

OGÓLNY WSKAŹNIK KONIUNKTURY DLA GOSPODARKI POLSKIEJ*

1. Cel i metoda

W wielu pracach opublikowanych już w latach siedemdziesiątych i osiemdziesiątych¹⁾ udokumentowana została w sposób raczej bezsporny teza, znajdująca potwierdzenie w statystyce dochodu narodowego, że gospodarka polska w okresie po drugiej wojnie światowej nie rozwijała się w sposób równomierny, lecz ujawniała fluktuacje podobne - przynajmniej w zewnętrznych przejawach - do zjawiska znanego w ekonomii pod nazwą cyklu koniunkturalnego albo cyklu wzrostowego. W interpretacjach zwracano uwagę zarówno na systemowe, jak i pozasystemowe źródła niestabilności w gospodarce centralnie planowanej. Fluktuacje wzrostu wiązano najczęściej z cyklem inwestycyjnym i pięcioletnim horyzontem planowania średniookresowego, choć wskazywano też na różne instytucjonalne i behawioralne uwarunkowania tendencji do falowania rozwoju oraz na rolę czynników egzogenicznych, takich jak wahania eksportu związane ze zmianami koniunktury na rynkach zagranicznych, czy wahania produkcji rolnej w zależności od warunków atmosferycznych²⁾.

Głęboki kryzys lat 1989-1991, którego skutki w wielu dziedzinach nie zostały nadal przezwyciężone, łączył w sobie cechy kryzysu strukturalnego i koniunkturalnego, potęgowanego przez przestawienie systemowe. W miarę postępów prywatyzacji i procesu urynkowienia gospodarki, połączonego z szerszym otwarciem na wymianę międzynarodową, gospodarka polska będzie prawdopodobnie wykazywała skłonność do wahań koniunktury charakterystycznych dla gospodarki rynkowej, a polityka gospodarcza stanie przed koniecznością wypracowania odpowiedniego zestawu narzędzi stabilizacyjnych. Zwiększy to zapotrzebowanie zarówno rządu, jak i kół przemysłowo - handlowych oraz finansowych na systematyczną ocenę i prognozę koniunktur.

* Praca wykonana w projekcie badawczym KBN 1 P110 023 06. Poprawiony tekst artykułu pod tym samym tytułem, opublikowanego w „Ekonomiście” 1996, nr 1, s. 23-44. Wcześniejsza wersja, *Koncepcja ogólnego wskaźnika koniunktury dla gospodarki polskiej*, została opublikowana w „Pracach i Materiałach Instytutu Rozwoju Gospodarczego” t. 46, SGH, Warszawa 1995, s. 37-69.

W dotychczasowych badaniach cykliczności rozwoju gospodarki polskiej analiza empiryczna prowadzona była zazwyczaj na danych rocznych. Takie analizy - całkiem niezależnie od swych merytorycznych walorów - nie mogą być podstawą wiarygodnej periodyzacji cykli koniunkturalnych i ich faz, a tym bardziej prognoz koniunktury. W analizie i prognozie koniunktury niezbędne są dane kwartalne lub miesięczne. Aktualna statystyka gospodarcza - pomimo postępu dokonanego w ciągu kilku ostatnich lat - nie dostarcza bezpośrednio żadnego indykatora aktywności gospodarczej, który mógłby być podstawą ocen bieżącej koniunktury. Próby odtworzenia kwartalnej statystyki PKB za pomocą różnych szacunków nie zmieniają faktu, że rachunki produktu krajowego i dochodu narodowego prowadzone są nadal jedynie w przedziałach rocznych.

W podjętych w ostatnich latach pracach nad barometrami koniunktury dla gospodarki polskiej zachodzi potrzeba określenia wzorca cyklicznego rozwoju gospodarki w postaci *cyklu odniesienia*, do którego odnoszone będą indykatory składowe barometru oraz indykator zbiorczy, w celu ustalenia typowych wyprzedzeń sygnału oraz innych właściwości analityczno - prognostycznych³⁾.

Określenie cyklu odniesienia dokonywane jest zazwyczaj przy użyciu jednej z następujących metod:

a) odtworzenie miesięcznej statystyki dochodu narodowego (PKB lub PNB) przez interpolację danych kwartalnych (rzadziej rocznych);

b) wyznaczenie cyklu odniesienia za pomocą syntetycznego wskaźnika obejmującego tzw. *równoczesne wskaźniki barometru*, (w odróżnieniu od *wskaźników wyprzedzających* tworzących barometr właściwy) - ta metoda zakłada jednak posiadanie alternatywnego wzorca cyklu koniunkturalnego, wyznaczonego w inny sposób;

c) zastosowanie kombinacji wskaźników statystycznych odzwierciedlających poziom aktywności w głównych sektorach gospodarki bądź odtworzenie na tej podstawie miesięcznej statystyki dochodu narodowego;

d) wyznaczenie cyklu odniesienia na podstawie dostępnego wskaźnika aktywności obejmującego tylko jeden, „wiodący” sektor gospodarki, ewentualnie dwa sektory (np. przemysł albo przemysł i budownictwo).

W badaniach cyklicznych zmian aktywności gospodarczej w Polsce prowadzonych od 1993 r. przez I. Kudrycką i R. Nilssona cykl odniesienia wyznaczany był na podstawie wskaźnika produkcji przemysłowej lub pewnej kombinacji wskaźników produkcji przemysłowej i produkcji budowlanej⁴⁾. Podjęta została również przez tychże autorów próba odtworzenia dynamiki PKB w okresie 1983-1994 w przedziałach miesięcznych (mimo że rachunki PKB w Polsce - na razie tylko w skali rocznej - prowadzone są dopiero od 1990

r.). Dynamikę PKB w przedziałach miesięcznych próbowano odtworzyć na podstawie wskaźników sezonowości produkcji czterech sektorów gospodarki: przemysłu, budownictwa, handlu wewnętrznego i transportu. Ta metoda, w odróżnieniu od proponowanej niżej, pomija zmiany nieregularne, którymi mocno obciążone są w Polsce wszystkie sektorowe wskaźniki aktywności, a w rezultacie prawdopodobnie także dochód narodowy. Lista uwzględnionych sektorów nie obejmuje przy tym rolnictwa z uwagi na brak zagregowanego wskaźnika produkcji rolnej w dostępnej statystyce. W najnowszej publikacji, wydanej w 1996 r., cytowani autorzy powrócili do koncepcji cyklu odniesienia opartego jedynie na wskaźniku produkcji przemysłowej.

Wydaje się, że do czasu wprowadzenia w Polsce kwartalnej, a następnie miesięcznej statystyki produktu krajowego brutto, syntetycznym wskaźnikiem koniunktury ogólnogospodarczej może być ważona kombinacja wskaźników aktywności głównych sektorów gospodarki, to jest przemysłu, budownictwa, rolnictwa, transportu i handlu, z wagami odzwierciedlającymi ich udział w tworzeniu PKB. W warunkach polskiej gospodarki przemysł i budownictwo to sektory odgrywające wprawdzie decydującą rolę w kształtowaniu dynamiki gospodarczej, jednak ogólny stan gospodarki zależy także w istotnym stopniu od kondycji pozostałych sektorów, które rozwijają się niekoniecznie w tym samym rytmie. W tym kierunku właśnie zmierza przedstawiona niżej koncepcja syntetycznego wskaźnika koniunktury dla gospodarki polskiej, który może okazać się pomocny w bieżących ocenach stanu gospodarki i stanowić punkt odniesienia dla różnych indyktorów prognostycznych.

Metoda proponowana w tym miejscu nie pretenduje do odtwarzania miesięcznej statystyki PKB i stawia sobie bardziej pragmatyczny cel, którym jest skonstruowanie do potrzeb bieżącej analizy oraz do dalszych prac nad barometrami koniunktury reprezentatywnego syntetycznego wskaźnika (indeksu) ogólnogospodarczej koniunktury jako liniowej ważonej kombinacji wskaźników aktywności głównych sektorów gospodarki: przemysłu, budownictwa, rolnictwa, transportu i handlu wewnętrznego, ważonych ich udziałami w tworzeniu PKB (wcześniej: dochodu narodowego wytworzonego brutto). W dalszej pracy nad syntetycznym wskaźnikiem koniunktury pożądanym byłoby szersze uwzględnienie sektora usług, co jednak nie jest możliwe przy obecnym stanie informacji statystycznej. Za podstawę konstrukcji syntetycznego wskaźnika przyjmujemy rzeczywiste, pełne indeksy aktywności produkcyjnej poszczególnych sektorów, nie zaś tylko określone komponenty ich zmienności (np. wskaźniki sezonowości). Uzyskany w ten sposób wskaźnik zbiorczy będzie zawierał wszystkie składniki dynamiki gospodarczej, łącznie ze zmianami nieregularnymi i sezonowymi. Tym samym będzie on możliwie

wiernie odtwarzał złożony obraz rozwoju gospodarki, który do celów analizy koniunktury zostanie poddany właściwym procedurom dekompozycji i wygładzania.

Proponowany wskaźnik wyraża bezpośrednio aktywność produkcyjną głównych sektorów uczestniczących w tworzeniu PKB. Opisywane za pomocą takiego wskaźnika krótko- i średniookresowe zmiany faktycznego poziomu produkcji mają oczywiście zarówno podażowe, jak i popytowe uwarunkowania. Można by rozważyć alternatywną koncepcję ogólnego wskaźnika, opartego na strumieniach popytu finalnego (ujmowanych w cenach stałych), który uwzględniałby wprost koniunkturotwórczą rolę takich zmiennych składników popytu jak spożycie indywidualne i zbiorowe, nakłady inwestycyjne oraz eksport. W odniesieniu do okresu objętego niniejszą analizą taka koncepcja wydaje się jednak mniej adekwatna. Nie jest też na razie wykonalna z braku odnośnych danych w przedziałach miesięcznych. Natomiast kojarzenie w formule syntetycznego wskaźnika elementów „podażowych” i „popytowych” naruszyłoby jego homogeniczność, utrudniając zarazem interpretację obserwowanych zmian.

Niniejsze opracowanie przedstawia koncepcję syntetycznego wskaźnika koniunktury dla gospodarki polskiej oraz empiryczną charakterystykę cyklicznych wahań aktywności gospodarczej w okresie od 1975 r. do 1995 r. w świetle trzech alternatywnych specyfikacji tego wskaźnika. Objasnienie mechanizmów wahań wykracza poza ramy tematyczne tego opracowania. Poniżej przedstawiamy kolejno:

- a) koncepcję i specyfikację syntetycznego wskaźnika,
- b) metodę identyfikacji wahań koniunkturalnych,
- c) model ARIMA wykorzystany do wygładzania szeregów czasowych,
- d) analizę wyników wraz z ustaloną na tej podstawie periodyzacją zaobserwowanych cykli.

2. Koncepcja wskaźnika

Przy konstrukcji syntetycznego wskaźnika koniunktury brane są pod uwagę *liniowe ważone kombinacje* wskaźników aktywności głównych sektorów gospodarki, dostępnych lub dających się odtworzyć w przedziałach miesięcznych:

$$GCI_t = \frac{a_1 Y_{1,t} + a_2 Y_{2,t} + \dots + a_k Y_{k,t}}{a_1 + a_2 + \dots + a_k},$$

gdzie:

- GCI - ogólny wskaźnik aktywności (*general coincident index*),
 Y_1, Y_2, \dots, Y_k - wskaźniki aktywności w poszczególnych sektorach,
 a_1, a_2, \dots, a_k - wagi,
 t - wskaźnik czasu.

W analizie wstępnej zbadane zostały następujące empiryczne specyfikacje syntetycznego indykatora koniunktury o stałych wagach odpowiadających średniemu udziałowi poszczególnych sektorów w PKB (dochodzie narodowym wytworzonym brutto), mające pokrycie w danych statystycznych:

$$\text{GCI1} \begin{cases} \{ 1975 - 1979 \} = \frac{0,55P + 0,11B + 0,14R + 0,06T}{0,86} \\ \{ 1980 - 1995 \} = \frac{0,45P + 0,09B + 0,11R + 0,05T}{0,70} \end{cases}$$

$$\text{GCI2} = \begin{cases} \{ 1975 - 1982 \} \rightarrow \text{GCI1} \\ \{ 1983 - 1995 \} \rightarrow \text{GCI3} \end{cases}$$

$$\text{GCI3} \{ 1983 - 1995 \} = \frac{0,45P + 0,09B + 0,11R + 0,05T + 0,13H}{0,83}$$

$$\text{GCI4} \{ 1983 - 1995 \} = \frac{0,45P + 0,09B + 0,05T + 0,13H}{0,72}$$

$$GCI5 = \begin{cases} \{ 1973 - 1979 \} \rightarrow \frac{0,55P + 0,11B + 0,06T}{0,72} \\ \{ 1980 - 1982 \} \rightarrow \frac{0,45P + 0,09B + 0,05T}{0,59} \\ \{ 1983 - 1995 \} \rightarrow GCI4 \end{cases}$$

gdzie:

P - wskaźnik aktywności przemysłu,

B - wskaźnik aktywności budownictwa,

R - wskaźnik aktywności rolnictwa,

T - wskaźnik aktywności transportu,

H - wskaźnik aktywności handlu wewnętrznego.

Dla poszczególnych sektorów przyjęte zostały następujące indykatory aktywności:

a) przemysł - wskaźnik produkcji przemysłowej,

b) budownictwo - wskaźnik produkcji budownictwa,

c) transport - wskaźnik przewozów ładunków,

d) handel - wskaźnik wolumenu sprzedaży detalicznej towarów.

Dla rolnictwa - z braku ogólnego wskaźnika aktywności - zastosowano syntetyczny wskaźnik produkcji towarowej, o formule:

$$R \begin{cases} \{ 1975 - 1979 \} = \frac{0,08PG + 0,39PA + 0,16PM}{0,63} \\ \{ 1980 - 1995 \} = \frac{0,11PG + 0,35PA + 0,19PM}{0,65} \end{cases}$$

gdzie:

PG - skup 4 podstawowych zbóż (łącznie z mieszankami zbożowymi),

PA - skup żywca rzeźnego,

PM - skup mleka krowiego,

z wagami odpowiadającymi średniemu udziałowi trzech głównych rodzajów produkcji w całkowitej wartości skupu produktów rolnych. Wszystkie

wskaźniki oparte na danych wartościowych wyrażone są w cenach stałych. Przed połączeniem wskaźniki częściowe zostały znormalizowane jako indeksy o podstawach: średnia z 1992 r. = 100.

Trzy spośród wymienionych wskaźników zbiorczych: GCI1, GCI2 i GCI5 mają pokrycie w danych statystycznych w przedziałach miesięcznych sięgających 1975 r., co pozwala dokładniej wyznaczyć cykle odniesienia. Dwa pozostałe wskaźniki: GCI3 i GCI4, dostępne od 1983 r., pełnią pomocniczą rolę, służąc jedynie do wyznaczenia trzech wskaźników podstawowych.

Wskaźnikiem o najszerszym zakresie przedmiotowym jest GCI2, który obejmuje wszystkie spośród 5 wymienionych wyżej sektorów gospodarki, chociaż sektor handlu uwzględniony został dopiero od 1983 r., odkąd możliwe jest ustalenie dynamiki wolumenu sprzedaży detalicznej (w cenach stałych). Z uwagi jednak na niejednorodność konstrukcji tego wskaźnika oraz wynikającą z tego pewną nieciągłość powstającą na przełomie 1982 i 1983r. analizowany będzie również kontrolny wskaźnik GCI1, z pominięciem handlu. Pomimo spadku udziału rolnictwa w mierzonym statystycznie dochodzie narodowym, w warunkach polskiej gospodarki pożądane jest choćby częściowe uwzględnienie tego sektora w ogólnym wskaźniku koniunktury gospodarczej, np. przez przyzmat dostępnej statystyki skupu. Oparty na takiej podstawie indyktor produkcji towarowej rolnictwa wykazuje jednak ostre, specyficzne dla tego sektora wahania sezonowe, które mocno obciążają również ogólnogospodarcze wskaźniki GCI1 i GCI2, uwzględniające produkcję rolnictwa, co może utrudnić ocenę bieżącej aktywności na podstawie danych surowych. Dlatego przeanalizowany zostanie również mniej reprezentatywny wskaźnik GCI5, z wyłączeniem rolnictwa, co redukuje rozmiary składnika sezonowego obciążającego indykatory GCI1 i GCI2.

Poniżej przedstawione zostaną wyniki obliczeń trzech alternatywnych formuł syntetycznego wskaźnika aktywności gospodarczej: GCI1, GCI2, GCI5, dla okresu od stycznia 1975 r. do sierpnia 1995 r. Zakłada się, że w wyniku porównania właściwości rozkładu tych trzech indykatorów wybrana zostanie ostatecznie formuła najlepiej odpowiadająca celowi prowadzonych badań nad barometrami koniunktury. Wybrany ostatecznie wskaźnik syntetyczny zostanie jeszcze raz przeliczony z zastosowaniem wag zmiennych, ustalonych dla każdego roku oddzielnie, co powinno zwiększyć jego dokładność jako miernika aktywności ogólnogospodarczej⁵⁾. Jakkolwiek przedstawiona w tym opracowaniu charakterystyka zmienności trzech wariantów syntetycznego wskaźnika aktywności opiera się zasadniczo na formułach o stałych wagach (modyfikowanych okresowo we wskazanych podokresach), to jednak nie wydaje się, aby wprowadzenie rocznych wag zmiennych mogło w istotnym

stopniu wpłynąć na ogólny obraz zmienności cyklicznej analizowanych wskaźników, a w szczególności na periodyzację cykli koniunktury.

Pod względem treści ekonomicznej proponowane syntetyczne wskaźniki koniunktury dość dobrze odpowiadają koncepcji PKB jako miary produkcji społecznej. Są jednocześnie dostatecznie reprezentatywnymi miernikami aktywności głównych sektorów gospodarki, wytwarzających łącznie od 60 do 80% PKB. Mogą więc stanowić substytut nie istniejącej w przedziałach kwartalnych lub miesięcznych statystyki dochodu narodowego, która byłaby bardziej miarodajną i kompletną podstawą do identyfikacji cyklicznych zmian aktywności w gospodarce narodowej.

3. Metoda identyfikacji wahań koniunkturalnych

Dla identyfikacji za pomocą wymienionych syntetycznych wskaźników cyklicznych zmian aktywności gospodarczej w Polsce w rozpatrywanym okresie 1975-1995, w sensie odpowiadającym współczesnej koncepcji cyklu koniunkturalnego, zastosowano analityczną dekompozycję szeregów czasowych GCI1, GCI2, GCI5, opartą na metodzie trendu średniofazowego PAT (*phase - average - trend*), w połączeniu z procedurą desezonalizacyjną X11-ARIMA. Te dwie techniki wyodrębniania wahań koniunkturalnych są szeroko stosowane w krajach OECD.

Obydwie metody opierają się na założeniu, że w dynamice procesów ekonomicznych mierzonych w odstępach miesięcznych lub kwartalnych (tzn. z częstotliwością właściwą w analizie cykli koniunkturalnych) można wyodrębnić trzy lub cztery wzajemnie niezależne komponenty dynamiki o względnie stabilnych rozkładach:

- a) regularne wahania sezonowe (S_t),
- b) zmiany nieregularne, wyrażające pewne jednorazowe zaburzenia (I_t),
- c) wahania cykliczne, ujmowane łącznie z trendem lub oddzielnie (C_t),
- d) długookresowy trend liniowy lub nieliniowy (T_t).

Wymienione składniki dynamiki mogą łączyć się w formie multiplikatywnej:

$$Y_t = T_t C_t S_t I_t,$$

addytywnej:

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t$$

lub logarytmiczno - addytywnej:

$$\log Y_t = \log T_t + \log C_t + \log S_t + \log I_t.$$

Powyższe ogólne założenia, leżące u podstaw wszelkiej dekompozycji szeregów czasowych do potrzeb analizy koniunktury, były wielokrotnie dyskutowane w literaturze i mimo różnych zastrzeżeń są dość powszechnie stosowane w empirycznych analizach cykli koniunkturalnych. Istnieją oczywiście procesy o małym natężeniu składnika sezonowego lub cyklicznego bądź o wybitnie niestabilnym rozkładzie tych składników, jak również procesy mniej lub bardziej stacjonarne, w których trudno dopatrzeć się niezerowego trendu. Dopiero jednak w toku empirycznej analizy można dokonać pozytywnej lub negatywnej weryfikacji hipotez o obecności w danym procesie poszczególnych składników dynamiki, ich względnej niezależności oraz wymaganej stabilności rozkładu. Dopiero po zbadaniu empirycznych rozkładów zmienności można zrezygnować z wyodrębniania mało istotnych lub zbyt nieregularnych składników dynamiki (np. zmian sezonowych) i ująć je łącznie ze zmianami nieregularnymi. Zastosowanie technik dekompozycji szeregów czasowych jest więc celowe nie tylko w przypadkach ewidentnej sezonowości, lecz również wtedy, gdy chcemy jedynie upewnić się w przekonaniu, iż rozpatrywany proces nie jest obciążony istotną sezonowością.

Procedura desezonalizacyjna X11 - ARIMA została opracowana w 1980 r. i udoskonalona w 1988 r. przez E. B. Dagum w Urzędzie Statystycznym Kanady jako rozwinięcie metody II/X11 (autorstwa J. Shiskina, A. H. Younga i J. C. Musgrave), stosowanej już wcześniej w US Bureau of Census. Program komputerowy X11 - ARIMA wykonuje trzy podstawowe funkcje:

a) desezonalizacja szeregów czasowych,

b) dekompozycja szeregów czasowych na składnik nieregularny, sezonowy, cykliczny i trend,

c) ekstrapolacyjna prognoza o horyzoncie 12 miesięcy.

Za pomocą jednego z trzech automatycznie dobieranych modeli albo zadanego modelu autoregresji w wersji multiplikatywnej, addytywnej lub logarytmiczno-addytywnej, program ten wyodrębnia i eliminuje składnik sezonowy (ewentualnie także nieregularny).

Dokonuje się to poprzez iteracyjną procedurę wygładzania szeregu, opartą na średnich ruchomych i obejmującą następujące kroki:

1. Obliczenie 12-wyrazowej średniej ruchomej jako pierwszego przybliżenia *trendu-cyklu* (*trend - cycle*). Dzieląc szereg wyjściowy przez scentrowaną 12-okresową średnią ruchomą otrzymuje się pierwszy szacunek sumy składnika sezonowego i nieregularnego.

2. Z obliczonych w poprzednim kroku współczynników *SI*, wyrażających sumę składnika sezonowego i nieregularnego, wyznacza się 5-okresową średnią ruchomą jako wstępny szacunek składnika sezonowego dla każdego miesiąca.

3. Wyniki wstępnego oszacowania składników sezonowych są korygowane za pomocą 12- okresowej scentrowanej średniej ruchomej, tak aby ich suma w każdym okresie 12-miesięcznym była zbliżona do jedności.

4. Współczynniki SI , obliczone w punkcie 1, dzieli się przez skorygowane wstępne szacunki składnika sezonowego w celu wyznaczenia składnika nieregularnego.

5. Ekstremalne wartości składnika nieregularnego są eliminowane lub korygowane na podstawie analizy 5-okresowych ruchomych odchyień standardowych składnika nieregularnego.

6. Do współczynników SI oczyszczonych z wartości ekstremalnych stosuje się 5-okresową średnią ruchomą w celu ponownego oszacowania składników sezonowych.

7. Tak wyznaczone wskaźniki sezonowe są ponownie korygowane za pomocą scentrowanej średniej ruchomej.

8. Wstępne oszacowanie szeregu wyrównanego sezonowo następuje przez podzielenie szeregu pierwotnego przez wskaźniki sezonowości uzyskane w punkcie 7.

9. W celu wyodrębnienia z tak oczyszczonego szeregu komponenty wzrostowo-cyklicznej stosowany jest tzw. *filtr Hendersona* w postaci 9- , 13- , lub 23- wyrazowej średniej ruchomej, o długości dobranej według stosunku składnika nieregularnego do trendu. Dzieląc szereg wyjściowy przez oszacowany w ten sposób trend-cykl, otrzymujemy drugie przybliżenie szacunku współczynników sezonowości i zmian nieregularnych SI .

10. Ze współczynników SI obliczonych dla każdego miesiąca oddzielnie wyznacza się 7 - okresową średnią ważoną, o specyfikacji zależnej od wartości ogólnego wskaźnika SI , uzyskując w ten sposób drugie przybliżenie szacunku wskaźników samej sezonowości.

11. Ponownie wykonuje się krok 3, obliczając 12-miesięczną scentrowaną średnią ruchomą ze wskaźników sezonowości i korygując je za pomocą tej średniej.

12. Szereg wyjściowy dzieli się przez wyznaczone w punkcie 11 wskaźniki sezonowości, uzyskując ostateczny szereg wyrównany sezonowo.

Dokładna charakterystyka filtrów stosowanych w tej procedurze oraz stochastyczne własności wygładzonych tą metodą szeregów są wyczerpująco omówione w piśmiennictwie źródłowym⁶⁾. Istnieje również dość obfita literatura dotycząca jej zastosowań w konkretnych badaniach empirycznych⁷⁾.

Przechodzimy obecnie do omówienia metody PAT⁸⁾. U jej podstaw leży założenie, że w analizie wahań koniunktury - szczególnie w dłuższych okresach - dla prawidłowego oznaczenia punktów zwrotnych i faz cyklu

koniunkturalnego konieczne jest oddzielenie długookresowych trendów i średniookresowych cykli. Metoda ta, w wersji stosowanej przez OECD, jest odmianą metody trendu pełzającego opracowanej w USA do badań koniunktury prowadzonych przez NBER. Podstawą tej metody jest *procedura Bry-Boschan*⁹⁾, polegająca na wyznaczeniu punktów zwrotnych cyklu koniunkturalnego na szeregu „oczyszczonym” z trendu, przy czym trend wyznaczony zostaje za pomocą pewnego zespołu średnich ruchomych i przyjmuje postać wygładzonej linii łamanej. W celu określenia trendu średniofazowego w badanym szeregu (oczyszczonym uprzednio z wahań sezonowych) wyodrębnia się fazy ruchu cyklicznego, definiowane jako okresy pomiędzy wyznaczonymi wstępnie punktami zwrotnymi. Średnie wartości badanej zmiennej w poszczególnych fazach, po wygładzeniu za pomocą 3-wyrazowej średniej ruchomej, umieszcza się w środkowym punkcie okresów obejmujących trzy kolejne fazy (tzw. *trójka*). Trend zostaje określony na podstawie nachylenia prostej łączącej punkty środkowe w kolejnych trójkach. Wyznaczony w ten sposób trend jest ekstrapolowany od środka ostatniej trójki do końca szeregu za pomocą regresji liniowo - logarytmicznej.

Głównym zadaniem metody PAT jest wyznaczenie górnych i dolnych punktów zwrotnych cykli, tzn. *szczytów i den*. Odbywa się to według procedury Bry-Boschan. Najpierw wyznaczone zostają orientacyjne punkty zwrotne na 75-miesięcznej średniej ruchomej, która służy jako pierwsze przybliżenie trendu. Następnie badane są odchylenia od tego trendu, co pozwala wyeliminować wartości ekstremalne oraz punkty zwrotne położone zbyt blisko względem siebie. W omawianej procedurze przyjęto rygorystyczną zasadę, że faza zwyżkowa lub zniżkowa nie może być krótsza od 5 miesięcy, a pełny cykl obejmujący obie fazy nie może być krótszy niż 15 miesięcy. Procedura wyszukiwania punktów zwrotnych według ustalonych kryteriów jest powtarzana na różnego typu wygładzonych krzywych w celu znalezienia takich punktów zwrotnych, które najlepiej odpowiadają zmienności obserwowanej w szeregu wyjściowym. W ostatnim etapie poszukuje się punktów zwrotnych na szeregu wyjściowym w okolicy punktów zwrotnych znalezionych na krzywych wygładzonych (na odcinkach obejmujących po 5 miesięcy na lewo i na prawo). Jakkolwiek wybór punktów zwrotnych i wyznaczenie ostatecznego trendu następuje w toku automatycznej procedury iteracyjnej, program komputerowy PAT bierze pod uwagę także wskazane z góry punkty zwrotne, które zostają ostatecznie potwierdzone, skorygowane lub odrzucone w zależności od tego, czy i w jakim stopniu spełniają one przyjęte kryteria.

Program OECD PAT PC obejmuje następujące kroki:

1. Wyznaczenie orientacyjnego trendu oraz odchyień od trendu.

2. Wyznaczenie orientacyjnych punktów zwrotnych.
3. Wyznaczenie ostatecznego trendu oraz odchyłeń od trendu.
4. Wyznaczanie ostatecznych punktów zwrotnych na szeregu odchyłeń od trendu.

Czynności wyznaczania trendu oraz poszukiwania punktów zwrotnych są wykonywane iteracyjnie na różnego typu średnich ruchomych, poczynając od najbardziej wygładzonych krzywych długookresowych (np. średniej 75-miesięcznej, krzywej Spencera i średniej 12-miesięcznej, a kończąc na krótkookresowej średniej 3-5 miesięcznej (zależnie od wartości MCD) i - ostatecznie - na szeregu wyjściowym.

Istotną rolę w procedurze PAT odgrywa średnia ruchoma o okresie odpowiadającym MCD (*months for cyclical dominance*), tzn. minimalnej długości okresu (liczbie miesięcy), po upływie którego składnik cykliczny szeregu wyjściowego zaczyna przeważać nad składnikiem nieregularnym, czego wyrazem jest relacja I/C niższa od jedności. Średnia ruchoma o okresie równym MCD (np. 4- lub 5-miesięczna) ma podstawowe znaczenie w analizie cyklu i w identyfikacji punktów zwrotnych. Niższymi wartościami MCD odpowiada mniej wygładzona (tzn. mniej zdeformowana w stosunku do danych rzeczywistych) krzywa. Jednocześnie małe MCD (np. $MCD = 3$) oznacza, że w zasadzie już po 3 miesiącach jednokierunkowej tendencji zwykłej lub niżkowej badanej zmiennej można przyjąć, iż tendencja ta znamionuje nową fazę cyklu, a nie przejściowe zmiany nieregularne. Stąd w analizie cyklu koniunkturalnego preferowane są wskaźniki ekonomiczne o takich rozkładach zmienności, którym odpowiada możliwie niska liczba MCD. Na ogół przyjmuje się jako maksymalną dopuszczalną wartość $MCD = 6$. Należy jednak zaznaczyć, iż wartość MCD uzyskiwana z danych surowych (np. w procedurze X11-ARIMA) bywa często nieco wyższa niż wartość obliczona z danych oczyszczonych z wahań sezonowych (np. wartość odczytana w procedurze PAT). Odpowiednikiem MCD w przypadku danych kwartalnych jest QCD (*quarters for cyclical dominance*), którego graniczna tolerowana wartość wynosi 2.

Końcowym etapem procedury PAT są testy eliminujące:

- a) punkty zwrotne wskazane w okresie 6 początkowych i 6 końcowych miesięcy szeregu,
- b) dolne i górne punkty zwrotne na obu krańcach szeregu o wartościach wyższych (niższych) od wartości zanotowanych bliżej krańca,
- c) fazy o długości mniejszej niż 5 miesięcy,
- d) cykle o długości mniejszej niż 15 miesięcy.

Niektóre z tych kryteriów (zwłaszcza a i b) można uznać za zbyt restrykcyjne w odniesieniu do gospodarki o mniej regularnym przebiegu i nie w pełni ukształtowanym mechanizmie zmian cyklicznych, takiej jak gospodarka polska na obecnym etapie rozwoju.

Z drugiej strony, procedura PAT okazuje się często zbyt czuła i generuje w niektórych szeregach zbyt wiele „małych”, niezbyt istotnych cykli specyficznych, nie korespondujących z cyklem ogólnogospodarczym. Ponieważ w określeniu tendencji rozwojowej brane są pod uwagę z jednakową wagą wszystkie punkty zwrotne, wyznaczony w ten sposób trend jest zbyt zmienny i stanowi wówczas mniej wiarygodną podstawę do interpretowania odchyłeń w kategoriach cyklu koniunkturalnego. Dlatego wyniki analiz prowadzonych przy użyciu programu PAT należy interpretować ostrożnie, a wyznaczoną mechanicznie chronologię wahań cyklicznych trzeba poddać dodatkowej weryfikacji ekonomicznej, wychodzącej poza zakres informacji zawartej w danym szeregu.

4. Model ARIMA

Wykorzystana do wygładzania szeregów czasowych GCI1, GCI2, GCI5 procedura X11-ARIMA jest adaptacją modelu ARIMA, przystosowaną do eliminacji wahań sezonowych. Szczegółową charakterystykę modeli tej klasy można znaleźć w piśmiennictwie poświęconym metodom analizy szeregów czasowych¹⁰⁾. Model ARIMA z kolei jest przekształconą formą modelu ARMA, dostosowaną do analizy procesów niestacjonarnych. Modele tej klasy są szerzej omawiane w niektórych zaawansowanych podręcznikach ekonometrii¹¹⁾. W tym miejscu ograniczymy się do krótkiej prezentacji wykorzystanego modelu.

Procesem autoregresyjnym rzędu p , oznaczonym symbolem $AR(p)$, nazywany jest proces stochastyczny spełniający równanie:

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t,$$

gdzie Y_t oznacza wartość zmiennej Y w okresie t , ϕ to współczynniki regresji, a ε_t jest realizacją zakłócenia czysto losowego. Wyraz stały c często bywa pomijany.

Modelem ze średnią ruchomą rzędu q , w skrócie $MA(q)$, nazywany jest model o postaci:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q},$$

gdzie μ jest pewną stałą stałą (w przypadku procesu stacjonarnego równa wartości zmiennej Y , θ to współczynniki - wagi, zaś $\{\varepsilon_t\}$ jest ciągiem składników losowych tworzących proces zwany białym szumem.

Model autoregresji ze średnią ruchomą ARMA (*autoregressive - moving - average*) opisuje proces stochastyczny łączący obydwie powyższe elementy: autoregresji wartości zmiennej i średniej ruchomej składników losowych. Taki proces wyraża równanie:

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}.$$

Stosując operator opóźnienia L , można to samo zapisać jako:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) Y_t = c + (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q) \varepsilon_t$$

lub jeszcze krócej:

$$\phi(L) Y_t = c + \theta(L) \varepsilon_t,$$

gdzie $\phi(L)$ i $\theta(L)$ to wielomiany ujęte w poprzednim równaniu w nawiasach. Model ARIMA bywa również przedstawiany w kategoriach odchylenia od średniej:

$$Y - \mu = \phi_1 (Y_{t-1} - \mu) + \phi_2 (Y_{t-2} - \mu) + \dots + \phi_p (Y_{t-p} - \mu) + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}.$$

Model ARMA ($p; q$) charakteryzują parametry p i q oznaczające liczbę uwzględnianych opóźnień. Stabilność procesu ARMA zależy wyłącznie od wartości parametrów autoregresji ($\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$), nie zależy natomiast od wartości parametrów średniej ruchomej ($\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$). W istocie rzeczy, klasa modeli ARMA dotyczy procesów stacjonarnych, które dla wszystkich wartości t spełniają jednocześnie trzy kryteria:

$$E(Y_t) = \mu,$$

$$E[(Y_t - \mu)^2] = \sigma^2 = \gamma(0),$$

$$E[(Y_t - \mu)(Y_{t-\tau} - \mu)] = \gamma(\tau).$$

Pierwszy warunek mówi, że oczekiwana wartość zmiennej Y jest równa stałej średniej μ . Drugi warunek stwierdza, że wariancja odchylenia zmiennej jest stała i równa σ^2 . Trzeci warunek orzeka, że kowariancja składnika losowego zależy tylko od τ , a nie zależy od t . Jeżeli ponadto kowariancja składnika losowego dla

dowolnego $\tau \neq 0$ jest równa zeru, wówczas proces daje się opisać¹²⁾ za pomocą zmiennej losowej o wartości oczekiwanej μ i wariancji σ^2 . Założenie stacjonarności procesu jest zbieżne z założeniem o losowym charakterze odchyłek zmiennej endogenicznej od jej wartości średniej.

Wykorzystanie modeli klasy ARMA w analizie szeregów czasowych ogranicza założenie o stacjonarności badanych procesów dynamicznych. Jak wiadomo, zmienne makroekonomiczne, z którymi mamy do czynienia w badaniach koniunktury gospodarczej, mają przeważnie niestacjonarne rozkłady. Metoda zintegrowanej autoregresji ze średnią ruchomą ARIMA (*autoregressive - integrated - moving - average*), opracowana przez G. E. P. Boxa i G. M. Jenkinsa,¹³⁾ opiera się na założeniu, że każdy szereg czasowy można doprowadzić do postaci stacjonarnej przez odpowiednie przekształcenia, takie jak logarytmowanie i różnicowanie. Pozwala to zastosować procedury ARMA także w analizie i prognozie procesów obciążonych znaczną niestabilnością. Model ARIMA (p, d, q) ma ogólną postać:

$$\phi(L) \Delta^d Y_t = \theta(L) \varepsilon_t,$$

gdzie d oznacza stopień różnicowania niezbędnego dla przekształcenia szeregu do postaci stacjonarnej, a Δ^d to operator różnicowy. Parametry p i q mają znaczenie identyczne jak w modelu ARMA.

Pierwszym krokiem procedury ARIMA jest doprowadzenie szeregu danych empirycznych do postaci mniej więcej stacjonarnej poprzez przekształcenia, takie jak logarytmowanie i różnicowanie. Na podstawie analizy przekształconego szeregu określona zostaje wstępna specyfikacja modelu. Drugim krokiem jest szacowanie modelu, a trzecim badanie rozkładu reszt. Jeżeli wyniki są zadowalające, model zostaje użyty do prognozy. W przeciwnym razie powtórnie poszukuje się właściwej specyfikacji modelu.

Modele klasy ARIMA znalazły szerokie zastosowanie w empirycznych badaniach koniunktury, zwłaszcza w analizie procesów dynamicznych o niestacjonarnym trendzie oraz w wyodrębnianiu wahań sezonowych o stałych i zmiennych rozkładach. Stosowane są również jako narzędzie ekstrapolacyjnej prognozy, opartej na analizie rozkładów poszczególnych elementów dynamiki wyodrębnionych w szeregu empirycznym (trend, wahania cykliczne, wahania sezonowe, zmiany nieregularne). Przy wykonywaniu prognozy szereg różnicowy musi być przywrócony do postaci wyjściowej poprzez sumowanie („całkowanie”). Dlatego model ten określa się mianem zintegrowanego (scałkowanego) modelu autoregresji i średniej ruchomej.

Adaptacja modelu ARIMA wykorzystywana do eliminacji wahań sezonowych ma ogólną postać:

$$\Phi(L^s) \Delta_s^D Y_t = \Theta(L^s) \zeta_t,$$

gdzie D oznacza stopień różnicowania prowadzącego do identyfikacji stabilnego rozkładu sezonowego, $\Phi(L^s)$ i $\Theta(L^s)$ są wielomianami rzędu P i Q względem L^s , a Δ_s^D to operator różnicy desezonalizacji. Wskaźnik okresowości s przyjmuje wartość 12 dla danych w przedziałach miesięcznych i 4 dla danych kwartalnych. Czynniki losowe ζ_t można zastąpić danymi wygenerowanymi przez model, co daje multiplikatywny model sezonowy ARIMA $(p, d, q)(P, D, Q)_s$ o postaci:

$$\Phi(L^s) \phi(L) \Delta^d \Delta_s^D Y_t = \theta_0 + \Theta(L^s) \phi(L) \varepsilon_t,$$

gdzie $t = d + sD + 1, \dots, T$. Parametry P, D, Q dotyczą sezonowej części modelu. Ten właśnie model był podstawą opracowania procedury desezonalizacyjnej X11-ARIMA wykorzystanej w naszej analizie.

5. Wstępne wyniki analizy

Za pomocą procedury X11-ARIMA i OECD PAT zbadane zostały rozkłady syntetycznych wskaźników koniunktury GCI1, GCI2 i GCI5 dla gospodarki Polski, o formułach opisanych wyżej, z wypełnieniem statystycznym obejmującym okres od stycznia 1975 r. do sierpnia 1995 r. (dane miesięczne).

W procedurze X11-ARIMA testowane były trzy wersje automatycznego programu, różniące się pewnymi szczegółami analitycznymi, które nie wpłynęły jednak istotnie na uzyskane wyniki. Do celów niniejszej prezentacji wybrana została wersja z modelem o postaci multiplikatywnej, o parametrach: $(2,1,2)(0,1,1)_{12}$, z korektą wartości ekstremalnych oraz z korektą dokonaną dla utrzymania zgodności średnich rocznych. Najważniejsze wyniki zawiera tablica 1.

Wyniki oszacowań modelu dla wszystkich trzech wersji indykatora są zadowalające w kategoriach objaśnionej części wariancji ($R^2 \approx 0,90$), rozkładu reszt (prawdopodobieństwo $\chi^2 > 15\%$) oraz ogólnej jakości dopasowania. Test F potwierdza istnienie stabilnej sezonowości na poziomie 0,1%, przy minimalnych rozmiarach sezonowości zmiennej. Składnik cykliczny (łącznie z trendem) objaśnia 78 - 82% stacjonarnej części wariancji, składnik sezonowy 11 - 19%, a składnik nieregularny tylko 4 - 5%. Jednak ilorazy I/TC oraz I/S ,

Tablica 1

Charakterystyki rozkładu szeregów i dobroci dekompozycji wg procedury XII-ARIMA

Szereg	QCS	R ²	χ ² P%	Test F		Udział w wariancji			Ilorazy			MCD	Średnia długość przebiegu		
				SS	MS	I	TC	S	I/TC	I/S	TCI		I	TC	MCD
GCI1	0,57	0,91	20,1	50,2*	ns	4,2	79,8	16,6	2,39	4,71	5	1,6	1,5	8,2	3,4
GCI2	0,56	0,90	35,6	53,0*	ns	4,5	78,0	18,5	2,43	4,86	5	1,6	1,5	7,7	3,0
GCI5	0,62	0,87	15,9	31,4*	ns	4,8	82,4	10,8	2,16	4,51	4	1,6	1,5	8,0	4,5

* Istotne na poziomie 0,1%.

SS - sezonowość stała, MS - sezonowość zmienna, ns - nieistotne.

Tablica 2 (c.d.)

Periodyzacja cykli koniunktury (punkty zwrotne: S - szczyt, D - dno)

Wskaźniki	Punkty zwrotne z krzywej TC Hendersona	Punkty zwrotne wyznaczone wg PAT (R/T)				Punkty zwrotne przyjęte w analizie	Amplituda (%) i długość faz (miesiące)
		12-mies. średnia ruchoma	krzywa B Spencera	4-mies. średnia ruchoma	ostateczne wg PAT		
GCI5		S07/78	S08/78	S08/78	S11/78	-	
		D10/78**	D01/79	D01/79	D01/79**	-	
	S02/80	S02/80	S01/80	S01/80	S02/80	S02/80	- 36,8 (23)
	D02/82	D02/82	D01/82	D01/82	D01/82	D01/82	+ 21,8 (11)
	-	S01/83	S11/82	S11/82	S12/82	S12/82	- 19,5 (7)
	-	D07/83	D06/83	D06/83	D07/83	D07/83	+ 39,2 (66)
S03/89	S11/88	S02/89	S02/89	S01/89	S01/89	- 44,0 (33)	
D10/91	D09/91	D09/91	D09/91	D10/91	D10/91		

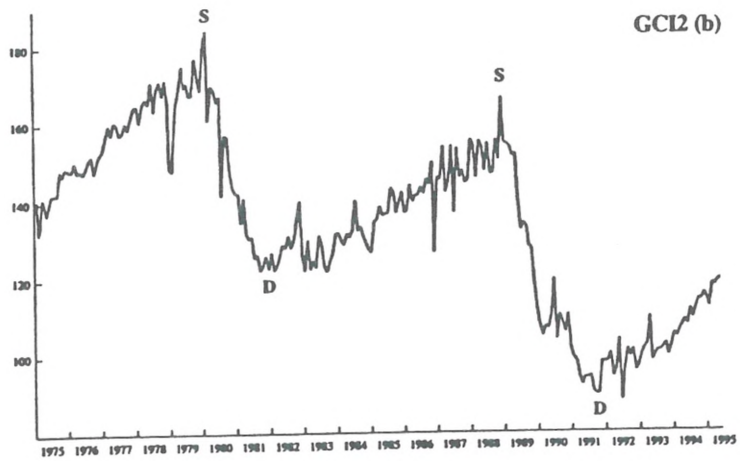
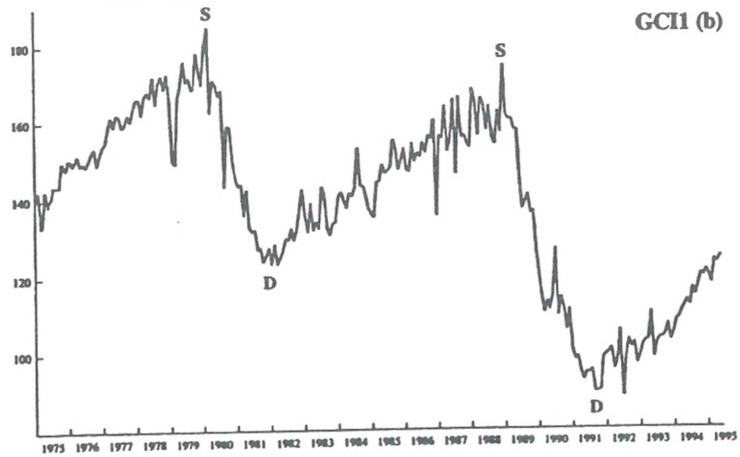
* Punkty zwrotne wyeliminowane zgodnie z kryterium wykluczającym możliwość wystąpienia obserwacji o wartości niższej (wyższej) od wytypowanego pierwszego lub ostatniego dna (szczytu) na obu krańcach szeregu.

** Punkty zwrotne wyeliminowane zgodnie z kryterium wykluczającym fazy krótsze od 5 miesięcy.

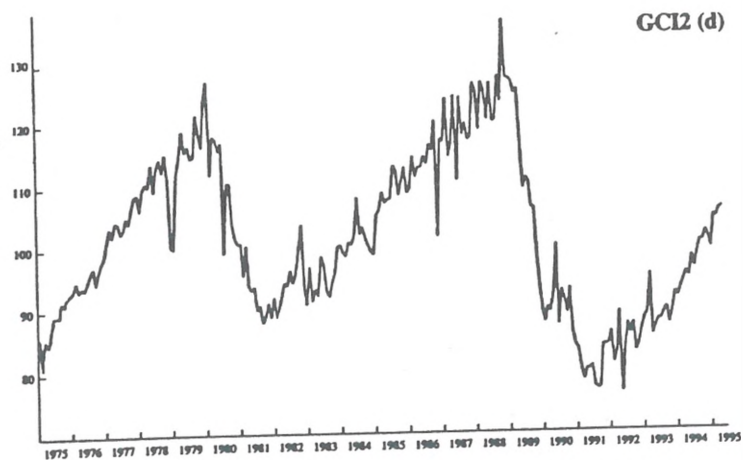
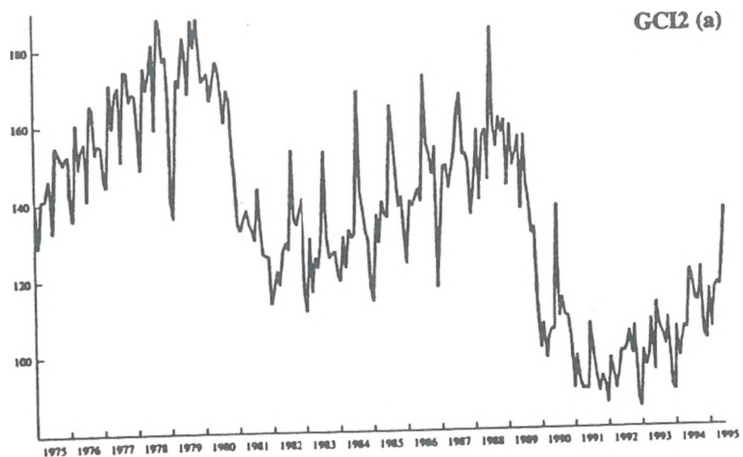
Tablica 2

Periodyzacja cykli koniunktury (punkty zwrotne: S - szczyt, D - dno)

Wskaźniki	Punkty zwrotne z krzywej TC Hendersona	Punkty zwrotne wyznaczone wg PAT (R/T)				Punkty zwrotne przyjęte w analizie	Amplituda (%) i długość faz (miesiące)
		12-mies. średnia ruchoma	krzywa B Spencera	4-mies. średnia ruchoma	ostateczne wg PAT		
GCI1	S01/80	S11/79	S01/80	S01/80	S02/80	S02/80	- 33,2 (23)
	D01/82	D12/81	D11/81	D12/81	D01/82	D01/82	+ 41,2 (84)
	S03/89	S08/88	S02/89	S03/89	S01/89	S01/89	- 47,6 (33)
	D10/91	D09/91	D10/91	D11/91	D/10/91*	D10/91	
GCI2	S01/80	S11/79	S01/80	S01/80	S02/80	S02/80	- 32,7 (23)
	D01/82	D12/81	D11/81	D12/81	D10/81	D01/82	
	-	S03/83**	S11/82	S11/82	S12/82	-	+ 35,2 (84)
	-	D07/83**	D04/83	D04/83	D02/83**	-	
	S02/89	S11/88	S02/89	S03/89	S01/89	S01/89	- 44,4 (33)
D10/91	D09/91	D10/91	D11/91	D11/91*	D10/91		



Rys. 1. Wskaźniki GCI1, GCI2 i GCI5 wyrównane sezonowo (S – szczyt, D – dno)



Rys. 2. Wskaźnik GCI2: (a) – szereg wyjściowy, (c) – trend – cykl,
(d) – odchylenia od trendu (wyrównane sezonowo)

pokazujące względne rozmiary składnika nieregularnego w stosunku do trendu - cyklu oraz w stosunku do zmian sezonowych są dość znaczne i wynoszą odpowiednio 2,2 - 2,4 i 4,5 - 4,9. Średnia długość zmian jednokierunkowych składnika cyklicznego ujmowanego wraz z trendem wynosi około 8 miesięcy, a składnika nieregularnego około 1,5 miesiąca (co raczej wyklucza autokorelację tego składnika). Liczba miesięcy niezbędnych dla upewnienia się, że zmiany obserwowane w szeregu mają charakter cykliczny (a nie nieregularny), czyli MCD, wynosi 4 lub 5 (po wyrównaniu sezonowym zmniejsza się do 3 - 4).

Wszystkie trzy alternatywne wskaźniki koniunktury przeszły pomyślnie ogólny test jakości i zdolności do monitorowania zmian cyklicznych stosowany w tej procedurze ($QCS \approx 0,60$), chociaż żaden z nich nie sprostał ostremu kryterium M1, które dotyczy udziału składnika nieregularnego w zmianach obserwowanych w szeregu wyjściowym w przedziałach trzymiesięcznych ($M1 > 1$). Wskaźnik GCI 5 przekroczył ponadto nieznacznie krytyczny poziom 1 w kryterium M10, dotyczącym zmienności składnika sezonowego w końcowych latach badanego okresu. Wysoce pozytywnym objawem jest brak istotnej autokorelacji składnika nieregularnego¹⁴⁾.

Wyrównane sezonowo szeregi GCI1, GCI2 i GCI5 zostały następnie przeanalizowane za pomocą procedury PAT. W szeregach oczyszczonych z wahań sezonowych liczba miesięcy do dominacji zmian cyklicznych (tym razem po odliczeniu trendu) uległa zmniejszeniu i wynosi: 3 dla GCI5 i 4 dla GCI1 i GCI2. Trend wyznaczony dla okresu 1975-1995 ma postać wygładzonej linii łamanej o nachyleniu ujemnym. Periodezycję i amplitudę wahań cyklicznych, ustaloną w procedurze PAT, przedstawia tablica 2.

W kolumnie drugiej podane zostały punkty zwrotne cykli wytypowane według krzywej *TC* Hendersona uzyskanej w procedurze X11-ARIMA (13-wyrazowa średnia ruchoma) oraz z danych surowych z poprawką sezonową. Cztery następne kolumny ukazują punkty zwrotne wytypowane w procedurze PAT, przy czym ostateczne daty zwrotów zawiera ostatnia kolumna tej części tablicy. Należy zaznaczyć, że w procedurze PAT zwroty cykliczne są oznaczane według rozkładu *R/T*, tzn. według danych z poprawką sezonową po wyeliminowaniu trendu, podczas gdy punkty zwrotne zaznaczone w pierwszej kolumnie dotyczą krzywej *TC* (trend i cykl). W kolumnie siódmej wymienione są daty zwrotów przyjęte ostatecznie do celów dalszej analizy.

W jednym przypadku (D01/82 w szeregu GCI2) przyjęta ostatecznie data zwrotu odchyła się o 3 miesiące od daty wskazanej przez PAT, co ma jednak uzasadnienie w rozkładzie *TC* oraz danych surowych z poprawką sezonową. Zaakceptowany został również jako bezsporny dolny punkt zwrotny D10/91, odrzucony przez PAT dla szeregów GCI1 i GCI2 na skutek rygorystycznego

potraktowania jednorazowego spadku wskaźnika w trakcie chwiejnej poprawy koniunktury (w sierpniu 1992 r.) poniżej wartości zanotowanej uprzednio w dolnym punkcie zwrotnym.

Chronologia cykli ustalona dla wskaźników GCI1 i GCI2 jest podobna. Obejmuje ona dwa niepełne duże cykle, z recesjami przypadającymi w okresach od 02/80 do 01/82 oraz od 01/89 do 10/91 oraz wydłużoną ekspansją w okresie od 01/82 do 01/89. Dolny punkt zwrotny rozpoczynający fazę ekspansji zakończonej szczytem 02/80 nie jest objęty badanym okresem. Nie zakończona jest również faza ekspansji (czy raczej poprawy), rozpoczęta w 10/91. Pierwsza z wymienionych recesji trwała 23 miesiące, a druga 33 miesiące, podczas gdy faza ekspansji lat 1982 - 1988 trwała nieprzerwanie przez 84 miesiące. Pełny cykl od S02/80 do S01/89 trwał prawie 9 lat, tzn. znacznie dłużej niż średnia długość cykli widocznych w obrazie rozwoju krajów OECD od 1960 r. Długość cyklu liczonego między dolnymi punktami zwrotnymi D01/82 i D10/91 wyniosła 9 lat i 9 miesięcy.¹⁵⁾ Głębokość spadku wskaźników GCI1 i GCI2 w pierwszej recesji wyniosła: -33%, natomiast w drugiej recesji odpowiednio: -48% i -44%. W sumie amplituda cyklu w fazie zwyżkowej i zniżkowej była dość wyrównana (dla wskaźnika GCI1 dotyczy to cyklu D - D lat 1982 - 1991, a dla wskaźnika GCI2 cyklu S - S lat 1980 - 1988).

Istotne różnice w chronologii cykli przynosi analiza wskaźnika GCI5, który obok wskazanych wyżej „dużych cykli” ujawnia dodatkowy, mały cykl specyficzny, znaczony recesją od 12/82 do 07/83 (spadek o -20% w ciągu 7 miesięcy). Recesja ta w obrazie *TC* ma postać niewielkiego siodła, rozrywającego fazę poprawy koniunktury, która zarysowała się po 01/82. Z analizy sektorowych wskaźników aktywności wynika, że główną przyczyną tej recesji był spadek produkcji przemysłowej, połączony ze stagnacją budownictwa i transportu. W szeregach GCI1 i GCI2 został on skompensowany pewnym wzrostem produkcji sprzedanej rolnictwa. Obecność tego dodatkowego cyklu w szeregu GCI5 nie wpływa na ustalenia dotyczące głębokości i długości recesji lat 1980 - 1981 i 1989 - 1991 (pierwsza recesja - spadek o -37%, długość 23 miesiące; druga - spadek o -44%, długość 33 miesiące).

Porównanie powyższych ustaleń z chronologią i amplitudą cyklicznych zmian koniunktury wynikającą z badań I. Kudryckiej i R. Nilssona jest możliwe tylko dla okresu od 1983 r., dla którego cytowani autorzy próbowali rekonstruować ogólny wskaźnik koniunktury na bazie PKB (dla lat 1975 - 1982 chronologię cyklu odniesienia określano na bazie produkcji przemysłowej lub łącznej produkcji przemysłu i budownictwa). W zrekonstruowanym wskaźniku pretendującym do odtworzenia miesięcznej statystyki PKB w okresie 1983 -

1994 wskazane zostały dwa punkty zwrotne: szczyt 04/88 i dno 01/92.¹⁶⁾ W porównaniu z naszymi ustaleniami, wskaźnik ogólnej aktywności gospodarczej zaczyna obniżać się już od kwietnia 1988 r. (w naszym badaniu - od stycznia 1989 r.), zaś wyjście z recesji zostaje zapoczątkowane dopiero w styczniu 1992 r. (w naszej analizie - w październiku 1991 r.). To przesunięcie punktów zwrotnych wynika prawdopodobnie nie tylko z innych zasad konstrukcji ogólnego wskaźnika aktywności, lecz także z innej identyfikacji trendu (w naszym badaniu trend był wyznaczony dla okresu 1975 - 1995, natomiast w konfrontowanym źródle dla okresu 1983 - 1994).

Pozostawiając otwartą kwestię, która z tych dwóch periodyzacji ostatnich zwrotów koniunktury w gospodarce polskiej jest „bardziej trafna” (w istocie rzeczy każda z nich może być uznana za trafną w granicach swoich specyficznych założeń), warto przytoczyć dla porównania dane statystyki rocznej GUS dotyczącej zmian PKB w cenach stałych w latach wokół dwóch analizowanych tu zwrotów koniunktury (zmiana procentowa w stosunku do poprzedniego roku):

	PKB	GCI1	GCI2	GCI5
1988	+4,1	+3,3	+4,0	+4,7
1989	+0,2	-6,1	-4,5	-3,9
1990	-11,6	-23,1	-23,0	-26,4
1991	-7,0	-15,8	-12,0	-8,7
1992	+2,6	+3,3	+2,2	+6,7
1993	+3,8	3,3	+2,8	+4,3

Chociaż proponowane przez nas wskaźniki GCI1, GCI2, GCI5 sugerują, ogólnie biorąc znacznie głębszy spadek aktywności gospodarczej w latach 1989 - 1991, niż to wynika z rocznej statystyki PKB, są one niesprzeczne z danymi GUS co do tego, że początek ostatniej recesji wystąpił raczej w 1989 r. niż w 1988 r., gdy zarówno dane GUS o PKB, jak i nasze syntetyczne wskaźniki wykazały jeszcze wzrost w tempie około 4% rocznie. Trzeba jednak zaznaczyć, że w świetle danych miesięcznych rok 1988 był już właściwie okresem stagnacji produkcji społecznej, poprzedzającej załamanie, stąd ustalenie dokładnej daty zwrotu zależy w dużej mierze od metody pomiaru.

Dodatkową ilustracją wyników analizy są wykresy wskaźników GCI1, GCI2, GCI5 (rys. 1 i 2). Dla wskaźnika GCI2 obejmują one: a) szereg danych surowych, b) szereg danych wyrównanych sezonowo, c) trend - cykl, d) odchylenie od trendu (R/T). Dla pozostałych wskaźników - z braku miejsca - uwidocznione zostały tylko szeregi wyrównane sezonowo.

6. Podsumowanie

W niniejszym opracowaniu przedstawiona została koncepcja syntetycznego wskaźnika koniunktury, opartego na danych dotyczących aktywności głównych sektorów gospodarki w przedziałach miesięcznych, opracowanego w ramach badań nad barometrami koniunktury dla gospodarki Polski. Trzy alternatywne formuły wskaźnika, oznaczone symbolami GCI1, GCI2, GCI5, zostały oszacowane dla okresu 1975 - 1995 i stestowane przy pomocy procedur X11-ARIMA i PAT, stosowanych do analizy cyklicznych wahań koniunktury w krajach OECD. Analizę wyników dotyczących dekompozycji szeregów na cztery komponenty: składnik nieregularny, sezonowy, cykliczny oraz trend, wraz z chronologią cyklicznych zmian koniunktury i charakterystyką amplitud, zawiera końcowa część opracowania. Została ona poprzedzona zwięzłą prezentacją narzędzi analizy oraz definicji stosowanych pojęć.

W końcowej części opracowania możliwe było dokonanie porównania przedstawionych wskaźników syntetycznych ze wskaźnikiem PKB odtworzonym w przedziałach miesięcznych przez I. Kudrycką i R. Nilssona w badaniach nad barometrami koniunktury dla gospodarki polskiej, prowadzonych niezależnie od 1993 r. przy zastosowaniu analogicznych procedur analitycznych, lecz na odrębnym zbiorze danych.

Dalszym etapem analizy będzie weryfikacja przytoczonych wskaźników przy użyciu rocznych wag zmiennych. Na tej podstawie wybrany zostanie ostatecznie jeden indyktor koniunktury jako podstawa do analizy i selekcji wskaźników wyprzedzających barometru koniunktury opartego na danych ilościowych i jakościowych.

Przypisy

¹Zob. np. M. Gruszczyński, G. W. Kołodko, *Regularność wahań tempa wzrostu gospodarczego*, „Gospodarka Planowa” 1975, nr 7 - 8; G. W. Kołodko, *Fazy wzrostu gospodarczego w Polsce*, „Gospodarka Planowa” 1979, nr 3; M. G. Woźniak, *Zmienność stopy wzrostu gospodarczego w krajach socjalistycznych*, „Ekonomista” 1985, nr 3.

²Zob. np. J. Pajestka, *Analiza niektórych aspektów polityki rozwoju ekonomicznego Polski (próba periodyzacji faz rozwoju)*, „Ekonomista” 1965, nr 2; K. Marczewski, J. Pawilno-Pacewicz, *Mechanizm destabilizacji tempa wzrostu w gospodarce centralnie planowanej*, „Gospodarka Planowa” 1982,

nr 5; J. Winiecki, *Cykle inwestycyjne a inflacja popytowa w gospodarce planowej*, „*Ekonomista*” 1982, nr 5 - 6; J. Eysymontt, W. Maciejewski, *Kryzysy społeczno - gospodarcze w Polsce. Ujęcie modelowe*, „*Ekonomista*” 1983, nr 5 - 6; C. Józefiak, *Arytmia gospodarki planowej*, w: *Pamięci Edwarda Lipińskiego. Szkice ekonomiczne*, PWE, Warszawa 1991, s. 168 - 189.

³Szerzej na ten temat: Z. Matkowski, *Metody diagnozowania i prognozowania koniunktur*, IKC HZ, Warszawa 1994 oraz Z. Matkowski, *Barometry koniunktury jako metoda oceny stanu gospodarki*, w: „*Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego*” nr 45, SGH, Warszawa 1995.

⁴I. Kudrycka, R. Nilsson, *Cykle koniunktury w Polsce (analiza wstępna)*, „*Z Prac Zakładu Badań Statystycznych GUS i PAN*”, z. 209, GUS, Warszawa 1993; *Business Cycles in the Period of Transition*, tamże, z. 216, 1993; *Business Cycles in Poland*, tamże, z. 227, 1995 ; *Badanie cykli koniunktury w polskiej gospodarce*, tamże, z. 232, 1996.

⁵W toku dalszych dokonano nieznacznych modyfikacji formuły niektórych wskaźników oraz wprowadzono roczne wagi zmienne. Ostatecznie do wyznaczenia cyklu odniesienia zastosowana została skorygowana wersja wskaźników GCI2 o wagach zmiennych, z danymi zaktualizowanymi do czerwca 1996 r. Pełną charakterystykę wszystkich przeanalizowanych odmian ogólnego wskaźnika koniunktury wraz z uzasadnieniem dokonanego wyboru zawiera odrębne opracowanie: Z. Matkowski, *Charakterystyka porównawcza alternatywnych wariantów ogólnego wskaźnika koniunktury oraz wybór wariantu operacyjnego*.

⁶E.B. Dagum, *X11ARIMA/88. Seasonal Adjustment Method - Foundations and User's Manual*, Ottawa 1988.

⁷Zob. np. H. Ongena, *Seasonal Adjustment of European Community External Trade Statistics: Application of „X-11-ARIMA/88”*, Workshop on Opinion Surveys for Business and Consumers and Time Series Analysis, Munich 1991.

⁸Opis metody PAT według: R Nilsson, *OECD Leading Indicators and the Phase - Average Trend Method*, Workshop on Opinion Surveys for Business and Consumers and Time Series Analysis, Munich 1991. Zob. też P.Dvorak,

Analyse und Anwendung der Methode des Phasendurschnitt - Trends bei der Konjunkturuntersuchung in der BRD, „CIRET Studien” nr 32, Muenchen 1983.

⁹G. Bry, Ch. Boschan, *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, NBER, New York 1971. Zob. też: Ch. Boschan, W. Ebanks, *The Phase - Average Trend. A New Way of Measuring Economic Growth*, „Proceedings of the Business and Economic Statistics Section”, American Statistical Association, 1978.

¹⁰Zob. np. A. C. Hawtrey, *Time Series Models*, Cambridge 1994; J. D. Hamilton, *Time Series Analysis*, Princeton 1994.

¹¹A. Welfe, *Ekonometria*, PWE, Warszawa 1995, rozdział 3.

¹²Z. Czerwiński, *Matematyczne modelowanie procesów ekonomicznych*, PWN, Warszawa 1982, s. 96 - 97.

¹³G. E. P. Box, G. M. Jenkins, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco 1976.

¹⁴Wskaźniki jakości dekompozycji QCS stosowany w procedurze X11-ARIMA opiera się na 11 kryteriach charakteryzujących stochastyczne własności szeregu. Każda ocena zawarta jest w przedziale wartości od 0 do 3, przy czym najlepsze są oceny najniższe. Ocena ogólna jest średnią z ocen cząstkowych, spełniającą warunek $QCS < 1$.

¹⁵W pierwotnej wersji tego opracowania (opublikowanej w „Pracach i Materiałach IRG”, t. 46 oraz w „Ekonomiście” 1996, nr 1) na skutek błędu technicznego mylnie podana została długość pierwszej recesji (11 miesięcy) oraz pełnego cyklu (7-8 lat).

¹⁶W publikacji, którą cytujemy w tym miejscu, oznaczenia górnego i dolnego punktu zwrotnego podane w tablicy 2 (s.13) zostały odwrócone: 01/92 wskazano jako szczyt, a 04/88 jako dno. O tym, że jest to błąd techniczny, świadczą wykresy na rys. 13 (s.41). Zob. I. Kudrycka, R. Nilsson, *Business Cycles in Poland*, jw., s.13 i 41.

GENERAL INDICATOR OF BUSINESS ACTIVITY FOR POLAND

Summary

The article presents the concept of composite indicator of business activity for Poland, based on monthly data reflecting the activity levels in the main sectors of economy (industry, construction, agriculture, transports and trade) that account for 60-80% of the GDP. Three alternative specifications of the composite index, filled with the data covering the period from 1975 to 1995, have been analysed using the X11-ARIMA model and the OECD PAT procedure to identify the cyclical component movements. The discussion of the results has been preceded by a brief presentation of the basic concepts and procedures used in the analysis.

The deseasonalized and detrended time series of the composite index reveal distinct fluctuations of the shape typical of a business cycle. The implied chronology of the cycles and characteristics of their amplitudes have been presented and supplemented with graphs showing the reconstructed picture of fluctuations.