

Analiza cykliczności zmian sytuacji ekonomiczno-finansowej w polskim przemyśle przetwórczym

Arkadiusz Kijek*

Nadesłany: 24 września 2012 r. Zaakceptowany: 8 stycznia 2013 r.

Streszczenie

Sytuacja ekonomiczno-finansowa sektorów gospodarczych, podobnie jak wartości agregatów makroekonomicznych, zmienia się w sposób cykliczny. W artykule przedstawione zostały wyniki badań cykliczności wahań kondycji w polskim przemyśle przetwórczym. Na początku rozważony został problem oceny kondycji branż oraz zaprezentowano wyniki analizy porównawczej kondycji badanych gałęzi. Na podstawie otrzymanych wyników dokonano analizy harmonicznej indeksów kondycji branż oraz przeprowadzono analizę spektralną i cross-spektralną. Wykonane analizy pozwoliły na określenie długości i amplitudy cyklu kondycji ekonomiczno-finansowej gałęzi przemysłu przetwórczego oraz wskazanie powiązań pomiędzy wahaniami cyklicznymi kondycji tych gałęzi.

Słowa kluczowe: wahania cykliczne, indeks kondycji, analiza harmoniczna, analiza spektralna

JEL: E32, E37, C22

* Uniwersytet Marii Curie-Skłodowskiej, Wydział Ekonomiczny, Instytut Ekonomii i Finansów; e-mail: akijek@poczta.umcs.lublin.pl.

1. Wstęp

Światowy kryzys gospodarczy spowodował wzrost zainteresowania badaniami nad dynamiką cyklu koniunkturalnego oraz nad przyczynami kryzysów. Badania cykliczności zmian sytuacji ekonomicznej w Polsce koncentrują się przede wszystkim na analizie ich przebiegu na poziomie gospodarki krajowej oraz na porównaniach międzynarodowych. Autorami prac z tego zakresu są: Skrzypczyński (2010), Gradzewicz i in. (2010), Bruzda (2011). Wykorzystują oni metody analizy szeregów czasowych (analizę spektralną, analizę falkową) do charakterystyki cyklu koniunkturalnego w Polsce oraz do porównania go z cyklami gospodarczymi występującymi w gospodarkach krajów strefy euro. Gradzewicz i in. (2010) spośród rozpatrywanych agregatów makroekonomicznych analizują cykliczność zmian wartości dodanej wytworzonej w sektorze przemysłowym, budowlanym, usług rynkowych, usług nierynkowych i w rolnictwie. Lenart i Pipień (2012) proponują, by w badaniach cykliczności zastosować dyskretne spektrum okresowo prawie skorelowanych szeregów czasowych na przykładzie indeksów produkcji przemysłowej polskiej gospodarki. Brakuje jednak badań cykliczności zmian sytuacji ekonomicznej w sektorach gospodarki. Dostarczają one równie cennych informacji, które pozwalają nie tylko na ocenę wahań kondycji w sektorach, ale również na wyjaśnienie zmian dokonujących się na poziomie całej gospodarki.

Badanie sytuacji ekonomiczno-finansowej branż gospodarczych prowadzą różne instytucje: firmy konsultingowe, instytuty naukowo-badawcze oraz ośrodki akademickie (Kwiatkowska-Ciotucha, Załuska 2001; Kwiatkowska-Ciotucha 2002; Kijek 2008). W drugiej grupie podmiotów ważną rolę odgrywa Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, który co pół roku publikuje mapę ryzyka inwestycyjnego dla branż przemysłowych i nieprzemysłowych polskiej gospodarki. Analiz sytuacji gospodarczej Polski dokonuje także Ministerstwo Gospodarki, które prezentuje je w wydawanych kwartalnie i rocznie raportach. Badania te są źródłem informacji o kondycji sektorów polskiej gospodarki i mogą stanowić punkt wyjścia do analiz cykliczności zmian ich sytuacji oraz do oceny wzajemnego oddziaływania kondycji sektorów.

W badaniach cykliczności zmian sytuacji ekonomiczno-finansowej sektorów gospodarczych wykorzystuje się metody analizy szeregów czasowych. Umożliwiają one wyodrębnienie z szeregów czasowych komponentów o charakterze deterministycznym i stochastycznym. W przypadku badania cykliczności szczególnie przydatna jest reprezentacja procesów stochastycznych w dziedzinie częstotliwości. Analiza w dziedzinie częstotliwości, inaczej zwana analizą spektralną, pozwala na określenie, jak cykle o danych częstotliwościach wpływają na wahania aktywności gospodarczej, oraz na wykorzystanie tych informacji do prognozowania sytuacji gospodarczej.

Wiedza na temat sytuacji w sektorach gospodarczych, fazy cyklu, w której się znajduje dana branża, oraz przewidywania jej kondycji może być podstawą opracowywania założeń i kierunków polityki gospodarczej. Może być wykorzystana również na niższych szczeblach gospodarki, przez kierownictwo przedsiębiorstw działających w danej branży lub podmiotów z nimi współpracujących, banki czy towarzystwa ubezpieczeniowe. Prognozy sytuacji ekonomiczno-finansowej sektorów informują również o atrakcyjności inwestycyjnej branż i w konsekwencji mogą wpływać na strukturę portfeli inwestorów.

Celem niniejszego artykułu jest analiza mechanizmów oraz powiązań cyklicznych zmian sytuacji ekonomiczno-finansowej gałęzi polskiego przemysłu przetwórczego. Wobec niedostatku tego typu badań ich przeprowadzenie pozwoli na zmniejszenie luki w literaturze przedmiotu oraz zachęci do ich kontynuacji i rozwoju.

Artykuł został podzielony na dwie części: metodologiczną i empiryczną. Rozdział drugi wprowadza w zagadnienie oceny sytuacji ekonomiczno-finansowej sektorów gospodarczych. Rozdział trzeci prezentuje metody badawcze służące do analizy cykliczności zmian kondycji sektorów. Kolejno zostały przedstawione metody oceny kondycji branż, metody analizy harmonicznej oraz metody analizy spektralnej i cross-spektralnej. W następnym rozdziale zastosowano opisane metody w badaniu empirycznym.

2. Kondycja ekonomiczno-finansowa sektorów gospodarczych i jej pomiar

Kondycja w ekonomii oznacza sytuację finansową obiektu lub grupy obiektów gospodarczych, będącą skutkiem podejmowanych przez nie decyzji i związanych z tym perspektyw (Siemińska 2003). Rozpatrując kondycję ekonomiczno-finansową branży, należy pamiętać, że jest ona pochodną sytuacji panującej w przedsiębiorstwach w niej funkcjonujących. Dlatego jej ocena powinna uwzględniać wyniki finansowe osiągane przez poszczególne podmioty gospodarcze należące do danego sektora.

Ocena sytuacji ekonomiczno-finansowej branży jest złożona i wielowątkowa, w związku z czym istnieje poważny problem z pomiarem tego zjawiska. Badanie powinno mieć zatem wielokryterialny charakter oraz opierać się na miernikach odzwierciedlających różne aspekty sytuacji finansowej przedsiębiorstw. Kryteria doboru mierników do badania kondycji sektorów gospodarczych należy określić w taki sposób, aby dokonana ocena była wszechstronna i obiektywna. W tym celu najczęściej stosowane są narzędzia analizy wskaźnikowej. Uniwersalność i porównywalność wskaźników finansowych powoduje, że w ocenie uwzględniane są różne aspekty sytuacji finansowej podmiotów gospodarczych funkcjonujących w odmiennych branżach. Ze względu na duże znaczenie przyjętych cech diagnostycznych dla poprawności klasyfikacji oraz dla ich walorów poznawczych ważna jest merytoryczna znajomość danej branży przez badacza.

Sektory gospodarcze są elementem gospodarki krajowej i podobnie jak w jej przypadku ich sytuacja ekonomiczno-finansowa podlega cyklicznym zmianom. Wahania cykliczne w gospodarce obserwowane są jako fluktuacje podstawowych agregatów ekonomicznych (produktu, zatrudnienia, konsumpcji, cen, nakładów inwestycyjnych) wokół długookresowego trendu (Burns, Mitchell 1946; Lucas 1977). W przypadku sektorów gospodarczych bardzo ważną rolę odgrywają badania nad cyklicznością zmian sytuacji ekonomiczno-finansowej branż, których celem jest określenie ich aktualnej oraz przyszłej pozycji.

Wahania aktywności gospodarczej odznaczają się pewnymi prawidłowościami, które są charakterystyczne dla cykli koniunkturalnych, niezależnie od kraju czy od czasu wystąpienia (Lubiński 2004, s. 12). Typowe zdarzenia w trakcie wahań koniunkturalnych określa się mianem stylizowanych faktów. Kształtowanie kondycji sektorów również podlega pewnym prawidłowościom, które z jednej strony są typowe dla cykli na poziomie gospodarki, a z drugiej strony odznaczają się swoistością. W związku z tym badanie cykliczności zmian sytuacji sektorów gospodarczych dostarczy informacji na temat ich regularności.

3. Metodyka badań

3.1. Metody oceny kondycji ekonomiczno-finansowej sektorów

Kondycja sektorów gospodarczych jest zjawiskiem złożonym i przy jej ocenie należy wziąć pod uwagę wiele mierników odzwierciedlających sytuację ekonomiczno-finansową podmiotów gospodarczych. Wielokryterialny charakter badań sprawia, że stosuje się w nich metody wielowymiarowej analizy statystycznej. W tym celu na podstawie mierników cząstkowych konstruuje się zmienne, które w sposób syntetyczny opisują kondycję branż. Zmienna syntetyczna nazywana jest w niniejszym artykule indeksem kondycji branż. Przegląd metod służących do oceny sytuacji ekonomiczno-finansowej sektorów zawarty jest w pracy Kijka (2008).

Na początkowym etapie należy wybrać mierniki cząstkowe, czyli wszystkie dostępne czynniki odzwierciedlające sytuację ekonomiczno-finansową podmiotów gospodarczych. Następnie przeprowadza się klasyfikację mierników ze względu na sposób ich oddziaływania na kondycję branż. W związku z tym określa się zmienne o charakterze stymulant, destymulant i nominant. Spośród zaproponowanych wskaźników za pomocą metod statystycznych wybiera się wskaźniki diagnostyczne. W pracy do tego celu zastosowano metodę Warda (1963). Jest ona jednym z wariantów hierarchicznej metody aglomeracyjnej i jedną z najczęściej wykorzystywanych metod doboru cech diagnostycznych. Polega ona na budowie diagramu w kształcie drzewa (dendrogramu) obrazującego powiązania pomiędzy zmiennymi, a następnie jego podziale na skupienia zmiennych, spośród których wybierane są ich reprezentantki.

Kolejny etap polega na normalizacji cech w celu umożliwienia ich agregacji, przy czym w przeprowadzonym badaniu posłużono się unitaryzacją zerowaną. Charakteryzuje się tym, że odchylenie wartości zmiennej od wartości minimalnej lub maksymalnej jest porównywane z rozstępem normowanej zmiennej (Grabiński 1992, s. 35 – 36). Zaletą tej metody jest unormowanie wartości zmiennej w przedziale $[0, 1]$. Z tego względu oraz dzięki dostosowaniu do różnego rodzaju zmiennych jest ona szeroko wykorzystywana w badaniach porównawczych obiektów wielocechowych. Formuły normalizacyjne przyjmują postać:

– dla stymulant:

$$z_{jk} = \frac{x_{jk} - \min_j \{x_{jk}\}}{\max_j \{x_{jk}\} - \min_j \{x_{jk}\}} \quad (1)$$

– dla destymulant:

$$z_{jk} = \frac{\max_j \{x_{jk}\} - x_{jk}}{\max_j \{x_{jk}\} - \min_j \{x_{jk}\}} \quad (2)$$

– dla nominant z wartością nominalną N_k :

$$z_{jk} = \begin{cases} \frac{x_{jk} - \min_j \{x_{jk}\}}{N_k - \min_j \{x_{jk}\}}, & \text{gdy } x_{jk} \leq N_k \\ \frac{\max_j \{x_{jk}\} - x_{jk}}{\max_j \{x_{jk}\} - N_k}, & \text{gdy } x_{jk} > N_k \end{cases} \quad (3)$$

– dla nominant z przedziałem nominalnym $[N_{1k}, N_{2k}]$:

$$z_{jk} = \begin{cases} \frac{x_{jk} - \min_j \{x_{jk}\}}{N_{1k} - \min_j \{x_{jk}\}}, & \text{gdy } x_{jk} < N_{1k} \\ 1, & \text{gdy } N_{1k} \leq x_{jk} \leq N_{2k} \\ \frac{\max_j \{x_{jk}\} - x_{jk}}{\max_j \{x_{jk}\} - N_{2k}}, & \text{gdy } x_{jk} > N_{2k} \end{cases} \quad (4)$$

gdzie:

z_{jk} – znormalizowana wartość k -tej zmiennej w j -tym obiekcie,

x_{jk} – pierwotna wartość k -tej zmiennej w j -tym obiekcie.

Występowanie obserwacji nietypowych w rozkładach niektórych zmiennych i związane z tym zagrożenie zniekształceniem wyników powodują trudności z właściwym dostosowaniem formuł unitaryzacyjnych. Rozwiązaniem było zastąpienie wartości minimalnej i maksymalnej zmiennej odpowiadającymi im wielkościami z rozkładów powstałych po wyeliminowaniu obserwacji skrajnych oraz przy uwzględnieniu specyfiki wskaźników. Identyfikacja obserwacji skrajnych została przeprowadzona na podstawie graficznej analizy rozkładów wskaźników. W przypadku występowania wartości mniejszych od nowej wartości minimalnej oraz większych od nowej wartości maksymalnej zastępowano je wyznaczonymi wielkościami ekstremalnymi.

Dla wybranego zestawu zmiennych buduje się następnie syntetyczny miernik kondycji branż, określany jako indeks kondycji. Agregację przeprowadzono za pomocą formuł bezwzorcowych, które uśredniają znormalizowane wartości zmiennych przy wykorzystaniu systemu wag, zgodnie z poniższą formułą (Gabiński 1992, s. 141):

$$z_j = \sum_{k=1}^K \alpha_k z_{jk} \quad (5)$$

gdzie:

z_j – wartość zmiennej syntetycznej dla j -tego obiektu,

α_k – waga nadana k -tej zmiennej zgodnie ze wzorem (Gabiński 1992, s. 34):

$$\alpha_k = \frac{V_k}{\sum_{k=1}^K V_k} \quad (6)$$

gdzie V_k – współczynnik zmienności k -tej zmiennej.

Tak skonstruowany miernik syntetyczny przyjmuje wartości z przedziału $[0, 1]$. Jeżeli jego wartość jest zbliżona do jedności, oznacza to dobrą kondycję, a jeśli jest bliska zera, świadczy to o słabej kondycji. W związku z tym wartość miernika może być uznawana za stopień natężenia badanego zjawiska, a w przypadku prowadzonego badania – za poziom kondycji sektorów. Wartość badawcza tak skonstruowanego miernika zależy od zakresu informacji, które będą brane pod uwagę do jego obliczenia. Dlatego ważne jest, by uwzględniono jak najwięcej mierników cząstko-

wych. W dalszym postępowaniu indeksy kondycji wybranych branż zostały wykorzystane w analizie harmonicznnej oraz analizie spektralnej i cross-spektralnej.

3.2. Analiza harmoniczna indeksów kondycji branż

Indeks kondycji branż odzwierciedla sytuację ekonomiczno-finansową sektorów gospodarczych. Zmiany tej sytuacji, podobnie jak w przypadku gospodarki, odznaczają się cyklicznością. Dlatego do jej badania należy wykorzystać odpowiednie metody, które pozwalają na wyodrębnienie z szeregów czasowych składowych cyklicznych. Jedną z metod analizy cykliczności zjawisk jest analiza harmoniczna, którą zastosowano w przeprowadzonym badaniu. Badanie to dostarczy informacji o mechanizmach zmian sytuacji w sektorach, pozwoli na ustalenie aktualnej fazy rozwoju oraz umożliwi prognozowanie kondycji.

Analiza harmoniczna prowadzi do dekompozycji badanej zmiennej na funkcje sinusoidalne i cosinusoidalne, tzw. harmoniki (Hamilton 1994, s. 160; Cieślak 2001, s. 86-87) zgodnie z poniższą formułą (dla parzystej liczby obserwacji T):

$$y_t = \hat{\mu} + \sum_{j=1}^{T/2} \{ \hat{\alpha}_j \sin(w_j t) + \hat{\delta}_j \cos(w_j t) \} \quad (7)$$

przy czym:

$$w_j = \frac{2\pi j}{T}$$

gdzie:

$\hat{\mu}$ – średnia z próby,
 $\hat{\alpha}_j, \hat{\delta}_j$ – parametry.

W równaniu (1) składowa sinusoidalna o numerze $T/2$ jest równa zero, zatem po jej usunięciu po prawej stronie pozostaje $T - 1$ składowych harmonicznnych oraz T parametrów. Ponieważ harmoniki są ortogonalne względem siebie, każda z nich wyjaśnia swoistą część wariancji, a łącznie objaśniają całą wariancję zmiennej. Zastosowanie przedstawionej dekompozycji pozwala przeanalizować cykliczność wahań wokół poziomu średniego.

W modelu najczęściej nie ma potrzeby ujmowania wszystkich harmonik; uwzględnia się jedynie te, które najlepiej wyjaśniają zmienność badanej zmiennej (Cieślak 2001, s. 87). Dodatkowo, wadą dekompozycji (1) jest nieuwzględnienie tendencji rozwojowej oraz ograniczenie się do harmonik o dyskretnych częstotliwościach w_j , będących wielokrotnością wyrażenia $2\pi/T$. Ograniczeń tych można uniknąć dzięki oszacowaniu modelu z tendencją rozwojową oraz istotnymi harmonikami o częstotliwościach zapewniających najwyższy stopień wyjaśniania wariancji analizowanej zmiennej:

$$y_t = f(t) + \sum_{j=1}^p \hat{\alpha}_j \sin(w_j t) + \sum_{k=1}^q \hat{\delta}_k \cos(w_k t) + \varepsilon_t \quad (8)$$

przy czym:

$$w_j \in (0, \pi]$$

gdzie $f(t)$ jest tendencją rozwojową lub stałą.

W modelu tym, ze względu na uwzględnianie tylko istotnych harmonik, liczba parametrów na ogół jest znacznie mniejsza od liczby obserwacji. Zastosowanie takiego podejścia pozwala na precyzyjne oszacowanie częstotliwości oraz amplitud cykli o największym znaczeniu dla rozwoju badanego zjawiska.

W celu otrzymania modelu (2) najpierw szacuje się parametry równania (1) bez składowej sinusoidalnej o numerze $T/2$ dla badanej zmiennej po wyeliminowaniu deterministycznego trendu z szeregu czasowego. W ten sposób ustalone zostają udziały pojedynczych składowych harmonicznych w wyjaśnianiu całkowitej wariancji zmiennej. Następnie metodą najmniejszych kwadratów estymuje się parametry modeli dla badanej zmiennej zawierających tendencję rozwojową (lub stałą w przypadku nieistotności parametrów przy zmiennej czasowej) i składowe harmoniczne, w kolejności zgodnej z ustalonymi wcześniej malejącymi udziałami w wyjaśnianiu całkowitej wariancji, aż do uzyskania pożądanej postaci modelu.

Pierwszy z tak oszacowanych modeli zawiera liniową tendencję rozwojową oraz składową harmoniczną o największym udziale w wyjaśnianiu całkowitej wariancji zmiennej. Estymując parametry modelu, jednocześnie wyznacza się, za pomocą algorytmu optymalizacyjnego, długość cyklu składowej harmoniczej, aby zmaksymalizować stopień wyjaśnienia zmienności zmiennej (współczynnik R^2). Jeżeli w modelu znajdują się nieistotne parametry (na przyjętym poziomie istotności), to odpowiadające im współczynniki są usuwane z modelu. Na kolejnych etapach szacowane są parametry modeli zawierających liniową tendencję rozwojową (lub stałą w przypadku nieistotności parametru przy zmiennej czasowej) i kolejne składowe harmoniczne (przy równoczesnym ustaleniu ich długości za pomocą algorytmu optymalizacyjnego). Postępowanie kończy się, gdy otrzymanego modelu nie można poprawić dzięki wprowadzeniu istotnej składowej harmoniczej.

3.3. Analiza spektralna i cross-spektralna indeksów kondycji branż

Analiza spektralna pozwala ustalić, jak na zmienność badanego zjawiska wpływają wahania cykliczne o różnych długościach. Do tego celu wykorzystuje się spektrum mocy procesu, które jest funkcją odwzorowującą rozkład wariancji procesu w dziedzinie częstotliwości (Hamilton 1994, s. 61). Jedną z metod estymacji spektrum mocy jest podejście parametryczne, zgodnie z którym na podstawie empirycznych autokowariancji szacuje się periodogram z próby dla dyskretnych częstotliwości z przedziału $[0, \pi]$. W celu zmniejszenia wariancji periodogramu przeprowadza się jego wygładzanie, co z kolei powoduje jego nieobciążoność. W pracy zastosowano wygładzanie w dziedzinie częstotliwości z wagami okna Parzena z opóźnieniem dobranym zgodnie z propozycją Chatfielda (1996, s. 115).

Analiza cross-spektralna stanowi rozszerzenie analizy spektralnej na przypadek dwuwymiarowy. Bada siłę powiązań pomiędzy komponentami cyklicznymi dla dwóch zmiennych, a także wskazuje na występujące wyprzedzenia i opóźnienia pomiędzy odpowiadającymi sobie cyklami. W analizach cross-spektralnych podstawową rolę odgrywa cross-spektrum mocy pomiędzy dwiema zmiennymi. Składa się ono z dwóch części – rzeczywistej, zwanej kospektrum mocy, oraz urojonej, określanej jako kwadraturowe spektrum mocy (Hamilton 1994, s. 270–271). Kospektrum oraz kwadraturowe spektrum mocy wykorzystuje się do wyznaczenia statystyk cross-spektralnych: koherencji, wzmocnienia i przesunięcia fazowego (Hamilton 1994, s. 275; Sargent 1987,

s. 269). Wszystkie wymienione miary są funkcją częstotliwości, a więc umożliwiają badanie zależności pomiędzy zmiennymi dla różnych częstotliwości.

Koherencja określa siłę zależności pomiędzy zmiennymi dla określonej częstotliwości. Interpretowana jest jako współczynnik R^2 dla regresji jednej zmiennej względem drugiej. Tym samym koherencja mierzy, jaka część wariancji jednej zmiennej jest wyjaśniana przez zmienność drugiej zmiennej dla przyjętej częstotliwości. Wzmocnienie stanowi moduł współczynnika regresji wyznaczonego dla funkcji regresji pomiędzy dwiema zmiennymi. Informuje ono o relacji między amplitudami obydwu zmiennych dla zadanej częstotliwości. Ostatnia ze statystyk, przesunięcie fazowe, wskazuje na wielkość przesunięcia w czasie jednej zmiennej w stosunku do drugiej dla danej częstotliwości.

Omawiając statystyki wzmocnienia i przesunięcia fazowego, należy zwrócić uwagę na ważną własność. Wartość poznawcza obydwu statystyk dla danej częstotliwości jest ściśle powiązana z wartością koherencji dla tej częstotliwości (Warner 1998). Wzmocnienie i przesunięcie fazowe są tym bardziej wiarygodnymi miarami, im większą wartość przyjmuje koherencja. Wynika to z faktu, że błąd ich estymacji jest odwrotnie proporcjonalny do kwadratu koherencji. Oznacza to, że spadek wartości koherencji powoduje wzrost błędu estymacji wzmocnienia i przesunięcia fazowego. Dlatego potrzebny jest odpowiednio wysoki poziom koherencji dla danej częstotliwości, aby precyzyjnie oszacować relacje amplitud oraz przesunięcie w czasie między zmiennymi.

4. Analiza cykliczności kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego

4.1. Źródła informacji i charakterystyka danych

Badanie kondycji ekonomiczno-finansowej gałęzi polskiego przemysłu przetwórczego przeprowadzono na podstawie danych pochodzących z informatorów *Wyniki finansowe podmiotów gospodarczych* publikowanych przez Główny Urząd Statystyczny (GUS 1998–2011). Źródłem informacji dla tych publikacji są sprawozdania sporządzane na formularzu F-01/I-01 przez podmioty prowadzące księgi rachunkowe, zatrudniające więcej niż 9 osób. Zakres czasowy analizy obejmował 28 półroczy w okresie od I półrocza 1998 r. do II półrocza 2011 r.

W roli obiektów występowały gałęzie polskiego przemysłu przetwórczego. Działy zgrupowane w sekcji D: przetwórstwo przemysłowe, podzielono na pięć gałęzi. Dodatkowo jako obiekt została uwzględniona sekcja przetwórstwa przemysłowego. Ze względu na zmianę klasyfikacji PKD w 2007 r. należało poklasyfikować działy w taki sposób, aby zapewnić ciągłość i porównywalność otrzymanych wyników. Analiza dotyczyła działów grupujących przedsiębiorstwa, które zatrudniają powyżej 49 osób. Wykaz obiektów badawczych prezentuje tabela 1.

Informatory *Wyniki finansowe podmiotów gospodarczych* zawierają dane o przychodach, kosztach i wynikach finansowych oraz aktywach, pasywach i nakładach na środki trwałe podmiotów prowadzących działalność gospodarczą. Dane te posłużyły autorowi do obliczenia wskaźników, które zostały wykorzystane do oceny kondycji ekonomiczno-finansowej gałęzi przemysłu przetwórczego.

4.2. Ocena kondycji ekonomiczno-finansowej gałęzi przemysłu przetwórczego

Na początkowym etapie badania wskazane zostały mierniki mające związek z poziomem kondycji ekonomiczno-finansowej branż. Przy doborze mierników do badania uwzględniono przesłanki zarówno merytoryczne, jak i statystyczne. W rezultacie wybrane zostały wskaźniki opisujące różne aspekty działalności przedsiębiorstw. Ze względu na kompleksowość i skuteczność metod analizy wskaźnikowej w ocenie sytuacji ekonomiczno-finansowej obiektów wzięto pod uwagę przede wszystkim wskaźniki finansowe. Ważnym czynnikiem przy doborze wskaźników była dostępność danych statystycznych stosowanych do ich obliczania.

Zastosowano mierniki zakwalifikowane do pięciu grup: wskaźników płynności, wskaźników zdolności do obsługi długu, wskaźników obrotowości, wskaźników rentowności (Karpuś, Węclawski 1995; Sierpińska, Jachna 1997) oraz wskaźników uzupełniających. Cztery pierwsze grupy zawierają klasyczne wskaźniki prezentowane w literaturze i wykorzystywane w analizie finansowej. Wskaźniki płynności finansowej obrazują stopień wypłacalności przedsiębiorstw, czyli zdolność do wywiązywania się ze zobowiązań za pomocą płynnych zasobów firmy. Jako wskaźniki do zdolności do obsługi długu wykorzystano wskaźniki charakteryzujące strukturę finansowania majątku kapitałami własnymi i zobowiązaniami oraz wskaźniki opisujące zdolność przedsiębiorstwa do spłaty kredytów wraz z odsetkami. Wskaźniki obrotowości umożliwiają badanie sposobu gospodarowania posiadanymi zasobami majątkowymi. Wskaźniki rentowności służą do oceny efektywności finansowej przez porównanie poziomu wypracowanego zysku z przychodami ze sprzedaży, wartością majątku lub zaangażowanego kapitału właścicieli. Ostatnia grupa, wskaźniki uzupełniające, obejmuje stopę inwestycji, indeks dynamiki sprzedaży oraz udział liczby przedsiębiorstw z zyskiem netto w całkowitej liczbie przedsiębiorstw w branży. Uwzględnienie stopy inwestycji podyktowane zostało tym, że miernik ten odzwierciedla potencjał produkcyjno-usługowy oraz decyduje o możliwościach rozwojowych branży. Z kolei wyznaczenie indeksów dynamiki sprzedaży pozwala na stwierdzenie, w jakiej fazie rozwoju znajdują się poszczególne sektory. Z tego względu policzone zostały indeksy dynamiki przychodów ze sprzedaży, które skorygowano o wskaźnik inflacji w celu wyeliminowania jej wpływu na badane zjawisko. Wskaźnik udziału przedsiębiorstw rentownych potraktowany został jako uzupełnienie wskaźników z grupy rentowności. Przy wyborze wskaźników wzięto pod uwagę również ich porównywalność pomiędzy branżami oraz dostępność danych do ich wyznaczenia w całym okresie badania.

Klasyfikacja mierników została poprzedzona wnikliwą analizą sposobu ich oddziaływania na kondycję branż. W związku z tym zmienne podzielono na stymulanty, destymulanty i nominanty. Zestawienie wskaźników, ich formuł obliczeniowych i charakteru oddziaływania¹ przedstawia tabela 2.

Pośród zaproponowanych 14 wskaźników wybrano metodą Warda cztery wskaźniki diagnostyczne: wskaźnik rotacji majątku obrotowego, wskaźnik rentowności sprzedaży brutto, wskaźnik płynności szybki oraz indeks dynamiki sprzedaży. Wskaźniki diagnostyczne poddano normalizacji za pomocą unitaryzacji zerowanej, biorąc pod uwagę sposób ich oddziaływania na sytuację ekonomiczno-finansową. Na ich podstawie dla każdego obiektu wyznaczono metodą bezwzorcową syntetyczny miernik kondycji, określany jako indeks kondycji. Tak skonstruowany indeks pozwala na wszechstronną ocenę kondycji branż gospodarki, uwzględnia bowiem szeroki zestaw wskaźni-

¹ W przypadku nominant przyjmując przedziały wartości nominalnych, oparto się na pracy Sierpińskiej i Wędzkiego (1999).

ków odzwierciedlających różne aspekty sytuacji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw. Dlatego na następnych etapach wyznaczone wartości indeksu kondycji dla poszczególnych gałęzi poddano analizie harmonicznej oraz analizie spektralnej i cross-spektralnej.

4.3. Analiza wahań cyklicznych indeksów kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego

Indeksy kondycji dla pięciu gałęzi przemysłu przetwórczego oraz sekcji przetwórstwa przemysłowego posłużyły do budowy modeli ze składowymi harmonicznymi zgodnie z przedstawioną wcześniej procedurą. Przy wprowadzaniu metodą krokową kolejnych komponentów cyklicznych zastosowano progowy poziom istotności równy 0,05. Następnie otrzymane modele posłużyły do wyznaczenia prognoz poziomu kondycji w latach 2012–2014 wraz z 95-procentowymi przedziałami ufności. Parametry oraz statystyki testowe modeli zostały zaprezentowane w tabelach 3–5. W tabeli 3 podano oceny parametrów liniowej tendencji rozwojowej lub stałą, jeżeli współczynnik trendu okazał się nieistotny statystycznie. Tabela 4 zawiera oceny parametrów przy istotnych składowych cyklicznych wraz z odpowiednimi długościami cykli (w latach), a w tabeli 5 zamieszczono wyniki testów dla składnika losowego modeli. Z kolei na wykresie 1 pokazano szeregi czasowe indeksów kondycji, wartości teoretyczne oraz prognozy, wraz z odpowiadającymi im komponentami cyklicznymi. Lewy panel wykresu obrazuje poziomy indeksu kondycji, wartości teoretyczne wynikające z modeli oraz prognozy komponentów cyklicznych dla indeksów kondycji. Prawy panel wykresu wizualizuje rozkład komponentów cyklicznych i stałej/trendu modeli w analizowanym okresie oraz w przedziale czasowym prognozy.

Otrzymane modele odznaczają się dobrym dopasowaniem do danych empirycznych oraz pożądanymi własnościami składnika losowego. Modele i wykresy szeregów dla indeksów kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego wskazują na występowanie cykliczności zmian sytuacji ekonomiczno-finansowej. W przypadku sekcji przetwórstwa przemysłowego najwyższymi amplitudami charakteryzują się cykle o długości 15,2 roku oraz 7,1 roku. Wpływa na to przede wszystkim sytuacja w przemyśle chemicznym, elektromaszynowym i drzewno-papierniczym. Dla tych gałęzi cykle wynoszące około 15 i 7 lat odznaczają się wyraźnie wyższymi amplitudami niż krótsze cykle. Cykle długookresowe dla gałęzi przemysłu spożywczego i lekkiego mają zbliżone amplitudy do cykli krótszych. We wszystkich przypadkach, poza przemysłem lekkim, nałożenie się okresów spadkowych w cyklach długookresowych decyduje o trwającym obecnie pogarszaniu się sytuacji ekonomiczno-finansowej przemysłu przetwórczego. Coraz gorsza kondycja jest też skutkiem długookresowych ujemnych trendów liniowych występujących w gałęziach przemysłu chemicznego, drzewno-papierniczego oraz spożywczego. Ze względu na przedział wartości przyjmowanych przez indeks kondycji należy ostrożnie formułować wnioski na temat trendów liniowych wyodrębnionych z szeregów czasowych.

Analiza wahań komponentów cyklicznych pozwala na zaobserwowanie dłuższych i „łagodniejszych” faz wzrostu wartości indeksu kondycji oraz krótszych i „gwałtowniejszych” faz spadku wartości indeksu. Kolejne fazy wzrostu są zdecydowanie dłuższe, a po nich kondycja branży gwałtownie się załamuje.

Prognozy indeksu kondycji w sekcji przetwórstwo przemysłowe wskazują na utrzymywanie się tendencji do pogarszania się sytuacji ekonomiczno-finansowej. Spadek wartości indeksu kondycji

wynika ze wspomnianego wcześniej nałożenia się okresów spadkowych dwóch dominujących harmonik: 15- i 7-letniej. Wpływa na to przede wszystkim sytuacja w przemyśle chemicznym, drzewno-papierniczym i elektromaszynowym. Słabiej oddziałuje kondycja przemysłu spożywczego ze względu na relatywnie niską amplitudę składowych harmonicznych. Odwrotna sytuacja ma miejsce w przypadku przemysłu lekkiego, dla którego wahania są niewielkie i dodatkowo mają lekką tendencję wzrostową.

Przeprowadzoną specyfikację modeli i wyciągnięte na ich podstawie wnioski należy traktować bardzo ostrożnie. Pomimo tego, że autor dążył do uzyskania jak największej zgodności modeli z danymi empirycznymi, należy mieć na względzie małą liczbę analizowanych próbek, które posłużyły do estymacji parametrów tych modeli.

W celu weryfikacji ustalonych składowych periodycznych wykreślono dodatkowo periodogramy dla indeksów kondycji badanych gałęzi. Po wyeliminowaniu z szeregów czasowych trendu deterministycznego wyznaczono periodogramy oraz dokonano ich wygładzenia w dziedzinie częstotliwości przy zastosowaniu okna Parzena z opóźnieniem do 10 włącznie zgodnie z propozycją Chatfielda. Zostały one zaprezentowane na wykresie 2.

Periodogramy i ich wygładzone wersje potwierdzają, że wahania o długościach cykli około 14 lat i 7 lat najsilniej wpływają na wariancję zmiennej. Dodatkowo we wszystkich przypadkach, poza przemysłem lekkim, występują wyraźne wzrosty wartości periodogramów dla wahań sezonowych półrocznych. Taka sytuacja jest zgodna z wynikami analizy harmonicznej, która wskazała na wysoką istotność składowych sezonowych dla każdej gałęzi oprócz przemysłu lekkiego (parametr przy składowej sezonowej znajduje się na granicy istotności, $p = 0,10$). Innym interesującym rezultatem jest istotność cykli o długości 1,2 roku (zbliżonej do wahań sezonowych) w przemyśle przetwórczym, co jest przede wszystkim konsekwencją sytuacji w przemyśle elektromaszynowym i przemyśle drzewno-papierniczym. Istotność cykli o długości 1,2 roku potwierdziła przeprowadzona analiza harmoniczna, a także piki występujące w periodogramach dla cykli o tej długości.

4.4. Badanie współzależności cykli indeksów kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego

Na kolejnym etapie przeprowadzono badanie współzależności cyklicznych wahań szeregów czasowych indeksów gałęzi przemysłu przetwórczego. Do tego celu zastosowane zostały miary zależności pomiędzy komponentami cyklicznymi szeregów oraz narzędzia analizy cross-spektralnej. Przed przeprowadzeniem analiz wyeliminowano deterministyczny trend oraz wahania sezonowe z szeregów czasowych indeksów kondycji. Tak przygotowane szeregi poddano testom na obecność pierwiastków jednostkowych. Wyniki testów ADF i KPSS dla indeksów kondycji pięciu gałęzi przemysłu przetwórczego zaprezentowano w tabeli 6. Przeprowadzone testy na obecność pierwiastków jednostkowych wskazują na stacjonarność szeregów, co pozwoliło na uniknięcie problemów korelacji pozornych oraz umożliwiło zastosowanie narzędzi analizy cross-spektralnej.

Początkowo wykorzystano dwie podstawowe miary zależności pomiędzy szeregami czasowymi: współczynniki korelacji liniowej Pearsona oraz korelacje krzyżowe. Współczynniki korelacji liniowej obliczono, aby określić siłę i kierunek powiązań pomiędzy wartościami indeksów kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego. Z kolei korelacje krzyżowe oszacowano w celu ustalenia opóź-

nień pomiędzy zmianami ich wartości. Wyznaczone wartości współczynników korelacji liniowej zaprezentowano w tabeli 7, a korelacje krzyżowe w tabeli 8.

Wysokie wartości współczynników korelacji liniowej pomiędzy indeksami kondycji wskazują na istnienie silnego związku między sytuacją ekonomiczno-finansową w poszczególnych gałęziach przemysłu przetwórczego. Najsilniejszą zależnością od pozostałych gałęzi odznacza się przemysł elektromaszynowy, a najniższymi korelacjami charakteryzują się przemysł spożywczy i lekki. Uzupełnieniem analizy równoczesnych współzależności jest ocena opóźnionego lub wyprzedzającego charakteru zależności pomiędzy wahaniami poziomu kondycji. Zmiany kondycji przemysłu spożywczego i lekkiego mają względem siebie charakter równoczesny, a w stosunku do pozostałych gałęzi mają charakter wyprzedzający. Z kolei wahania sytuacji ekonomiczno-finansowej przemysłu chemicznego odznaczają się opóźnieniem w odniesieniu do reszty gałęzi. Sytuacja przemysłu elektromaszynowego i drzewno-papierniczego stanowi przypadek pośredni, tzn. zmiany ich kondycji względem siebie są jednoczesne, opóźnione w stosunku do dwóch pierwszych gałęzi i wyprzedzające w odniesieniu do przemysłu chemicznego.

Następnie oszacowano statystyki cross-spektralne (koherencję, wzmocnienie i przesunięcie fazowe) dla wszystkich par spośród pięciu gałęzi przemysłu przetwórczego. Przy estymacji statystyk zastosowano metodę wygładzania w dziedzinie opóźnień za pomocą okna Parzena, biorąc do obliczeń do 10 opóźnień włącznie. Na wykresie 3 przedstawiono oszacowane statystyki cross-spektralne dla gałęzi przemysłu przetwórczego. Na wykresach prezentujących wartość koherencji linią przerywaną zaznaczono poziom krytyczny miary dla istotności równej 0,05. Z kolei na wykresach wzmocnienia i przesunięcia fazowego naniesiono przedziały ufności przy poziomie ufności 0,95.

W rozpatrywanych pasmach wahań cyklicznych koherencja w zdecydowanej większości przypadków przyjmuje wartości istotnie większe od zera dla przyjętego poziomu istotności. Jedynie w niektórych przypadkach dla wahań o krótszych cyklach (do dwóch lat) koherencja osiąga nieistotne statystycznie wartości. Dotyczy to przede wszystkim przemysłu drzewno-papierniczego. Świadczy to o silnej wzajemnej zależności kondycji gałęzi w przemyśle przetwórczym we wszystkich pasmach wahań cyklicznych.

Analiza wartości wzmocnienia pomiędzy parami obiektów wskazuje, że przemysł spożywczy i lekki odznaczają się niższymi amplitudami niż pozostałe gałęzie w całym paśmie wahań. Najwyższą zmiennością w porównaniu z pozostałymi gałęziami charakteryzuje się natomiast przemysł chemiczny i elektromaszynowy. Amplitudy wahań dla tych gałęzi są około dwukrotnie większe niż dla gałęzi przemysłu przetwórczego o najmniejszej zmienności.

Przesunięcie fazowe dla przemysłu spożywczego i lekkiego przyjmuje wartości bliskie zera. Oznacza to, że w przypadku tych dwóch gałęzi wahania cykliczne pojawiają się w podobnym czasie dla wszystkich pasm. Z kolei w porównaniu z pozostałymi gałęziami wahania cykliczne w przemyśle spożywczym i lekkim mają charakter wyprzedzający (około jednego półrocza). Odwrotna jest sytuacja w przypadku przemysłu chemicznego. Wahania cykliczne w tej gałęzi są opóźnione w stosunku do wahań w pozostałych gałęziach przemysłu przetwórczego. Na podstawie wniosków z analizy cross-spektralnej można ocenić, że wahania cykliczne sytuacji ekonomiczno-finansowej gałęzi polskiego przemysłu przetwórczego cechują się stosunkowo dużą synchronizacją.

5. Podsumowanie

Badanie cykliczności zmian kondycji branż gospodarki stanowi źródło cennej wiedzy na temat mechanizmów rozwoju sytuacji w gospodarce oraz w jej sektorach. Kondycja branż, podobnie jak podstawowe agregaty makroekonomiczne, podlega wahaniom cyklicznym. Wiedza na temat przebiegu cykli oraz ich przewidywanie pozwalają na prowadzenie skutecznej polityki zarówno na szczeblu przedsiębiorstw czy sektorów, jak również na poziomie całej gospodarki. Z zaprezentowanej analizy wynikają bardzo ciekawe wnioski. Należy jednak pamiętać o słabej stronie przeprowadzonej analizy, a mianowicie o liczności analizowanych próbek. Z tego powodu do wniosków wyciągniętych na podstawie badania należy podchodzić ostrożnie. Niewątpliwie mogą one stanowić przyczynek do dyskusji na temat analiz sytuacji w sektorach gospodarczych, a zastosowane metody mogą podlegać dalszemu rozwojowi.

Otrzymane wyniki potwierdzają, że obecnie mamy do czynienia z pogarszaniem się sytuacji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw przemysłu przetwórczego. Wpływa na to przede wszystkim sytuacja w przemyśle chemicznym i drzewno-papierniczym. Jedynie kondycja przemysłu lekkiego jest stosunkowo stabilna i ma on dobre perspektywy na najbliższą przyszłość. Pogarszanie się koniunktury w przemyśle przetwórczym spowodowane jest nałożeniem się okresów spadkowych w najdłuższych cyklach, o długości około 15 i 7 lat, które charakteryzują się najwyższymi amplitudami. Zgodnie z przeprowadzonymi analizami tendencja spadkowa ma się utrzymywać w latach 2012–2014.

Powyższe wnioski zgodne są z ustaleniami poczynionymi przez Gradzewicza i in. (2010), Skrzypczyńskiego (2010) oraz Lenarta i Pipienia (2012), którzy stwierdzili, że na zmienność analizowanych szeregów najsilniej wpływają cykle o długości 7–8 lat. Dodatkowo, podobnie jak w niniejszej pracy, wskazali na istotność oddziaływania wahań cyklicznych o długości 3–4 lat. W odróżnieniu od wymienionych badaczy autor niniejszego artykułu nie ograniczał się do cykli o długości do 10 lat, które były przez nich traktowane jako trend. Dlatego oprócz podanych cykli stwierdził istotność cykli o długości około 15 lat.

Analiza cross-spektralna potwierdziła istnienie silnej zależności pomiędzy wahaniami cyklicznymi gałęzi przemysłu przetwórczego. Wahania cykliczne kondycji w przemyśle spożywczym i lekkim, odznaczające się najniższymi amplitudami, mają wyprzedzający charakter w stosunku do wahań kondycji w pozostałych gałęziach. Z kolei zmiany sytuacji ekonomiczno-finansowej przemysłu chemicznego mają najwyższą amplitudę i przy tym są opóźnione w porównaniu ze zmianami sytuacji w pozostałych gałęziach przemysłu przetwórczego.

Zaprezentowane wyniki stanowią dobre źródło wiedzy na temat zmian sytuacji ekonomiczno-finansowej gałęzi w polskim przemyśle przetwórczym. W kolejnych latach, wraz z wydłużaniem się szeregów czasowych, kontynuowanie analiz pozwoli na ich weryfikację i rozwój.

Bibliografia

- Bruzda J. (2011), Business cycle synchronization according to wavelets – the case of Poland and euro zone member countries, *Bank i Kredyt*, 42(7), 5–32.
- Burns A.M., Mitchell W.C. (1946), *Measuring business cycles*, National Bureau of Economic Research, New York.

- Chatfield C. (1996), *The analysis of time series: an introduction*, Chapman & Hall, London.
- Cieślak M., red. (2001), *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowanie*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Gradzewicz M., Growiec J., Hagemeyer J., Popowski P. (2010), Cykl koniunkturalny w Polsce – wnioski z analizy spektralnej, *Bank i Kredyt*, 41(5), 41–76.
- Grabiński T. (1992), *Metody taksonometrii*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków.
- GUS, *Wyniki finansowe podmiotów gospodarczych* I – VI 2002, I – XII 2002, I – VI 2003, I – XII 2003, I – VI 2004, I – XII 2004, I – VI 2005, I – XII 2005, I – VI 2006, I – XII 2006, I – VI 2007, I – XII 2007, I – VI 2008, I – XII 2008, I – VI 2009, I – XII 2009, I – VI 2010, I – XII 2010, I – VI 2011, I – XII 2011, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Hamilton J.D. (1994), *Time series analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Karpuś P., Węclawski J., red. (1995), *Wybrane problemy zarządzania bankami i przedsiębiorstwami*, Wydawnictwo UMCS, Lublin.
- Kijek A. (2008), *Modelowanie ryzyka portfela kredytowego banków w ujęciu branżowym*, Wydawnictwo UMCS, Lublin.
- Kwiatkowska-Ciotucha D. (2002), *Ranking branż produkcyjnych w Polsce w 2000 r.*, Prace Naukowe AE we Wrocławiu, Seria: Ekonometria IX, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.
- Kwiatkowska-Ciotucha D., Załuska U. (2001), Branże produkcyjne w Polsce w latach 1995–1999, *Wiadomości Statystyczne*, 9, 7–14.
- Lenart Ł., Pipień M. (2012), *Almost periodically correlated time series in business fluctuations analysis*, NBP Working Papers, 107, National Bank of Poland, Warsaw.
- Lubiński M. (2004), *Analiza koniunktury i badanie rynków*, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa.
- Lucas R.E. (1977), *Understanding Business Cycles*, w: K. Brunner, A.H. Meltzer (red.), *Stabilization of the domestic and international economy*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 5, North-Holland, Amsterdam.
- Sargent T.J. (1987), *Macroeconomic theory*, Academic Press, London.
- Skrzypczyński P. (2010), *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej*, Materiały i Studia NBP, 252, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Siemińska E. (2003), *Finansowa kondycja firmy. Metody pomiaru i oceny*, Poltext, Warszawa.
- Sierpińska M., Jachna T. (1997), *Ocena przedsiębiorstwa według standardów światowych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Sierpińska M., Wędzki D. (1999), *Zarządzanie płynnością finansową w przedsiębiorstwie*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Ward J. (1963), Hierarchical grouping to optimize an objective function, *Journal of the American Statistical Association*, 58, 236–244.
- Warner R.M. (1998), *Spectral analysis of time series data*, The Guilford Press, New York.

Aneks

Tabela 1

Lista obiektów badawczych

Nr obiektu	Symbol obiektu	Nazwa obiektu
1	CHE	Przemysł chemiczny
2	DRP	Przemysł drzewno-papierniczy
3	ELM	Przemysł elektromaszynowy
4	LEK	Przemysł lekki
5	SPO	Przemysł spożywczy
6	PRP	Przetwórstwo przemysłowe

Źródło: opracowanie na podstawie schematu klasyfikacji PKD GUS.

Tabela 2

Lista zmiennych wykorzystanych do badania kondycji branż

Nr zmiennej	Grupa mierników	Symbol zmiennej	Nazwa zmiennej	Formuła obliczeniowa	Charakter zmiennej
1	Płynność	WPB	wskaźnik płynności bieżącej	aktywa bieżące/ zobowiązania bieżące	N(1,5 – 2,0)
2		WPS	wskaźnik szybki	(aktywa bieżące – zapasy)/ zobowiązania bieżące	N(1,0 – 1,5)
3	Zdolność do obsługi zadłużenia	WZU	wskaźnik udziału długu w przychodach ze sprzedaży	(długo- i krótkoterminowe kredyty, pożyczki i emisje dłużnych papierów wartościowych)/ przychody ze sprzedaży	D
4		WZP	wskaźnik pokrycia długu nadwyżką finansową	(zysk netto + amortyzacja)/ (długo- i krótkoterminowe kredyty, pożyczki i emisje dłużnych papierów wartościowych)	S
5	Obrotowość	WOM	wskaźnik rotacji majątku obrotowego	przychody ze sprzedaży/ aktywa obrotowe	S
6		WOZ	wskaźnik rotacji zapasów	przychody ze sprzedaży/ zapasy	S
7		WON	wskaźnik rotacji należności	przychody ze sprzedaży/ należności krótkoterminowe	S
8		WOB	wskaźnik rotacji zobowiązań krótkoterminowych	przychody ze sprzedaży/ zobowiązania krótkoterminowe	S
9	Rentowność	WRB	wskaźnik rentowności sprzedaży brutto	zysk brutto/ przychody ze sprzedaży	S
10		WRN	wskaźnik rentowności sprzedaży netto	zysk netto/ przychody ze sprzedaży	S
11		WRK	wskaźnik poziomu kosztów	koszty ogółem/ przychody ogółem	D
12	Uzupełniające	WUI	stopa inwestycji	nakłady inwestycyjne ogółem/amortyzacja	S
13		WUS	indeks dynamiki sprzedaży	przychody ze sprzedaży (t) /przychody ze sprzedaży (t – 1)	S
14		WUU	udział przedsiębiorstw rentownych w ogólnej liczbie przedsiębiorstw	liczba jednostek z zyskiem netto/ogólna liczba jednostek	S

S – stymulanta, D – destymulanta, N(a – b) – nominanta z przedziałem nominalnym (a – b).

Tabela 3

Oceny parametrów liniowego trendu w modelach indeksów kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego

	Parametr					
	PRP	SP	LEK	CHE	ELM	DRP
Stała	0,525***	0,529***	0,321***	0,704***	0,380***	0,594***
Czas	-0,005***	-0,003***	0,002**	-0,011***	x	-0,008***

Uwagi:

* istotność na poziomie 0,1; ** istotność na poziomie 0,01; *** istotność na poziomie 0,001;

x – parametr nieistotny statystycznie na poziomie 0,1.

Tabela 4

Oceny parametrów przy składowych cyklicznych w modelach indeksów kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego

PRP			SP		
składowa cykliczna	długość cyklu (w latach)	parametr	składowa cykliczna	długość cyklu (w latach)	parametr
$\sin(0,066\pi)$	15,2	-0,105***	$\sin(0,067\pi)$	14,9	-0,060***
$\sin(0,14\pi)$	7,1	0,043***	$\sin(0,149\pi)$	6,7	0,021***
$\cos(0,14\pi)$	7,1	0,031***	$\cos(0,149\pi)$	6,7	0,025***
$\sin(0,216\pi)$	4,6	0,022***	$\sin(0,207\pi)$	4,8	0,019***
$\sin(0,854\pi)$	1,2	-0,016**	$\sin(0,337\pi)$	3,0	0,016***
$\cos(\pi)$	1	0,026***	$\cos(\pi)$	1	0,022***
LEK			CHE		
składowa cykliczna	długość cyklu (w latach)	parametr	składowa cykliczna	długość cyklu (w latach)	parametr
$\sin(0,079\pi)$	12,6	-0,043***	$\sin(0,063\pi)$	15,9	-0,120***
$\sin(0,143\pi)$	7	0,028***	$\sin(0,139\pi)$	7,2	0,042***
$\sin(0,231\pi)$	4,3	0,019**	$\cos(0,139\pi)$	7,2	0,020**
$\sin(0,284\pi)$	3,5	-0,017**	$\sin(0,19\pi)$	5,3	0,035***
$\sin(0,507\pi)$	1,97	0,022***	$\sin(0,291\pi)$	3,4	0,030***
$\cos(\pi)$	1	0,009*	$\cos(\pi)$	1	0,030***
ELM			DRP		
składowa cykliczna	długość cyklu (w latach)	parametr	składowa cykliczna	długość cyklu (w latach)	parametr
$\sin(0,069\pi)$	14,4	-0,096***	$\sin(0,064\pi)$	15,6	-0,079***
$\sin(0,143\pi)$	7	0,065***	$\sin(0,144\pi)$	7	0,032***
$\cos(0,143\pi)$	7	0,023***	$\cos(0,144\pi)$	7	0,021**
$\sin(0,222\pi)$	4,5	0,037***	$\sin(0,85\pi)$	1,2	-0,022**
$\sin(0,853\pi)$	1,2	-0,025***	$\cos(\pi)$	1	0,033***
$\cos(\pi)$	1	0,021***			

Uwagi:

* istotność na poziomie 0,1; ** istotność na poziomie 0,01; *** istotność na poziomie 0,001;

LM – statystyka testu White'a na heteroskedastyczność;

Chi-kwadrat – statystyka testu Doornika-Hansena na normalność rozkładu składnika losowego;

LMF – statystyka testu LM na autokorelację rzędu pierwszego.

Tabela 5

Wyniki testów dla składnika losowego modeli indeksów kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego

Statystyka	PRP		statystyka	SP	
	wartość	<i>p-value</i>		wartość	<i>p-value</i>
R2	0,936	0,000	R2	0,872	0,000
LM	9,377	0,670	LM	9,139	0,691
Chi-kwadrat	0,517	0,772	Chi-kwadrat	0,109	0,947
LMF	0,723	0,406	LMF	3,685	0,070

Statystyka	LEK		statystyka	CHE	
	wartość	<i>p-value</i>		wartość	<i>p-value</i>
R2	0,847	0,000	R2	0,908	0,000
LM	12,781	0,465	LM	20,469	0,059
Chi-kwadrat	0,003	0,998	Chi-kwadrat	0,790	0,674
LMF	0,597	0,449	LMF	3,454	0,079

Statystyka	ELM		statystyka	DRP	
	wartość	<i>p-value</i>		wartość	<i>p-value</i>
R2	0,941	0,000	R2	0,817	0,000
LM	4,816	0,903	LM	14,859	0,137
Chi-kwadrat	0,234	0,890	Chi-kwadrat	1,059	0,589
LMF	0,757	0,395	LMF	0,755	0,395

Uwagi:

LM – statystyka testu White’a na heteroskedastyczność,

Chi-kwadrat – statystyka testu Doornika-Hansena na normalność rozkładu składnika losowego,

LMF – statystyka testu LM na na autokorelację rzędu pierwszego.

Tabela 6

Wyniki testów stacjonarności KPSS i ADF dla indeksów kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego

Zmienna	Test ADF		Test KPSS		
	statystyka	<i>p-value</i>	statystyka	wartość krytyczna	
				10%	5%
SP	-2,785	0,060	0,111		
LEK	-2,802	0,071	0,107		
CHE	-2,732	0,069	0,134	0,355	0,478
ELM	-2,761	0,064	0,114		
DRP	-2,752	0,065	0,117		

Tabela 7

Współczynniki korelacji liniowej pomiędzy indeksami kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego

Zmienna	SP	LEK	CHE	ELM	DPR
SP	1,00*				
LEK	0,69*	1,00*			
CHE	0,74*	0,68*	1,00*		
ELM	0,79*	0,87*	0,88*	1,00*	
DRP	0,68*	0,76*	0,85*	0,90*	1,00*

* Istotnie różny od 0 na poziomie istotności 0,05.

Tabela 8

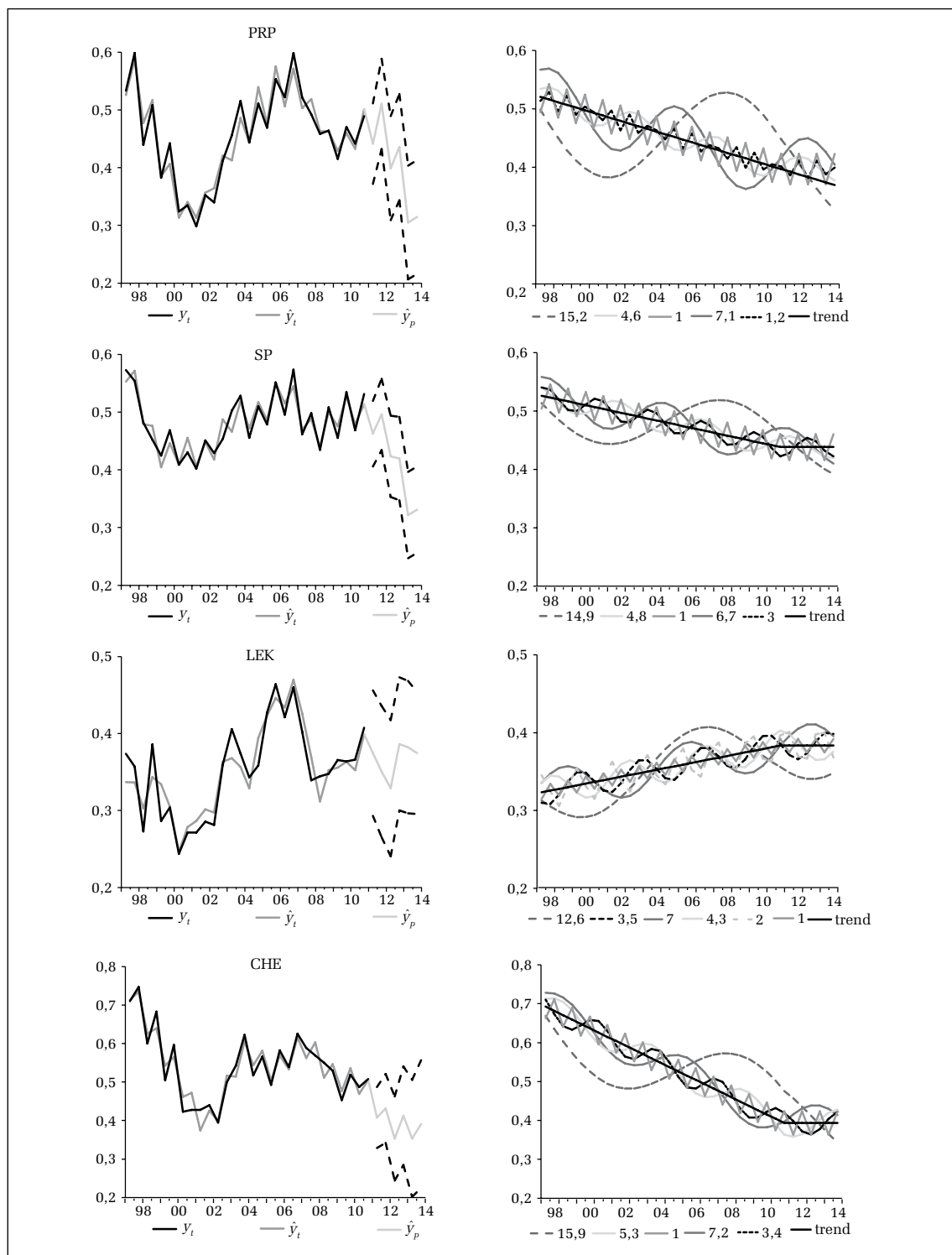
Korelacje krzyżowe pomiędzy indeksami kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego

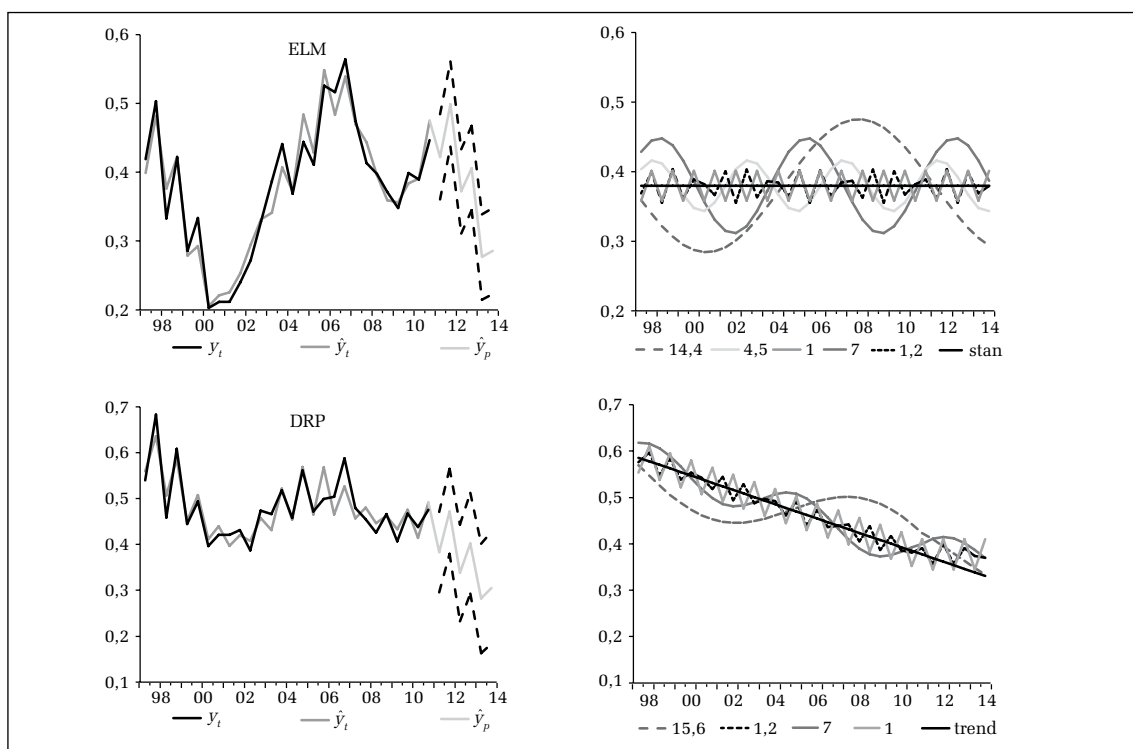
Opóźnienie/ wypprzedzenie (w półroczach)	Opóźnienie drugiego szeregu względem pierwszego			Szeregi jednoczesne	Wypprzedzenie drugiego szeregu względem pierwszego		
	-3	-2	-1		1	2	3
SP_LEK	0,28	0,24	0,50*	0,69*	0,61*	0,29	0,04
SP_CHE	0,51*	0,52*	0,75*	0,74*	0,42*	0,09	-0,10
SP_ELM	0,40*	0,47*	0,76*	0,79*	0,53*	0,21	-0,02
SP_DRP	0,45*	0,41*	0,76*	0,68*	0,50*	0,12	-0,03
LEK_CHE	0,42*	0,60*	0,64*	0,68*	0,25	0,08	-0,02
LEK_ELM	0,34	0,59*	0,77*	0,87*	0,50*	0,33	0,05
LEK_DRP	0,38*	0,47*	0,60*	0,76*	0,36	0,29	0,01
CHE_ELM	0,08	0,32	0,57*	0,88*	0,73*	0,63*	0,38*
CHE_DRP	0,20	0,30	0,57*	0,85*	0,60*	0,57*	0,26
ELM_DRP	0,26	0,47*	0,65*	0,90*	0,59*	0,48*	0,18

* Istotnie różny od 0 na poziomie istotności 0,05.

Wykres 1

Szeregi czasowe, wartości teoretyczne modeli z komponentami cyklicznymi oraz prognozy indeksów kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego





Uwagi:

Lewy panel wykresu:

y_t – wartości empiryczne indeksu kondycji,

$\hat{y}_t$ – wartości teoretyczne indeksu kondycji otrzymane z modelu ze składowymi harmonicznymi,

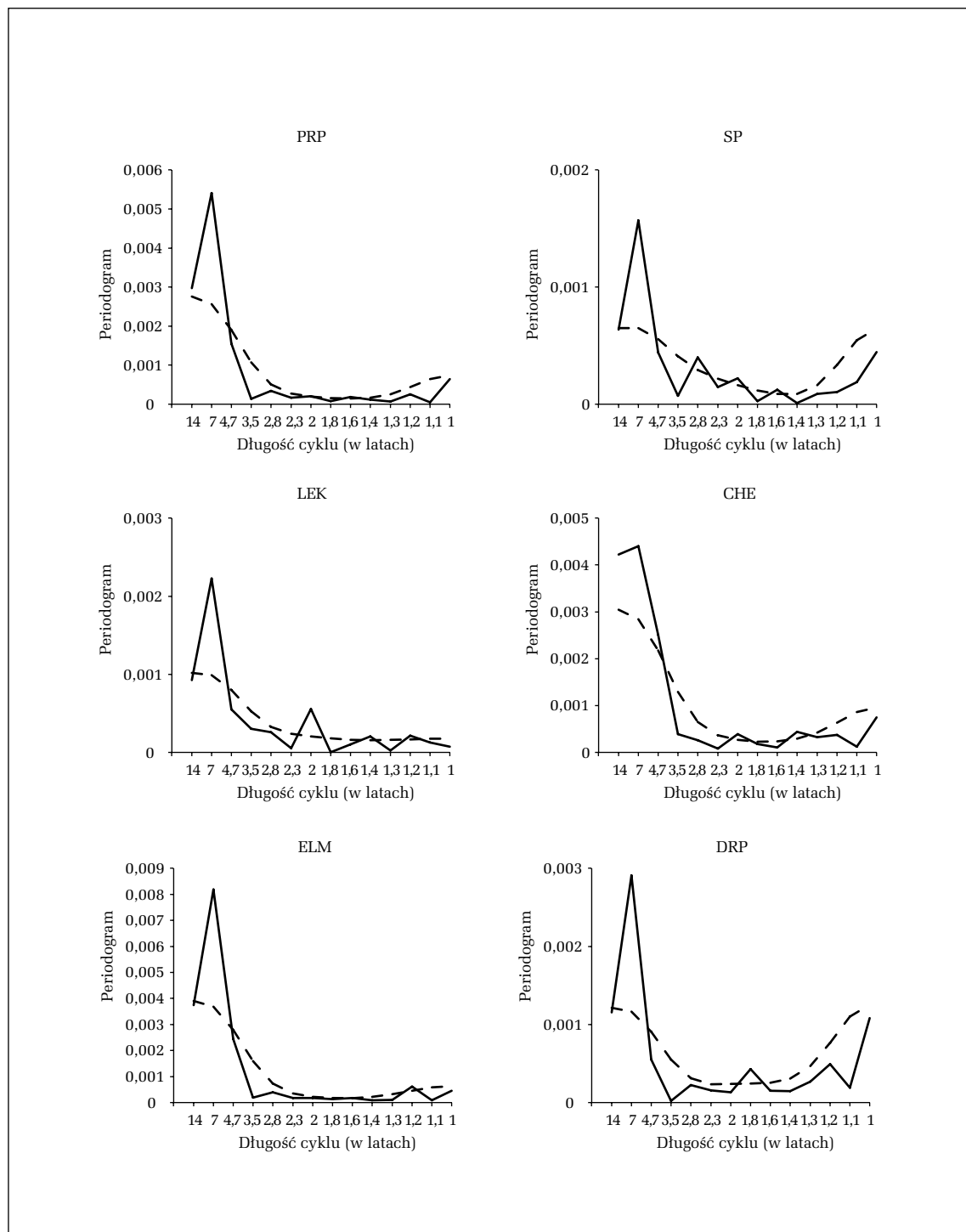
$\hat{y}_p$ – prognoza indeksu kondycji wraz z 95-procentowym przedziałem ufności.

Prawy panel wykresu:

liczbami w legendzie oznaczono długość cykli (w latach) składowych harmonicznych.

Wykres 2

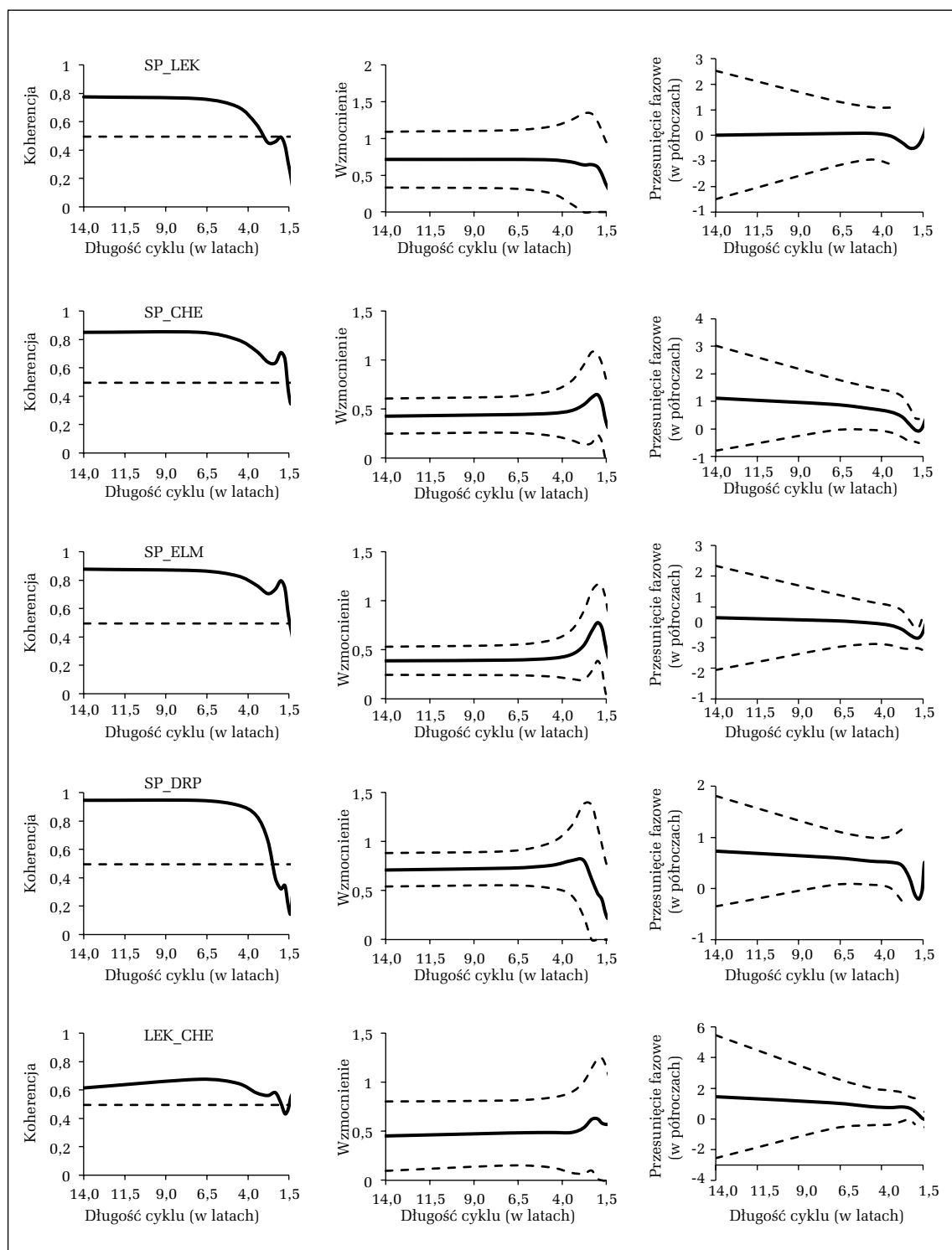
Periodogramy indeksu kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego

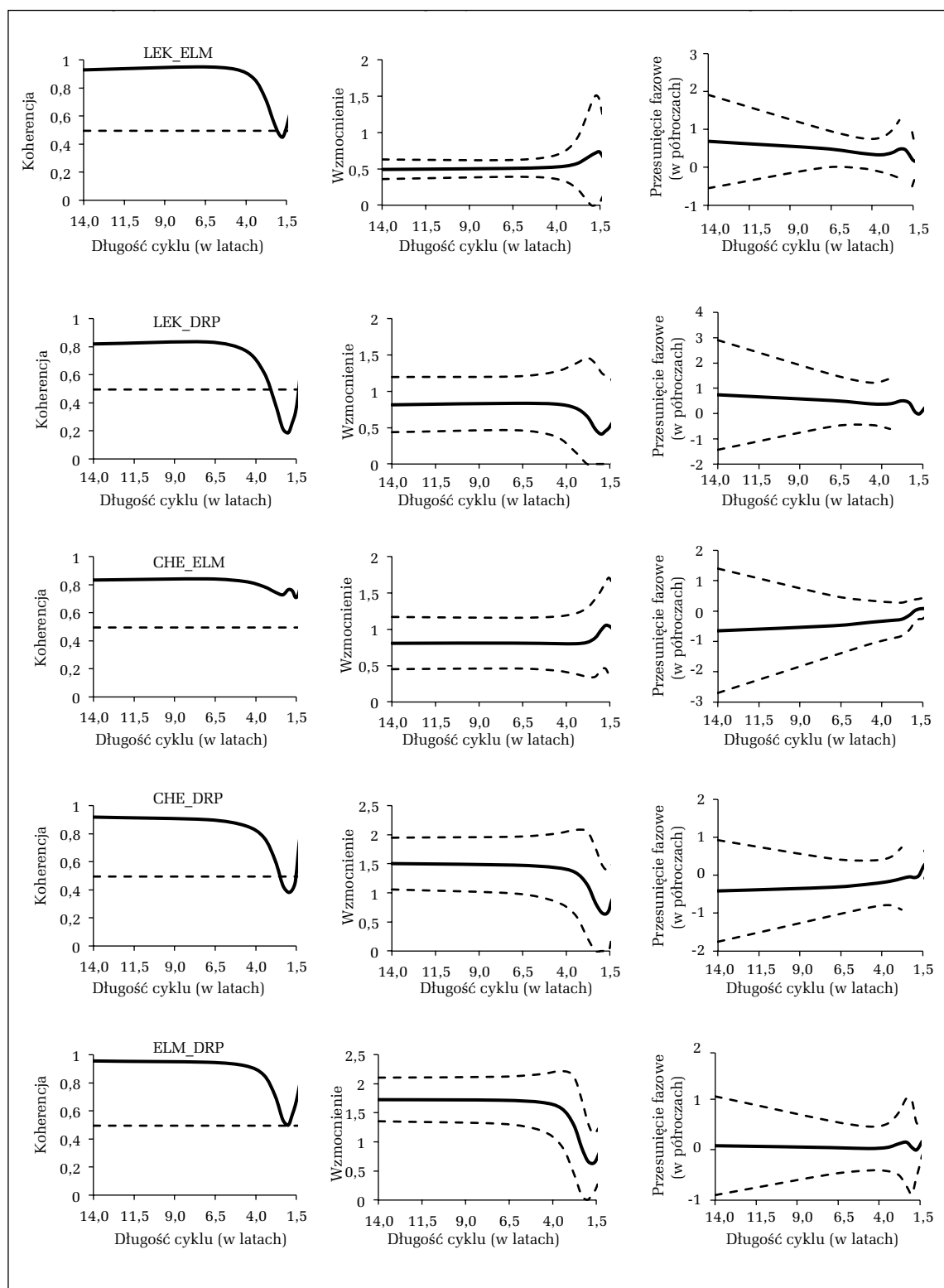


Uwaga: linią ciągłą oznaczone są periodogramy, linią przerywaną ich wygładzenia w dziedzinie częstotliwości z wykorzystaniem okna Parzena o długości 10.

Wykres 3

Statystyki cross-spektralne składowych cyklicznych indeksu kondycji gałęzi przemysłu przetwórczego





Analysis of cyclic changes in the economic and financial standing of the Polish manufacturing sectors

Abstract

The economic and financial standing of sectors fluctuates in cyclic pattern, like the aggregates of national economy. This article presents the results of study of periodicity in volatility of the condition of Polish manufacturing sectors. At the beginning the problem of assessment of sectors' condition was considered and these sectors position was evaluated. Based on values of manufacturing sectors condition index the author performed harmonic analysis and spectral analysis. The outcomes of conducted analysis allow to identify the length and amplitudes of the cycles that make greatest contribution in explaining the variability of manufacturing sectors condition and to indicate connections between the cyclical fluctuations of economic and financial standing of these sectors.

Keywords: cyclical fluctuations, condition index, harmonic analysis, spectral analysis

