	29.7	-40,5	8,9
	40,1	-59,8	15,3
VII 97	34,5	-76,9	22,9
	47	-98,1	32,6
	64,8	-117,8	44,5

	88,8	-138,2	58,5
XI 97	99,4	-162,5	66,6
	94	-192,6	68,8
	82,3	-230,2	65,1
	80,3	-253,5	61,47
III 98	76,3	-274,8	57,9
	83,8	-297,7	54,4
	78,8	-319,9	50,87
	80,2	-345,1	47,31
VII 98	69	-375,1	43,71
	69,4	-404,5	40,25
	68,4	-431	36,92
	76	-460,3	33,72
XI 97	56,8	-495,2	*
	23,6	-533,4	*

*Źródło: tabela 1 i oliczenia własne; * oznacza, że obliczenie wartości nie było konieczne.*



Rysunek 1. Wykresy zakumulowanych sald zmian produkcji, zatrudnienia i wykorzystania mocy produkcyjnych. Przemysł publiczny. Dla lepszej czytelności rysunku wartości zakumulowanych sald (odmierzone na osi pionowej) przyjęto w odsetkach.

Przebieg wykresu tych trzech linii wskazuje na niezłą korelację zakumulowanych sald zmian produkcji ze zakumulowanymi saldami zmian zatrudnienia, zmian wykorzystanych mocy produkcyjnych, przy uwzględnieniu czynnika czasu. Wyniki regresji liniowej równania (30) : kwadrat korelacji 0.9644, stała 0.206875, współczynniki

$$a_1 = 0.06537 \ , \ a_2 = 0.004074, \ a_3 = -0.00000. \qquad (34)$$

Oczywiście $a_i = 0$ dla $i > 3$. Z równości (34) wnioskujemy, że stopa postępu technicznego okazuje się być wielomianem liniowym zmiennej t. Należy jeszcze wyznaczyć parametr a. Ponieważ z tablicy 38[10] wynika wobec danych z tablicy 4[11], że produkcja sprzedana przemysłu publicznego w cenach bieżących w marcu 1997 wynosiła 12063 milionów zł a w kwietniu 1997 r. wynosiła 12872 mln zł, więc dynamika produkcji w kwietniu tegoż roku była równa 1.067, a tempo wzrostu równe 0.0649 (wszystkie wskaźniki bez uwzględnienia ruchu cen). Ponieważ w pierwszych miesiącach 1997 r. tempo wzrostu cen produkcji przemysłowej wynosiło średniomiesięcznie ok. 0.0083, więc tempo wzrostu produkcji w kwietniu w porównaniu z marcem 1997 r. wynosiło z uwzględnieniem ruchu cen ok. 0.0649-0.0083 = = 0.056. Z tabeli 1 odczytujemy, że $S_2 = 0.141$, zatem stosując wzór (23) mamy

$$a = 2.51 \ . \qquad (35)$$

Zgodnie z (33) i (34) mamy też:

$$R(t) = 0.02 + 0.0032\, t \ , \qquad (36)$$

dla t = 0, 1 , 2,...

Z przeprowadzonych obliczeń wynika, że dla publicznego sektora przemysłu w okresie od marca 1997 r. do grudnia 1998 r. stopa autonomicznego postępu technicznego:

---

[10] na s.111 Biuletynu Statystycznego GUS z maja 1997 r.

[11] pracy IRG z 1998 r.: Z.Zimny, „Zestawienie danych o wartościach produkcji przemysłu".

1^{O} jest dodatnia

2^{O} jest rosnącą funkcją czasu, przy czym z każdym miesiącem stopa ta podwyższa się o 0.3 % ,

3° w marcu 1997 r. stopa ta wynosi 2 % , w październiku 1998 r. wynosi już ok. 8 %.

Wynik ten wydaje się wiarygodny biorąc pod uwagę fakt (por. rysunek 1), że produkcja w 1998 r. w zasadzie nie maleje, natomiast szybko maleje zatrudnienie i zmniejsza się wykorzystanie mocy produkcyjnych.

Przemysł prywatny

Z kolei utworzono tabele sald zmian produkcji, zatrudnienia i wykorzystania technicznych mocy produkcyjnych przemysłu sektora prywatnego w okresie od marca 1997 r. do grudnia 1998 r. oraz zakumulowanych sald zmian produkcji, zatrudnienia i wykorzystania technicznych mocy produkcyjnych przemysłu sektora prywatnego od marca 1997 do grudnia 1998 r.

Wyniki regresji liniowej równania (30) dla przemysłu sektora prywatnego są następujące: R^2 = 0.9334, stała -0.01717, współczynniki

$$a_1 = 0.15076,\ a_2 = -0.00078\ ,\ a_3 = 0.0001\ . \tag{37}$$

Licząc wartość parametru a podobnie, jak dla sektora publicznego otrzymujemy

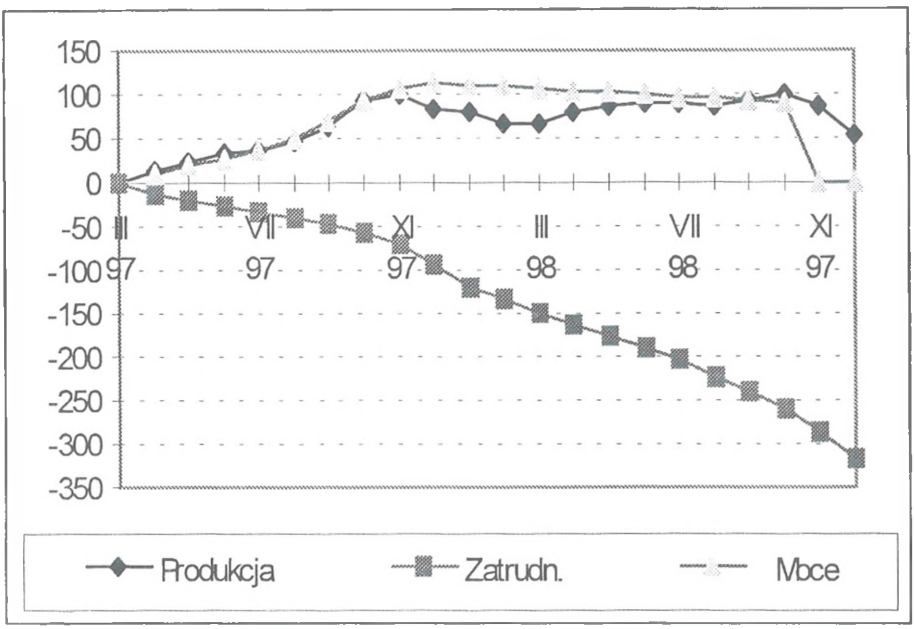
$$a = 2.125. \tag{38}$$

Zgodnie z (33) i (34) mamy:

$$R(t) = 0.0709 - 0.00073\ t + \\ + 0.00014\ t^2\ , \tag{39}$$

dla t = 0, 1 , 2,...

Oczywiście $a_i = 0$ dla i > 3. Z równości (37) wnioskujemy, że stopa postępu technicznego okazuje się być wielomianem kwadratowym zmiennej t.



Rysunek 2 Wykresy zakumulowanych sald zmian produkcji, zatrudnienia i wykorzystania mocy produkcyjnych. Przemysł prywatny. Dla lepszej czytelności rysunku wartości zakumulowanych sald (odmierzone na osi pionowej) przyjęto w odsetkach.

Z przeprowadzonych obliczeń wynika, że dla prywatnego sektora przemysłu w okresie od marca 1997 r. do grudnia 1998 r. stopa autonomicznego postępu technicznego:

1° jest dodatnia

2^{O} nie jest monotoniczną funkcją czasu; najpierw maleje i przyjmuje minimum dla t = 2.6 (pomiędzy kwietniem a majem 1997), a następnie rośnie,

3° w każdym miesiącu badanego okresu stopa ta jest większa niż stopa dla sektora publicznego,

4° stopa ta nie posiada tendencji do zrównania się ze stopą dla przemysłu publicznego.

Przemysł ogółem

Podobnie, jak poprzednio, utworzono tabele sald zmian produkcji, zatrudnienia i wykorzystania technicznych mocy produkcyjnych przemysłu ogółem w okresie od marca 1997 r. do grudnia 1998 r. oraz zakumulowane salda zmian produkcji, zatrudnienia i wykorzystania technicznych mocy produkcyjnych przemysłu ogółem w okresie od marca 1997 r. do grudnia 1998 r.

Wyniki regresji liniowej równania (30) dla przemysłu ogółem sa następujące: kwadrat korelacji 0.9617, stała 0.1355, współczynniki:

$$a_1 = 0.11728,\ a_2 = -0.0006\ ,\ a_3 = 0.00012\ . \qquad (40)$$

Podobnie też $a_i = 0$ dla $i > 3$. Z równości (40) wnioskujemy, że stopa postępu technicznego okazuje się być wielomianem kwadratowym zmiennej t.

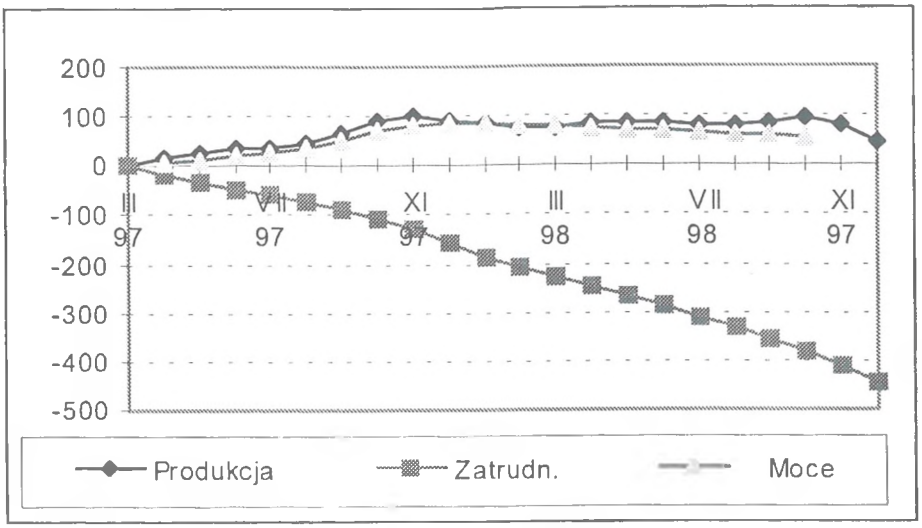
Współczynnik a = 0.131/0.056 = 2.34. Funkcja postępu technicznego ma postać:

$$R(t) = 0.0501 - 0.00051\ t + 0.00015\ t^2\ . \qquad (41)$$

Z równania tego wynika, że

1^{O} funkcja autonomicznego postępu technicznego przyjmuje wartości dodatnie,

2^{O} nie jest monotoniczna funkcją czasu; najpierw maleje i przyjmuje minimum dla t = 1.7 (pomiędzy marcem a kwietniem 1997 r.), a następnie wzrasta,



Rysunek 3. Wykresy zakumulowanych sald zmian produkcji, zatrudnienia i wykorzystania mocy produkcyjnych. Przemysł ogółem. Dla lepszej czytelności rysunku wartości zakumulowanych sald (odmierzone na osi pionowej) przyjęto w odsetkach.

3° w każdym miesiącu badanego okresu wartość stopy autonomicznego postępu technicznego przemysłu ogółem jest mniejsza niż stopa dla przemysłu prywatnego i większa niż stopa dla przemysłu publicznego,

4° stopa postępu dla przemysłu ogółem nie posiada tendencji do zrównania się ze stopą dla przemysłu publicznego.

Podsumowanie wyników badań empirycznych

Aby przedstawić wzajemne położenie funkcji autonomicznego postępu technicznego przemysłu sektora publicznego, przemysłu sektora prywatnego i przemysłu ogółem ułożono najpierw tabelę wartości funkcji autonomicznego postępu technicznego przemysłu z uwzględnieniem rodzaju własności Wykres funkcji "stopa autonomicznego postępu technicznego" przedstawiono w dalszym ciągu opracowania.

Otrzymane wyniki badań można podsumować następująco:

1O W latach 1997-1998 w polskim przemyśle obserwujemy efekty autonomicznego postępu technicznego, którego stopa jest dodatnia, przy czym w okresie od marca 1997 r. do października 1998 r. wartości stopy postępu technicznego dla przemysłu prywatnego są w każdym miesiącu tego okresu większe niż wartości stopy postępu dla przemysłu ogółem, które z kolei są większe niż wartości stopy postępu technicznego dla przemysłu publicznego.

2OPrzeciętne z tego okresu wartości stopy autonomicznego postępu technicznego wynoszą:

- dla przemysłu publicznego 5.04 %

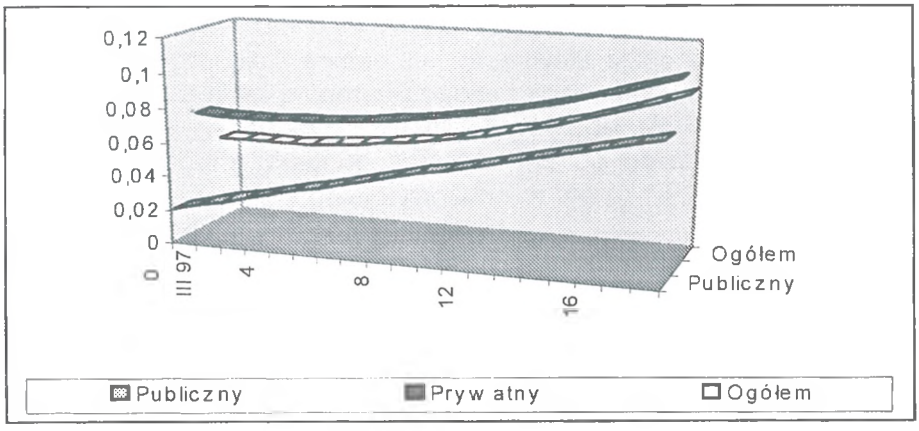
- dla przemysłu prywatnego 8.255 %

- dla przemysłu ogółem 6.38 %.

3O Wartości stopy postępu technicznego dla przemysłu publicznego wzrastają liniowo od wartości 0.02 z krokiem 0.0032. Wartości stopy postępu dla przemysłu prywatnego najpierw maleją od wartości 0.0707 do 0.07 a następnie wzrastają, przy czym wzrost ma charakter przyspieszony. Minimum (ok. 0.07) wystąpiło między kwietniem a majem 1997 r. Wartości stopy postępu dla przemysłu ogółem również najpierw maleją od wartości 0.0501 do 0.04966 a następnie rosną, przy czym wzrost ma charakter przyspieszony. Minimum (czyli wartość 0,04966) wystąpiło między marcem a kwietniem 1997 r.

4O Na wartości oraz na charakter czasowego przebiegu stopy postępu technicznego przemysłu ogółem ma w badanym okresie dominujący wpływ stopa postępu przemysłu prywatnego.

5O Dodatnie efekty autonomicznego postępu technicznego obserwowane w badanym okresie wystąpiły równocześnie ze spadkiem zatrudnienia w całym okresie i ze spadkiem wykorzystania technicznych mocy produkcyjnych od listopada 1997 r. Zjawisko to należy interpretować w ten sposób, że pomniejszane zasoby czynników produkcji w istotny sposób zostały lepiej zagospodarowane i wykorzystane produkcyjnie. Obserwowana wysoka dodatnia stopa autonomicznego postępu technicznego w przemyśle nie tylko, że rekompensuje (ujemną) ważoną sumę temp wzrostu czynników produkcji, ale (jak wiemy ze statystyk ilościowych za lata 1997 i 1998) daje (dodatnią) nadwyżkę w postaci wysokiego tempa wzrostu produkcji sprzedanej przemysłu.



Rysunek 4 Wykresy funkcji autonomicznego postępu technicznego w okresie od marca 1997 r. do października 1998 r. w przemyśle publicznym, prywatnym oraz w przemyśle ogółem

6O Nie ustalono żadnych przesłanek, aby w najbliższych miesiącach stopa postępu technicznego w przemyśle miała maleć, a tym

bardziej, aby miała przyjąć wartości ujemne. Jednakże, wraz z wyczerpywaniem się rezerw produkcyjnych dotychczasowe wysokie tempo wzrostu produkcji sprzedanej przemysłu nie wynikające z ilościowych zmian czynników produkcji prawdopodobnie ulegnie zwolnieniu.

4.2 ASPEKT METODOLOGICZNY KONSTRUKCJI WSKAŹNIKA KONIUNKTURY PRZEMYSŁU

Wskaźnik koniunktury przemysłu ogółem

Do momentu ostatniej modyfikacji ankiety przemysłowej (scalającej badania koniunktury przemysłu obu sektorów), a więc do lutego 1997[1], pożądana była znajomość kondycji ekonomicznej całego przemysłu, wyrażająca się również syntetycznym wskaźnikiem. Od miesiąca, w którym Instytut dysponował pierwszymi danymi o kondycji ekonomicznej przemysłu sektora prywatnego (październik 1992) i istniała możliwość utworzenia wskaźnika syntetycznego dla całego przemysłu, toczyła się dyskusja, w jakiej „części" wskaźnik dla całego przemysłu powinien być określany przez wskaźnik koniunktury przemysłu sektora publicznego, a w jakiej przez wskaźnik koniunktury sektora prywatnego. Przyjęto sensowne wówczas rozwiązanie[2], aby wskaźnikowi przemysłu sektora publicznego nadać wagę 0.75, a wskaźnikowi sektora prywatnego wagę 0.25. Wtedy faktycznie bowiem udział produkcji sprzedanej przemysłu sektora publicznego w produkcji sprzedanej przemysłu ogółem wynosił ok. 3/4, a przemysłu rozwijającego się dopiero sektora prywatnego 1/4, co odpowiadało przyjętym wagom. Wagi te zastosowano do obliczania wskaźnika koniunktury przemysłu gółem zarówno w wersji IRG, jak i w wersji UE[3]. Odpowiadający wzór miał postać:

$$P_{ogółem} = 0.75 * P_{publ.} + 0.25 * P_{prywat.} \quad . \qquad (4)$$

---

[1] od marca 1997 r. odpowiedź na to pytanie daje bezpośrednio wypełniona ankieta.

[2] por. w *„Zeszyty Koniunktury w Gospodarce Polskiej"* nr 1, opracowanie nauk. K.Stanka, Wydawnictwa Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH, Warszawa, maj 1993.

[3] por. np. w *„Zeszyty Koniunktury w Gospodarce Polskiej"* nr 2, opracowanie nauk. K.Stanka, Wydawnictwa Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH, Warszawa, październik 1993.

Na przestrzeni lat 1993-1997 można było zaobserwować dynamiczny rozwój prywatnego sektora przemysłu, a sektor publiczny (jakkolwiek potrzebny w gospodarce) raczej nie rozwijał się i jego kondycja ekonomiczna była w niektórych okresach sztucznie podtrzymywana dotacjami, umarzaniem zobowiązań wobec budżetu itp. Trzeba jednak obiektywnie stwierdzić, że i w większości przedsiębiorstw sektora publicznego nastąpił widoczny, choć powolny postęp w dziedzinie efektywności, zdobywania uczestników rynku itp. Ekspansja produkcyjna przedsiębiorstw przemysłowych sektora prywatnego była jednak tak znaczna, że wspomniana relacja udziału produkcji sprzedanej w produkcji ogółem (0.75 i 0.25) uległa zupełnemu zniekształceniu już w roku 1993. Wzór (4) nie był jednak modyfikowany, gdyż dane liczbowe, pochodzące z GUS o udziałach produkcji sprzedanej przemysłu w ujęciu sektorym w produkcji sprzedanej przemysłu ogółem publikowane są ze znacznym, nawet ponad półrocznym opóźnieniem, a dla niektórych okresów GUS w ogóle nie komunikuje tych danych.

Obecnie (w tym opracowaniu) podjęto próbę modyfikacji układu wag występujących we wzorze (4), korzystając z tego, że od 1993 r. zdołano już zgromadzić wystarczająco długi szereg czasowy proporcji podziału produkcji sprzedanej przemysłu ogółem pomiędzy produkcję sprzedaną sektora publicznego i prywatnego.

Źródłowe dane liczbowe o produkcji sprzedanej przemysłu sektora publicznego i prywatnego[4]

Dane te prezentujemy w tabeli 1. Dane dotyczą produkcji sprzedanej w konfiguracji „narastająco kwartalnie". Podane są w cenach bieżących, w :

- miliardach zł. niezdenominowanych za 1993 r.,

- milionach zł. niezdenominowanych za 1994 i 1995 r.,

- w milionach zł. zdenominowanych za 1996 i 1997 r.

[4] dane liczbowe pochodzą z Biuletynów Statystyczych GUS z lat 1994-1998; dane te opracowali Stefan Górecki i Krzysztof Stanek.

Tabela 1

Produkcja sprzedana przemysłu w latach 1993-1997

Rok	Okres	SEKTOR	
		publiczny	prywatny
1993	I-III	201.274	67.809
1993	I-VI	415.860	153.441
1993	I-IX	607.550	259.535
1993	I-XII	844.965	371.084
1994	I-III	*	*
1994	I-VI	*	*
1994	I-IX	79.5524	41.4686
1994	I-XII	112.5863	59.7266
1995	I-III	33.65	19.9518
1995	I-VI	67.4836	43.3516
1995	I-IX	101.8606	69.6235
1995	I-XII	134.0076	99.0679
1996	I-III	35.0188	27.9517
1996	I-VI	68.136	60.3236
1996	I-IX	101.9107	96.2482
1996	I-XII	139.2763	135.3454
1997	I-III	37.2586	37.5809
1997	I-VI	73.3816	82.7035
1997	I-IX	101.8649	139.3339
1997	I-XII	127.7542	205.8982

** oznacza brak danych.*

Źródło: Biuletyny Statystyczne GUS z lat 1994 - 1998.

Z kolei w tabeli 2 podano wartości produkcji sprzedanej przemysłu obu sektorów w ujęciu kwartalnym wraz z udziałami, jaki miały te sektory w tworzeniu produkcji sprzedanej przemysłu ogółem.

Tabela 2

Produkcja sprzedana przemysłu w latach 1993-1997 i udziały sektora publicznego oraz prywatnego w tworzeniu tej produkcji

Rok	Kwartał	Sektor publiczny		Sektor prywatny	
		Produkcja	Udział w tworzeniu produkcji przemysłu ogółem	Produkcja	Udział w tworzeniu produkcji przemysłu ogółem
1993	I	201.274	0.75	67.809	0.25
1993	II	214.586	0.71	85.632	0.29
1993	III	191.69	0.64	106.094	0.36
1993	IV	237.415	0.68	111.549	0.32
1994	I	*	0.67	*	0.33
1994	II	*	0.66	*	0.34
1994	III	*	0.65	*	0.35
1994	IV	33.0339	0.64	18.258	0.36
1995	I	33.65	0.63	19.9518	0.37
1995	II	33.8336	0.59	23.3998	0.41
1995	III	34.377	0.62	21.2719	0.38
1995	IV	32.147	0.48	34.4444	0.52
1996	I	35.0188	0.56	27.4517	0.44
1996	II	33.1172	0.50	32.8719	0.50
1996	III	33.7747	0.48	35.9246	0.52
1996	IV	37.3656	0.49	39.0972	0.51
1997	I	37.2586	0.50	37.5084	0.50
1997	II	36.123	0.44	45.1951	0.56
1997	III	28.4833	0.33	56.6304	0.67
1997	IV	25.8893	0.28	66.5643	0.78

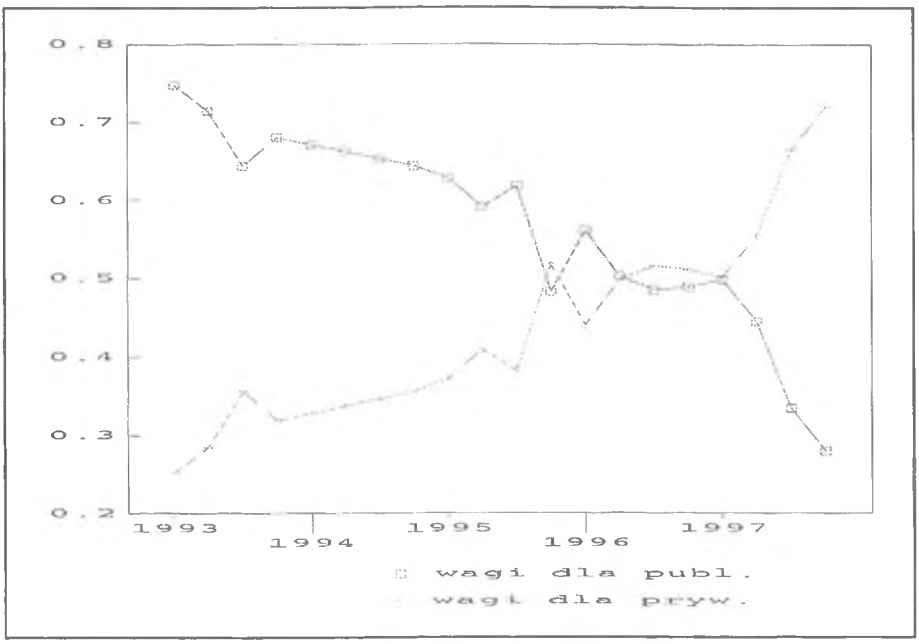
** oznacza niemożliwość obliczenia; wartości udziałów zaokrąglono do dwóch miejsc po przecinku.*

Źródło: obliczenia własne.

Ponieważ udziału sektorów publicznego i prywatnego w tworzeniu produkcji sprzedanej przemysłu ogółem nie można było obliczyć na podstawie sektorowych wielkości produkcji (por. tab.1), wartości tych udziałów w pierwszych trzech kwartałach 1994 r. obliczono metodą interpolacji liniowej.

Rysunek 1 ujawnia zjawisko, którego nikt się nie spodziewał, polegające na tym, że na przestrzeni zaledwie pięciu lat doszło do

zupełnego odwrócenia proporcji w tworzeniu produkcji przemysłu ogółem przez obydwa rozważane sektory.



Rysunek 1. Udziały sektora publicznego i prywatnego w tworzeniu produkcji sprzedanej całego przemysłu w okresie 1993 - 1997 r.

Korekta wartości syntetycznego wskaźnika koniunktury przemysłu ogółem

Poniższa tabela podaje wartości syntetycznego wskaźnika koniunktury przemyłu ogółem (w wersji IRG oraz UE), obliczonego według „starych wag": 0.75 i 0.25 (por. wzór (4)) oraz według „nowych wag", będących udziałami sektorów publicznego i prywatnego w tworzeniu produkcji sprzedanej przemysłu ogółem.

Tabela 3

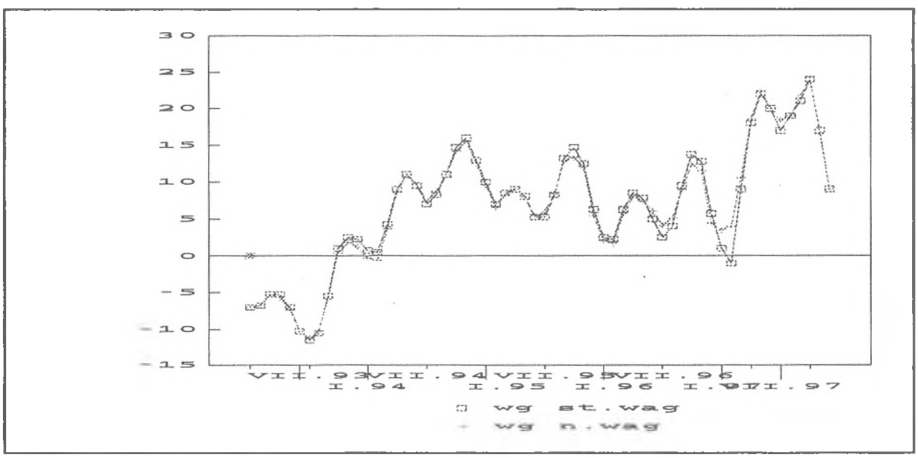
Wskaźnik koniunktury przemysłu ogółem

	Według starych wag		Według nowych wag	
Okres	IRG	UE	IRG	UE
01.1993	-7	-3.25	-7	-3.25
02.1993	-6.75	-6.5	-6.75	-6.5
03.1993	-5.25	-8.25	-5.25	-8.25
04.1993	-5.25	-12.75	-5.61	-12.71
05.1993	-7	-11.5	-7.16	-11.26
06.1993	-10.25	-11	-10.29	-10.52
07.1993	-11.5	-7	-11.28	-6.12
08.1993	-10.5	-3	-10.28	-2.12
09.1993	-5.5	2.5	-5.72	2.28
10.1993	1	1.5	0.44	0.8
11.1993	2.5	0.5	1.8	0.08
12.1993	2.25	0.75	1.2	0.12
01.1994	0.75	0.75	-0.29	0.67
02.1994	0.5	-1.75	-0.62	-1.99
03.1994	4.25	6.5	3.69	6.34
04.1994	9	4.5	8.64	4.32
05.1994	11	1	11	1
06.1994	9.5	3.75	9.68	3.66
07.1994	7	7.5	7.4	7.3
08.1994	8.25	11.5	8.75	11.3
09.1994	11	16.25	11	15.95
10.1994	14.75	15.5	14.2	15.28
11.1994	16	10.75	15.56	10.64
12.1994	13	10	12.56	10.44
01.1995	10	8	9.52	7.04
02.1995	7	5.25	6.52	5.37
03.1995	8.5	2.25	8.26	2.37
04.1995	9	0.75	9	0.59
05.1995	8	0.5	8	0.18
06.1995	5.25	1	5.41	1
07.1995	5.25	3.75	5.9	4.14
08.1995	8.25	14	8.38	12.44
09.1995	13.25	13.5	12.86	11.68
10.1995	14.75	11.25	13.4	10.44
11.1995	12.5	6.75	11.96	5.4
12.1995	6.25	5	5.44	0.68
01.1996	2.5	-0.5	2.12	-0.12
02.1996	2.25	-3.375	1.68	-4.8
03.1996	6.25	-2.75	5.68	-4.3296
04.1996	8.5	-2.375	8	-2.58
05.1996	7.75	-2.375	7.5	-2.58
06.1996	5	-4.375	6	-4.25
07.1996	2.5	-2.25	4.12	-1.44

08.1996	4	5.625	5.08	5.4
09.1996	9.5	8.375	8.96	7.16
10.1996	13.75	2.25	12.45	1.8134
11.1996	12.75	-0.5	11.45	-1.02
12.1996	5.75	-5.375	4.45	-6.285
01.1997	1	-2.125	3.5	-2.08
02.1997	-1	1.375	4	2.25
03.1997	9	9.5	10.5	9.33
04.1997	18	7	18.56	5.3452
05.1997	22	4.5	22.44	5.12
06.1997	20	6.75	20	6.8504
07.1997	17	7	18.34	7.12
08.1997	19	11	19.01	14.44
09.1997	21	6	21.68	15.55
10.1997	24	4	24.16	14.2248
11.1997	17	1	16.72	0.12
12.1997	9	3	9	-1.2124

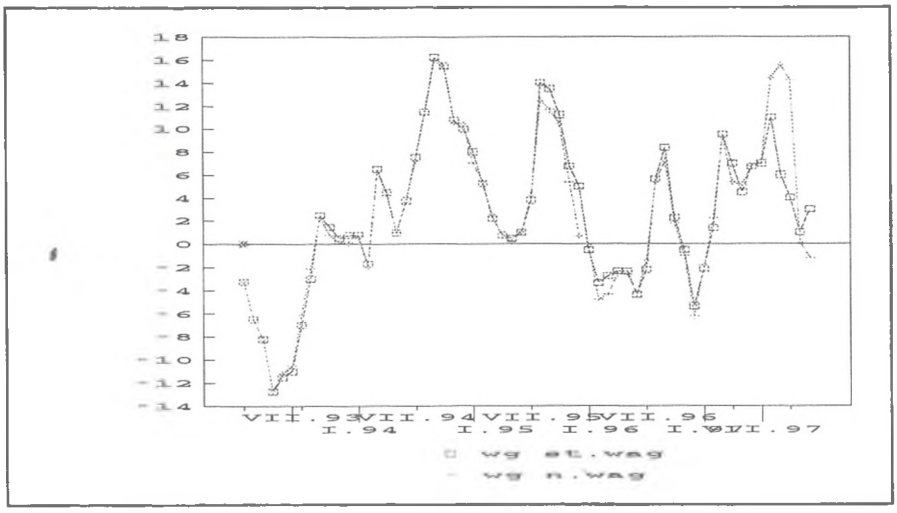
Źródło: obliczenia własne.

Na rysunku 2 przedstawiono czasowy przebieg linii wskaźnika koniunktury przemysłu ogółem w wersji IRG według starych i nowych wag. Kwadrat współczynnika korelacji dla szeregów liczbowych tych wskaźników wynosi ok. 0.9162.



Rysunek 2. Wskaźnik koniunktury przemysłu ogółem obliczany zgodnie z wzorem (4) oraz według nowych wag (wersja IRG).

Analogiczny wykres skonstruowano dla wskaźnika koniunktury przemysłu ogółem w wersji UE (rysunek 3). Z wykresów na tych rysunkach orientujemy się, że linie wskaźników koniunktury ogółem niewiele się różnią. Ich czasowy przebieg na ogół jest zgodny.



Rysunek 3. Wskaźnik koniunktury przemysłu ogółem obliczany zgodnie z wzorem (4) oraz według nowych wag (wersja UE).

Kwadrat współczynnika korelacji szeregów czasowych tych wskaźników wynosi ok. 0.903. Wartości wskaźnika koniunktury przemysłu sektora publicznego i prywatnego, które wraz ze starymi i nowymi wagami posłużyły do wygenerowania tych szeregów można znaleźć w *Zeszytach Koniunktury w Gospodarce Polskiej* nr 12.

Wnioski

Powstaje oczywiste pytanie, dlaczego mimo znacznych różnic między układem wag 0.75 , 0.25 a układem wag wyliczonych na podstawie udziału sektorów w tworzeniu produkcji sprzedanej przemysłu ogółem linie wskaźników koniunktury przemysłu ogółem w wersji IRG oraz UE przebiegają zgodnie a kwadrat współczynnika

korelacji między odpowiednimi szeregami czasowymi jest taki wysoki? Obecnie podejmiemy próbę udzielenia odpowiedzi na to pytanie.

Oznaczmy jak poprzednio przez:

- P_0 - wskaźnik koniunktury przemysłu ogółem,

- $P_{publ.}$ - wskaźnik koniunktury przemysłu sektora publicznego,

- $P_{pryw.}$ - wskaźnik koniunktury przemysłu sektora prywatnego,

niezależnie, czy stosujemy formułę IRG, czy formułę UE. Indeks górny będzie oznaczał wskaźnik koniunktury przemysłu ogółem (N - nowy, według nowych wag, S - stary, według wag 0.75 , 0.25). Wszystkie zmienne niech dotyczą tego samego miesiąca t .

Dla każdego t (z osobna) obliczymy różnicę między wartościami wskaźnika ogółem nowego i starego. Mamy zatem (por. wzór 4):

$$\begin{aligned} &P_0^N - P_0^S = a_t P_{publ.} + (1-a_t)P_{pryw.} + \\ &-(0.75P_{publ.} + 0.25P_{pryw.}) = P_{publ.}(a_t - 0.75) + \\ &+P_{pryw.}(1 - a_t - 0.25) = P_{publ.}(a_t - 0.75) + \\ &-P_{pryw.}(a_t - 0.75) = (a_t - 0.75)(P_{publ.} - P_{pryw.}). \end{aligned} \tag{5}$$

gdzie a_t oznacza bieżącą nową wagę. Z równości (5) wynika, że dopóki wskaźniki koniunktury przemysłu publicznego i prywatnego mało różnią się między sobą, to i wskaźniki koniunktury przemysłu ogółem: nowy i stary też mało różnią się między sobą. Właśnie mamy do czynienia z taką sytuację, gdyż sektorowe wskaźniki koniunktury przemysłu, jakkolwiek nie zawsze identyczne, w długim okresie czasu przebiegają blisko siebie. Dodatkowo - jak wynika z równości (5) - dla każdego t różnica $P_{publ.} - P_{pryw.}$ mnożona jest przez liczbę mniejszą niż jeden $(a_t - 0.75)$, co ma dalszy wpływ na pomniejszenie ew. istniejącej różnicy między nowym a starym wskaźnikiem koniunktury przemysłu ogółem.

Z powyższego rozumowania wynika, że system wag dla obliczania wskaźnika koniunktury przemysłu ogółem na podstawie sektorowych wskaźników koniunktury można zmienić (biorąc np. za wagi udziały sektorów w tworzeniu produkcji sprzedanej przemysłu ogółem), ale nie ma takiej pilnej potrzeby ani konieczności. Wagi 0.75 i 0.25 przyjęte były w 1993 r. jako pewien punkt wyjścia do obliczeń, a stosowane również i obecnie nie prowadzą do znacznych odchyleń w rachunku wskaźnika przemysłu ogółem.

Ponieważ wskaźnik koniunktury przemysłu ogółem jest addytywnym składnikiem w formule, według której obliczany jest syntetyczny wskaźnik koniunktury dla całej gospodarki a ten wskaźnik przemysłu mnożony jest przez coraz to mniejsze (ułamkowe) wagi[5], więc gdyby wykonać wykres barometru koniunktury dla całej gospodarki z komponentem „nowego" wskaźnika koniunktury przemysłu ogółem, różnice zupełnie nie byłyby zauważalne.

[5] najpierw przez wagę 2/5 - gdy syntetyczny wskaźnik koniunktury dla całej gospodarki obliczany był na podstawie wskaźnika koniunktury przemyłu, rolnictwa i gospodarstw domowych, potem przez 2/7 (od grudnia 1993 r.)- gdy dodatkowo dysponowano wynikami badań koniunktury w budownictwie i handlu, wreszcie przez 1/4 (od pierwszego kwartału 1997 r.), gdy dodatkowo dysponowano wynikami badań koniunktury w transporcie, por. np. pracę K.Stanka *„Problemy konstrukcji syntetycznego wskaźnika koniunktury dla gospodarki polskiej"*, w : *„Wyniki badań koniunktury gospodarczej w świetle doświadczeń Instytutu Rozwoju Gospodarczego"*, red. nauk. K. Stanek, Prace i Materiały IRG nr 46, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 1995, a także K.Stanek *„Syntetyczny wskaźnik koniunktury dla gospodarki polskiej" w :„Zeszyty Koniunktury w Gospodarce Polskiej nr 11"*, red. K.Stanek, Wydawnictwa Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH, Warszawa, wrzesień 1997 r.

SUMMARY

The 65th issue of The Works and Materials of the Research Institute of Economic Development contains a selection of major works of the author accomplished within the framework of the Research Program of the Committee for Scientific Research no 1 HO2C 003 14 "Research methods on Poland's economic performance with composite business indicators" in the years 1998-1999. Other works by the members of the Research Team accomplishing the project were published in some previous issues The Works and Materials of RIED, in the series of Papers on Poland's economic performance, in the series of Monographs and Works of the Warsaw School of Economics and in other collective works. Under this research project a lot of works were also prepared in a form of interventions in domestic scientific seminars, domestic and foreign conferences, the CIRET Congress as well as in a form of articles published in domestic and foreign scientific periodicals, dealing with the business research.

In this book the implementation of some research methods on economic performance with composite business indicators has been presented. The methods well-known in the literature of the subject have been chosen, implemented rarely or for the first time, using qualitative indicators of economic activity as well as methods the author had proposed in his earlier works.

The book consists of four chapters. The method of research on structures of economic aggregates, proposed in Chapter I, is based on business surveys' results. The method was described and illustrated by the output of the industrial sector. The method is characterized by the existence of the quantitative link between a certain portion of the output (in para.1.1 this is a production for export, in para. 1.2 this is a production which has not been currently sold) and consumer's type of output, procurement type of output and investment type of output. Having this link (for instance in a form of

equation) one may evaluate which parts of the above three types are assigned for export (para. 1.1) or are difficult to sell (para. 1.2) as well as how total production for export or unsold output are distributed among the three particular types of industrial products.

In Chapter II some possibilities of making economic outlook with selected business indicators have been presented. In sub-Charter 2.1 the possibility of making the industrial production outlook on the basis of demand of this sector consumers' is being studied. It is checked whether the output adjusts itself to demand (domestic and foreign) and examined if these adjustments are quicker in relation to the domestic or foreign demand, in private or public sector of the industry, how big current ranges of adjustments are, as well as whether on the basis of changes in demand the outlook for industrial output changes can be made. The implemented method is focused on making the outlook on the basis of equations describing the current changes in output with variables being interpreted as domestic and foreign demand declared currently and in the previous periods. The equations are the basis for making the outlook for changes in industrial output on the basis on the changes in demand.

In sub-Chapter 2.2 the outlook for GNP growth rate in the second half of 1998 has been presented. The research presented in this sub-Chapter is mainly of methodological nature. The results obtained show a direction of future studies concerning consistency of the quantitative description of the GNP growth rate with the business barometer. A substantial current barrier is a too short time series of the business barometer which only allows to demonstrate a method of making the outlook for the GNP growth rate. The method is based on existing linear interdependency between the GNP growth rate series and the monthly one corresponding to the value of linear-oscillatory function of the business barometer with a total value of temporal variable.

In sub-Chapter 2.3 an attempt to make the outlook for a very business barometer has been undertaken whose temporal course corresponds to the growing stream of the GNP. The aim of this study is to presents the business barometer outlook for the Polish economy for the years 1999-2000. The barometer temporal series in the

Research Institute of Economic Development version has been assumed in the research for full years from 1993 to 1998. The series is 72 (months) long. The business barometer outlook has been based on the linear trend-free- 12-month- mobile average values of the barometer,. The research has shown that the average satisfies a reflexive equation after a two-series delay. Using this result a current mobile average value of the barometer may be subordinated to the previous values of the average.

Sub-Chapter III begins with an analysis of economic cycles with stationary differential equations i.e. such in which aggregated variables correspond to different periods. In this part also the foundations of harmonic analysis have been treated. In the second part of this chapter cyclical economic changes in the temporal course of the business barometer for the Polish economy have been presented.

In the sub-Chapter 3.3 the correctness of conclusions concerning the economic cycles discovered with differential analysis has been examined, the ranges of both the cycles and seasonal fluctuations have been calculated. The method of harmonic analysis has been used which can be used for the cycles being a complete multiple of 12 months. The method of differential analysis, implemented in sub-Chapter 3.2 does not allow to evaluate an average range of cyclical fluctuations because this method usually results in monotonically variable ranges, and above this, a phenomenon of cyclical waves interference is very likely to appear in the temporal course of the mobile average of the business barometer. The phenomenon is demonstrated by the interference of local maximal and minimal values in the temporal course of the barometer's mobile average in some months. This makes it impossible to determine by the method of differential analysis which part of the fluctuations range is of seasonal nature and which is caused by oscillations coming from other factors.

In Chapter IV some aspects of the development of industrial sector of the Polish economy have been researched with the qualitative indicators. In the first part of this chapter the Solow's method has been implemented to research the effects of

technological progress in the public, private and entire industry. In this connection qualitative indicators- the balances of changes in the industrial output have been used.

In the second part of Chapter IV a methodological aspect of composite business indicator's construction for the entire industry is being treated. In the study the proportions in which both private and public sectors of industry contribute to total output sold of the Polish industry.