

Rafał Kasperowicz

Wahania koniunkturalne przemysłu a zmiany cykliczne na poziomie działów PKD

Słowa kluczowe: *wahania koniunkturalne, koniunktura przemysłu*

Abstrakt: Celem niniejszego opracowania jest identyfikacja wahań koniunkturalnych w przemyśle polskim oraz w wybranych działach przemysłu według PKD, a następnie zbadanie ich współzmienności. Tak postawiony cel wynika z chęci empirycznej weryfikacji, współlistnienia wahań koniunkturalnych w wielu wskaźnikach, procesach ekonomicznych. W analizach posłużono się następującymi metodami statystyczno-ekonometrycznymi: procedurą korekcji sezonowej Census X11/Y2k; filtrem Hodricka-Prescota, analizą korelacji. Opracowanie składa się z trzech części poprzedzonych wprowadzeniem oraz podsumowanych w zakończeniu. W pierwszej części zdefiniowano cykl koniunkturalny. W drugiej przedstawiono metodologię wyodrębniania wahań cyklicznych. W części trzeciej przeprowadzono analizę empiryczną – wyodrębniono składnik cykliczny analizowanych szeregów czasowych oraz określono ich współzależności.

WPROWADZENIE

Przemysł ma szczególnie duże znaczenie ekonomiczne i społeczne. Wynika ono z silnego wpływu przemysłu na charakter oraz tempo rozwoju całej gospodarki. W przemyśle tworzone są nowe wartości użytkowe oraz nowe miejsca pracy (Bittnerowa, 1996). Dostarcza on sobie i innym działom gospodarki szereg dóbr – od narzędzi produkcji, surowców, półfabrykatów, energii do artykułów konsumpcyjnych zaspokajających potrzeby społeczeństwa. Przemysł, obok sektora usług rynkowych, jest jednym z głównych czynników determinujących wzrost gospodarczy (Rainelli, 1996), co wynika z relacji pomiędzy wzrostem, inwestycjami i wydajnością w gałęziach przemysłu. Przemysł to układ działalności, który generuje dodatnie efekty zewnętrzne w całej gospodarce. Ma on duży wpływ na przebieg wahań koniunkturalnych.

Celem niniejszego opracowania jest identyfikacja wahań koniunkturalnych w przemyśle polskim oraz w wybranych działach przemysłu według PKD, a następnie zbadanie ich współzmienności. Tak postawiony cel wynika z chęci empirycznej weryfikacji, zakładanego zgodnie z definicją cyklu, współlistnienia wahań koniunkturalnych w wielu wskaźnikach, procesach ekonomicznych. Wahania występujące w różnych agregatach ekonomicznych nie są między sobą sztywno zsynchronizowane, możliwe jest występowanie między wskaźnikami opóźnień oraz wyprzedzeń o umiarkowanej długości (Epstein, 1999). W badaniu za najdłuższe opóźnienie/wyprzedzenie przyjęto 6 miesięcy.

INTERPRETACJA FLUKTUACJI KONIUNKTURALNYCH

W pierwszej połowie dwudziestego wieku A. F. Burns i W. C. Mitchell sformułowali definicję cyklu koniunkturalnego będącą jego interpretacją empiryczną. Jest to najczęściej przytaczane, dziś już klasyczne, określenie cyklu koniunkturalnego, zgodnie z którym fluktuacje koniunkturalne interpretujemy jako „rodzaj wahań występujących w agregatach przedstawiających działalność gospodarczą narodów, organizujących swoją produkcję przeważnie w przedsiębiorstwach; cykle składają się z okresów ekspansji występujących w tym samym czasie w wielu działaniach gospodarczych, następujących po nich równie generalnych kryzysach, zastojach oraz ożywieniach, które łączą się z fazą ekspansji cyklu następnego; ta sekwencja zmian jest ciągła, powraca – nie jest okresowa” (Burns, Mitchell, 1946). Sformułowana przez nich definicja charakteryzuje się dwiema kluczowymi cechami, mianowicie współlistnieniem wahań koniunkturalnych w wielu wskaźnikach, procesach ekonomicznych oraz podzielnością cyklu na fazy (Diebold, Rudebusch, 1994; Zarnovitz, 1991).

Definicja Burnsa i Mitchella została adaptowana do warunków współczesnych przez I. Mintz, według którego „cykle wzrostu to wahania w zregulowanych działaniach gospodarczych. Składają się one z wysokiej stopy wzrostu, występującej w tym samym czasie w większości działań gospodarczych oraz z następującego po nim, równie generalnego okresu relatywnie niskiej stopy wzrostu, prowadzącego do fazy wysokiej stopy wzrostu cyklu następnego” (Mintz, 1972). Tak więc, zdaniem Mintz, współczesny cykl koniunkturalny składa się jedynie z dwóch faz, w przypadku których kryterium wyodrębniania jest relacja danego tempa zmian w działalności gospodarczej do odpowiedniej stopy odniesienia – tempa normalnego (Rekowski, 1997). Zakłada się, że tempo normalne jest identyczne z wartościami trendu. Cykle wzrostu wyodrębnione na podstawie ilorazów między stopami wzrostu wartości empirycznych badanego szeregu czasowego a oszacowanymi wartościami linii trendu noszą nazwę cykli odchyleń (Barczyk, Kowalczyk 1993). W prezentowanym opracowaniu zakłada się

zgodnie z koncepcją cyklu odchylen odębność długookresowego wzrostu wyrażonego trendem stochastycznym oraz fluktuacji koniunkturalnych.

ZAKRES DANYCH

Do przeprowadzonych analiz wykorzystano dane miesięczne w cenach bieżących pochodzące z publikacji Głównego Urzędu Statystycznego za okres od 01–1994 r. do 02–2009 r. Wybrane szeregi przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Dane

Produkcja sprzedana przemysłu	PSP
Nazwa działu PKD	nr PKD
Górnictwo węgla kamiennego i brunatnego; wydobywanie torfu	10
Górnictwo rud metali	13
Pozostałe górnictwo	14
Produkcja artykułów spożywczych i napojów	15
Włókiennictwo	17
Produkcja drewna i wyrobów z drewna oraz z korka (oprócz mebli), artykułów ze słomy itp.	20
Produkcja masy włóknistej, papieru oraz wyrobów z papieru	21
Wytwarzanie koksu i produktów rafinacji ropy naftowej	23
Produkcja wyrobów chemicznych	24
Produkcja wyrobów gumowych i z tworzyw sztucznych	25
Produkcja wyrobów z pozostałych surowców niemetalicznych (w tym: szkło, cegły, cement)	26
Produkcja metali	27
Produkcja metalowych wyrobów gotowych z wyjątkiem maszyn i urządzeń	28
Produkcja maszyn i urządzeń gdzie indziej niesklasyfikowana	29
Produkcja maszyn i aparatury elektrycznej, gdzie indziej niesklasyfikowana	31
Produkcja sprzętu i urządzeń radiowych, telewizyjnych i telekomunikacyjnych	32
Produkcja pojazdów samochodowych, przyczep i naczep	34
Produkcja pozostałego sprzętu transportowego	35
Produkcja mebli; działalność produkcyjna, gdzie indziej niesklasyfikowana	36

Źródło: opracowanie własne.

WYODRĘBNIANIE WAHAŃ KONIUNKTURALNYCH – ZASTOSOWANA PROCEDURA

Wszelkie zmiany wartości poszczególnych szeregów czasowych są funkcją zmian wahań gospodarczych w nich zawartych, z czego wynika, iż na wahania gospodarcze składają się:

- tendencja rozwojowa,
- wahania koniunkturalne,
- wahania periodyczne (inaczej sezonowe),
- wahania przypadkowe.

Przystępując do analizy jednej ze składowych szeregu czasowego należy go w odpowiedni sposób poddać dekompozycji (Kazmier, Pohl, 1984), to jest odzielić jego poszczególne składniki od siebie, tak aby w możliwie najlepszy sposób odseparować składnik, który podlegał będzie w dalszej części analizie.

W celu wyodrębnienia wahań sezonowych oraz przypadkowych z analizowanych szeregów czasowych poddano je procedurze korekcji sezonowej Census X11/Y2k w programie Statistica. W ten sposób otrzymano krzywe Hendersona obrazujące łącznie trend i wahania cykliczne. Ważniejsze poprawki, jakie wprowadza procedura Census X11/Y2k, to (Evans, 2003):

- korekta uwzględniająca liczbę dni handlowych;
- korekta wartości ekstremalnych – większość rzeczywistych szeregów czasowych zawiera obserwacje odstające, to znaczy ekstremalne wahania spowodowane rzadkimi zdarzeniami. Procedura X-11 daje możliwości uporania się z wartościami ekstremalnymi przez zastosowanie zasad kontroli statystycznej, to znaczy, że wartości znajdujące się poniżej lub powyżej pewnego zakresu (wyrażonego przez wielokrotność odchylenia standardowego) mogą zostać zmodyfikowane lub pominięte zanim zostaną obliczone ostateczne estymatory sezonowości;

- poprawki wielokrotne. Poprawki ze względu na obserwacje odstające, wartości ekstremalne i różną liczbę dni handlowych mogą być stosowane więcej niż raz, w celu otrzymania coraz to lepszych estymatorów składników. Metoda X-11 stosuje serię kolejnych poprawek estymatorów, aby dojść do ostatecznej oceny trendu, wahań cyklicznych, sezonowych i nieregularnych oraz szeregu uwzględniającego sezonowość;

- procedura X-11 oblicza także procentową zmianę z miesiąca na miesiąc w składniku losowym i składniku trend-cykl. Gdy rośnie długość szeregu czasowego, wówczas rośnie udział wahań długookresowych w ogólnej zmienności, natomiast oczekujemy, że wahania losowe będą na tym samym poziomie. Przeciętna liczba miesięcy (lub kwartałów), w których wahania długookresowe i trend powodują zmianę poziomu szeregu równą w przybliżeniu rozmiarowi wahań losowych szeregu określana jest mianem okresu dominacji cyklicznej i wyrażana jest w miesiącach lub kwartałach (MCD lub QCD).

W powyższy sposób otrzymano szeregi czasowe obrazujące trend wraz z wahaniami cyklicznymi, które posłużyły jako odpowiednio przygotowany materiał badawczy przeznaczony do kolejnych analiz.

Następnym krokiem było oszacowanie trendu za pomocą filtru Hodricka–Prescota. Potrzeba wyznaczania trendu podyktowana jest charakterem prowadzonego badania, skupiającego się na wahaniami koniunkturalnych.

Filtr Hodricka–Prescota (HP) powstał w obrębie nowej klasycznej ekonomii. Jest to standardowa procedura ekonometryczna, która służy do określania długookresowych tendencji w makroekonomicznych szeregach czasowych. Filtr HP jest narzędziem uniwersalnym, które powinno być traktowane jako metoda a nie teoria.

Przystępując do określania trendu w pierwszej kolejności przyjmiemy założenie o liniowym charakterze zmian wielkości ekonomicznych. Użycie takiego trendu deterministycznego sprowadza się formalnie do odszukania równania o następującej postaci:

$$\hat{y}_t = \alpha_0 + \alpha_1 * t + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:

\hat{y}_t – teoretyczne wartości trendu dla zmiennej y w okresie t ;

α_0 – estymator parametru liniowej funkcji trendu, określający poziom zjawiska w okresie $t=0$;

α_1 – estymator parametru liniowej funkcji trendu, wyrażający średni przyrost wartości badanego zjawiska;

ε_t – składnik resztowy.

Założenie o liniowości funkcji trendu powoduje, że jakkolwiek element zakłócający kształtowanie się realnej wartości PKB ma charakter krótkookresowy. Dzieje się tak, ponieważ po upływie pewnego czasu wpływ czynnika zakłócającego zostaje zneutralizowany, a gospodarka powraca na ścieżkę stałego wzrostu wynikającą z długookresowego trendu liniowego. Z przyczyn formalno-statystycznych powyższe rozumowanie zostało zakwestionowane. Użycie wielomianu pierwszego stopnia, jak i wielomianów o stopniu wyższym, determinuje założenie, że postęp technologiczny jest deterministycznie kształtowany w czasie i zawsze można trafnie prognozować jego tempo (Kruszka, 2002), co jest niezgodne z rzeczywistością. Postęp technologiczny nie może być uważany za proces o stałej stopie zmian. Nelson i Plosser w 1982 roku przeprowadzili testy empiryczne, które wykazały, iż w dynamice większości szeregów czasowych występuje proces błędzenia losowego z dryfem. Wtedy formalny zapis takiego przebiegu wygląda następująco:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

gdzie:

μ – stała reprezentująca dryf ($\mu > 0$).

Biorąc pod uwagę ten element, można stwierdzić, iż jednorazowe zaburzenie dotychczasowej ścieżki wzrostu spowoduje jej trwałe odkształcenie, bez możliwości powrotu na poprzednią ścieżkę przebiegu.

Akceptacja tezy o kształtowaniu się szeregów czasowych zgodnie z błędzeniem losowym z dryfem powoduje, że opisanie analizowanego zjawiska za pomocą trendu liniowego staje się znacznie utrudnione, ponieważ podlega on zmianom w czasie. Trudniej odróżnić trend od wahań cyklicznych, gdyż błędzenie losowe powoduje, że trend także podlega odchyleniom.

Kydland i Prescott w 1990 roku zaproponowali metodę estymacji trendu stochastycznego, która może sprostać tego typu wyzwaniom. Biorąc pod uwagę wcześniejszy dorobek Hodricka i Prescottta omawiane narzędzie nazwano filtrem Hodricka–Prescottta. Metoda ta pozwala obliczyć wartości trendu poprzez minimalizację sumy kwadratów odchyleń szeregu czasowego z jego trendu, ale w taki sposób, aby suma kwadratów drugich różnic wartości trendu nie była zbyt duża. W ten sposób wyznaczona krzywa jest relatywnie „gładka”, ponieważ eliminowane są gwałtowne zmiany w przebiegu trendu.

Zakłada się, że każdy szereg czasowy oczyszczony z wahań sezonowych i przypadkowych obrazuje przebieg zjawiska makroekonomicznego y_t^1 , który jest sumą składnika wzrostu g_t oraz składnika cyklicznego c_t (Hodrick, Prescott, 1997):

$$y_t = g_t + c_t \quad (3)$$

dla $t = 1, \dots, T$.

Zakłada się, że c_t przedstawia odchylenia od g_t , których średnia w długim okresie bliska jest zeru. Dodatkowo miarą ścieżki wygładzonego składnika wzrostu jest suma kwadratów jego drugich różnic (Hodrick, Prescott, 1997). W celu określenia wartości składnika wzrostu g_t należy rozwiązać następujący problem minimalizacyjny:

$$\underset{\{g_t\}_{t=1}^T}{Min} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\} \quad (4)$$

gdzie:

$$c_t = y_t - g_t;$$

λ – parametr wygładzający.

Parametr wygładzający przyjmuje różne wartości, w zależności od danych jakimi dysponujemy. W przypadku danych rocznych $\lambda = 400$, w przypadku kwartalnych $\lambda = 1600$, natomiast dla danych miesięcznych $\lambda = 14400^2$. Im wyższe

¹ W analizowanym przypadku będą to krzywe Hendersona otrzymane z analizowanych szeregów czasowych poprzez ich dekompozycję w programie Statistica.

² Podane wartości parametru wygładzającego nadane są z góry przez program E-Views, w którym dokonano filtrowania oczyszczonych danych filtrem HP.

wartości przyjmuje parametr λ , tym bardziej „płaski” jest szacowany trend. Wynika z tego, że gdyby λ dążyła do nieskończoności, to w wyniku filtrowania otrzymalibyśmy wartości identyczne z zastosowaniem trendu liniowego (Hodrick, Prescott, 1997; Cogley, Nason, 1995). Najważniejszym ograniczeniem prezentowanego filtru jest wymagana minimalna długość szeregu czasowego, który zostaje poddawany takiemu filtrowaniu. W praktyce minimalna zalecana liczba obserwacji wynosi 32 (Mills, 2003).

Szeregi czasowe wykorzystane w niniejszym opracowaniu spełniają wszystkie formalne wymagania nakreślone przez wykorzystywany filtr HP. Dane zostały odpowiednio wcześniej przygotowane³, a liczba obserwacji przekracza wymagany zakres minimalny⁴.

Ostatecznie, po filtrowaniu, otrzymujemy szereg wartości pokazujących długookresową tendencję rozwojową, która nie jest jakąkolwiek funkcją deterministyczną, lecz sama podlega zmianom w czasie. Dzieląc empiryczne wartości krzywych Hendersona przez realizacje wynikające z zastosowania filtru HP otrzymujemy (po przemnożeniu przez 100) szereg pokazujący procentowe odchylenia od linii trendu, czyli wahania cykliczne.

ANALIZA EMPIRYCZNA

Przystępując do badania analizowane szeregi poddano dekompozycji w programie Statistica, który przy użyciu procedury Census X11/Y2k z szeregów danych surowych wyodrębnił szeregi obrazujące następujące komponenty:

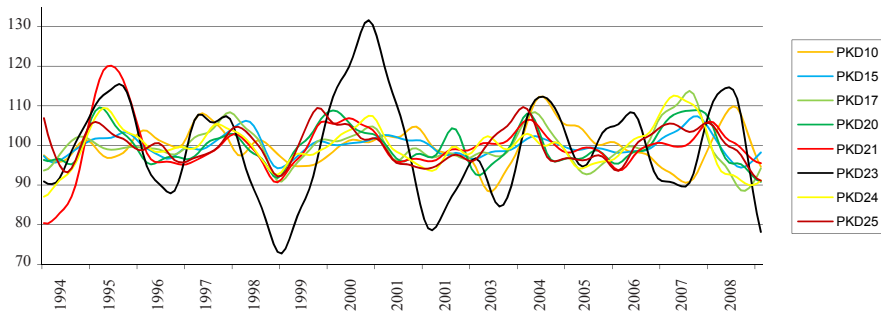
- czynnik oczyszczony z sezonowości;
- nieregularny;
- łączny składnik trendu i koniunktury (krzywe Hendersona).

Z ostatecznie otrzymanych krzywych Hendersona oszacowano stochastyczne tendencje długookresowe, posługując się w tym celu filtrem Hodricka–Prescota (HP) w programie E-Views. Był to ostatni etap dekompozycji analizowanych szeregów, który umożliwił obliczenie wahań koniunkturalnych.

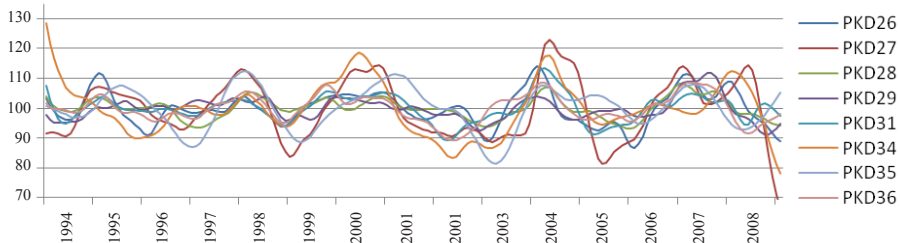
Szeregi obrazujące fluktuacje koniunkturalne mierzone jako cykl odchyień otrzymano przez podzielenie wartości wynikających z krzywych Hendersona przez odpowiadające im wartości wygenerowane przez filtr HP. Tak przygotowany szereg pomnożono przez 100%, otrzymując procentowe odchylenia od linii trendu (wykresy 1–3).

³ Oczyszczono je z wahań przypadkowych oraz sezonowych procedurą Census X11/Y2 w programie Statistica.

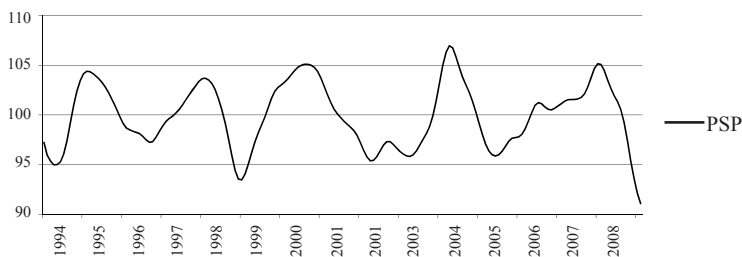
⁴ Szeregi czasowe składają się z 182 obserwacji miesięcznych.

Wykres 1. Fluktuacje koniunkturalne w działach PKD 1

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 2. Fluktuacje koniunkturalne w działach PKD 2

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 3. Fluktuacje koniunkturalne w przemyśle polskim (PSP)

Źródło: opracowanie własne.

Przeprowadzona analiza dowiodła, że na zmiany prezentowanych agregatów ekonomicznych składają się:

- wahania przypadkowe,
- tendencja rozwojowa,
- wahania periodyczne (inaczej sezonowe),
- wahania koniunkturalne.

Wyznaczone powyżej fluktuacje koniunkturalne stały się podstawą dalszej analizy, której celem było określenie zależności pomiędzy nimi. Wzajemną relację oszacowanych wahań cyklicznych określono na podstawie wskaźnika korelacji z wyprzedzeniami i opóźnieniami. Za najdłuższe opóźnienie/wyprzedzenie przyjęto 6 miesięcy (tabela 2).

Przeprowadzona analiza współzależności wykazała, że wszystkie przebadane szeregi obrazujące wahania koniunkturalne w działach gospodarki wg PKD są skorelowane dodatnio z wahaniami koniunkturalnymi przemysłu (PSP). Dodatkowo możemy stwierdzić, że wykazane zależności korelacyjne wskazują na wyraźne powiązania między analizowanymi zmiennymi. Wyjątek stanowi tutaj dział 10 (Górnictwo węgla kamiennego i brunatnego; wydobywanie torfu), którego współzależność kształtowała się na poziomie średnim ($r = 0,44$). Ze względu na występowanie powiązań w różnych odstępach czasowych, przeanalizowane szeregi możemy podzielić na trzy rodzaje wskaźników koniunkturalnych – wyprzedzające, równoczesne i opóźnione (Marcelino, 2004; Diedold, Rudebusch, 1989).

Do wskaźników równoczesnych zaliczamy:

- PKD15 (Produkcja artykułów spożywczych i napojów),
- PKD21 (Produkcja masy włóknistej, papieru oraz wyrobów z papieru),
- PKD23 (Wytwarzanie koksu i produktów rafinacji ropy naftowej),
- PKD27 (Produkcja metali),
- PKD28 (Produkcja metalowych wyrobów gotowych z wyjątkiem maszyn i urządzeń),
- PKD31 (Produkcja maszyn i aparatury elektrycznej, gdzie indziej niesklasyfikowana),
- PKD34 (Produkcja pojazdów samochodowych, przyczep i naczep).

Do wskaźników wyprzedzających zaliczamy:

- PKD17 (Włókiennictwo) wyprzedzenie 2 miesiące,
- PKD20 (Produkcja drewna i wyrobów z drewna oraz z korka (oprócz mebli), artykułów ze słomy itp.) wyprzedzenie 1 miesiąc,
- PKD24 (Produkcja wyrobów chemicznych) wyprzedzenie 1 miesiąc,
- PKD25 (Produkcja wyrobów gumowych i z tworzyw sztucznych) wyprzedzenie 1 miesiąc,
- PKD26 (Produkcja wyrobów z pozostałych surowców niemetalicznych (w tym: szkło, cegły, cement)) wyprzedzenie 1 miesiąc,
- PKD29 (Produkcja maszyn i urządzeń gdzie indziej niesklasyfikowana) wyprzedzenie 2 miesiące,
- PKD36 (Produkcja mebli; działalność produkcyjna, gdzie indziej niesklasyfikowana) wyprzedzenie 3 miesiące.

Do wskaźników opóźnionych zaliczamy:

- PKD10 (Górnictwo węgla kamiennego i brunatnego; wydobywanie torfu) opóźnienie 4 miesiące,
- PKD35 (Produkcja pozostałego sprzętu transportowego) opóźnienie 4 miesiące.

Tabela 2. Wskaźniki korelacji z opóźnieniami/wyprzedzeniami wybranych działań PKD względem wahań koniunkturalnych przemysłu (PSP)

	Wyprzedzenie w miesiącach						Opóźnienie w miesiącach						
	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6
PKD10	-0,36	-0,28	-0,18	-0,07	0,054	0,175	0,287	0,359	0,407	0,432	0,44	0,425	0,403
PKD15	0,175	0,315	0,443	0,552	0,633	0,681	0,69	0,663	0,609	0,539	0,458	0,373	0,288
PKD17	0,436	0,536	0,619	0,678	0,71	0,704	0,666	0,583	0,485	0,378	0,267	0,157	0,05
PKD20	0,491	0,583	0,661	0,723	0,763	0,77	0,75	0,659	0,54	0,405	0,265	0,13	0,006
PKD21	0,162	0,279	0,392	0,496	0,582	0,643	0,67	0,646	0,595	0,522	0,431	0,327	0,217
PKD23	0,129	0,245	0,365	0,482	0,59	0,679	0,74	0,741	0,71	0,654	0,577	0,487	0,388
PKD24	0,41	0,493	0,568	0,627	0,665	0,68	0,656	0,578	0,487	0,39	0,291	0,194	0,097
PKD25	0,483	0,553	0,621	0,681	0,724	0,74	0,724	0,642	0,524	0,382	0,231	0,082	-0,06
PKD26	0,489	0,562	0,624	0,673	0,702	0,71	0,677	0,587	0,47	0,336	0,201	0,075	-0,04
PKD27	0,115	0,245	0,39	0,541	0,684	0,807	0,9	0,89	0,845	0,766	0,663	0,544	0,413
PKD28	0,203	0,282	0,363	0,442	0,511	0,563	0,59	0,576	0,534	0,475	0,404	0,33	0,254
PKD29	0,405	0,476	0,537	0,58	0,6	0,596	0,565	0,498	0,422	0,344	0,27	0,199	0,132
PKD31	0,449	0,524	0,595	0,658	0,709	0,739	0,74	0,704	0,628	0,525	0,405	0,278	0,15
PKD34	0,357	0,417	0,477	0,533	0,582	0,615	0,63	0,593	0,526	0,437	0,335	0,23	0,127
PKD35	-0,01	0,1	0,205	0,299	0,38	0,446	0,496	0,544	0,578	0,595	0,6	0,579	0,548
PKD36	0,619	0,655	0,675	0,68	0,668	0,634	0,577	0,493	0,392	0,279	0,162	0,047	-0,06

Źródło: opracowanie własne.

ZAKOŃCZENIE

W zaprezentowanym opracowaniu analizie poddane zostały szeregi czasowe opisujące produkcję sprzedaną przemysłu w cenach bieżących (PSP) ogółem oraz w wybranych działach gospodarki według PKD. Posługując się narzędziami statystyczno-ekonometrycznymi udowodniono, że wszelkie zmiany wartości analizowanych szeregów czasowych są funkcją zmian wahań gospodarczych w nich zawartych, do których zaliczamy wahania przypadkowe, tendencję rozwojową, wahania sezonowe oraz wahania koniunkturalne (wykres 1–3).

Dodatkowo zbadano współzależność oszacowanych wahań koniunkturalnych. Okazało się, że pomiędzy badanymi zmiennymi zachodzi wyraźna współzależność dodatnia, o różnej sile oraz wyprzedzeniu/opóźnieniu od 1 do 4 miesięcy. Zaistniałe zależności pomiędzy analizowanymi zmiennymi wskazują na to, że wahania występujące w różnych agregatach ekonomicznych są między sobą umiarkowanie zsynchronizowane, a istniejące między wskaźnikami opóźnienia oraz wyprzedzenia o umiarkowanej długości pozwalają wskazać różne typy wskaźników koniunktury przemysłu. Do wskaźników równoczesnych zaliczono: produkcję artykułów spożywczych i napojów; produkcję masy włóknistej, papieru oraz wyrobów z papieru; wytwarzanie koksu i produktów rafinacji ropy naftowej; produkcję metali; produkcję metalowych wyrobów gotowych z wyjątkiem maszyn i urządzeń; produkcję maszyn i aparatury elektrycznej, gdzie indziej niesklasyfikowaną; produkcję pojazdów samochodowych, przyczep i naczep, zaś do wskaźników wyprzedzających: włókiennictwo; produkcję drewna i wyrobów z drewna oraz z korka (oprócz mebli); produkcję artykułów ze słomy itp.; produkcję wyrobów chemicznych; produkcję wyrobów gumowych i z tworzyw sztucznych; produkcję wyrobów z pozostałych surowców niemetalicznych (w tym: szkło, cegły, cement); produkcję maszyn i urządzeń gdzie indziej niesklasyfikowaną; produkcję mebli, działalność produkcyjną, gdzie indziej niesklasyfikowaną. Do wskaźników opóźnionych zaliczono: górnictwo węgla kamiennego i brunatnego, wydobywanie torfu; produkcję pozostałego sprzętu transportowego.

Z punktu widzenia analiz koniunktury gospodarczej najciekawszą grupą wskaźników są wskaźniki wyprzedzające. W niniejszym opracowaniu wskaźniki te wykazują bardzo wyraźne powiązanie z koniunkturą przemysłu, o czym przyświadczają współczynniki korelacji $r = (0,6; 0,78)$. Tak wyraźne powiązania zachęcają do dalszych analiz, których celem może być oszacowanie przyczynowości między oszacowanymi fluktuacjami cyklicznymi oraz budowa indeksów wyprzedzających koniunkturę przemysłu polskiego.

LITERATURA

- Barczyk R., Kowalczyk Z. (1993), *Metody badania koniunktury gospodarczej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa–Poznań.
- Bittnerowa E. (1996), *Ekonomika i programowanie rozwoju przemysłu*, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Poznań.
- Bohem E. A. (1998), *A Review of Some Methodological Issues in Identifying and Analysing Business Cycles*, Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, Working Paper No. 26.
- Burns A. F., Mitchell W. C. (1946), *Measuring Business Cycles*, Studies in Business Cycles, nr 2, NBER, New York.
- Cogley T., Nason J. M. (1995), *Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series Implications for business cycle research*, „Journal of Economic Dynamics and Control” 19(1–2), January–February.
- Diebold F.X., Rudebusch G.D. (1994), *Measuring Business Cycles: A Modern Perspective*, NBER, February.
- Diedold F. X., Rudebusch G. D. (1989), *Scoring the Leading Indicators*, „Journal of Business”, vol. 62, No. 3.
- Epstein P. (1999), *Wesley Mitchel’s Grand Design and Its Critics: The Theory and Measurement of Business Cycles*, „Journal of Economic Issues”, No. 3, September.
- Evans M. K. (2003), *Practical Business Forecasting*, Blackwell Publishers.
- Hodrick R. J., Prescott E. C. (1997), *Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, („Journal of Money, Credit and Banking”, vol. 29, No. 1, February 1997), [w:] Hartley J. E., Hoover K. D., Salyer K. D. (1998), *Real business cycles*, Routledge, London and New York.
- Kazmier N. J., Pohl N. F. (1984), *Basic Statistics for Business and Economics*, McGraw-Hill Publishing Company.
- Kruszka M. (2002), *Wyodrębnianie wahań cyklicznych*, maszynopis powielony, AE Poznań.
- Kydland F. E., Prescott E. C. (1990), *Business Cycles: Real Facts and Monetary Myth*, „Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review”.
- Lubiński M. (2002), *Analiza koniunktury i badanie rynków*, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa.
- Lucas R. E. Jr (1995), *Understanding Business Cycles*, [w:] F. E. Kydland (ed.), *Business Cycle Theory*, The International Library of Critical Writings in Economics, Edward Elgar Publishing Company, UK.
- Marcellino M. (2004), *Leading Indicators: What Have We Learned?*, IEP-Bocconi University, IGIER and CEPR, May.
- Mills T.C. (2003), *Modeling Trends and Cycles in Economic Time Series*, Loughborough University.
- Mintz I. (1969), *Dating Postwar Business Cycles: Methods and Their Application to Western Germany*, National Bureau of Economic Research, New York.
- Mintz I. (1972), *Dating American Growth Cycles*, w: *The Business Cycle Today*, red. V. Zarnowitz, NBER, New York.
- Mintz I. (1972), *Dating American Growth Cycles*, w: *The Business Cycle Today*, red. V. Zarnowitz, NBER New York.
- Nelson C. R., Plosser C. I. (1982), *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series; Some Evidence and Implications*, „Journal of Monetary Economics”, vol. 10.
- Pedersen T. M. (2002), *Alternative Linear and Non-Linear Detrending Techniques:*

- A Comparative analysis based on Euro-Zone Data*, Copenhagen: Ministry of Economic and Business Affairs.
- Rainelli M. (1996), *Ekonomia przemysłowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Rekowski M. (red.) (1997), *Koniunktura gospodarcza Polski. Analiza grup produktowych*, Wydawnictwo AKADEMIA, Poznań.
- Rekowski M. (red.) (1997), *Koniunktura gospodarcza Polski. Analiza grup produktowych*, Wydawnictwo AKADEMIA, Poznań.
- Rekowski M. (red.) (2003), *Wskaźniki wyprzedzające jako metoda prognozowania koniunktury Polsce*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Zarnovitz V. (1991), *What is a Business Cycle?*, NBER, Working Paper 3863, October.

INDUSTRIAL BUSINESS CYCLE AND THE CYCLICAL FLUCTUATIONS OF SOLD INDUSTRIAL OUTPUT ACCORDING TO PAC

Key words: *business cycle, industrial fluctuations, leading indicators*

Abstract: The first aim of the paper is to identify business cycle in the Polish industry and in departments of the industry according to PAC. The second aim is the re-examination of the co-variability between the calculated fluctuations. **When identifying the fluctuations, first one has to purify the time-series of incidental and seasonal fluctuations.** According to that the time-series underwent adjustment procedure of seasonal correction Census X11. This way Henderson's curves which reflect trends and seasonal fluctuations at the same time were obtained. The next step was to state the values of trends. To establish these values **the method of stochastic trend estimation, which is called Hodrick-Prescott's filter was used.** Dividing empirical values of Henderson's curves by the implementation arising from a use of HP we get (after multiplying by 100) a series showing percentage deviations from the trend line, which means seasonal fluctuations. The plan of the paper is as follows: introduction, section 1 definition of business cycle and data, section 2 with econometric methodology, section 3 with empirical analysis, and the conclusions.

