



GŁÓWNY URZĄD STATYSTYCZNY
DEPARTAMENT STUDIÓW MAKROEKONOMICZNYCH
I FINANSÓW

*Równoległy oraz wyprzedzający zagregowany wskaźnik koniunktury, zegar koniunktury.
Identyfikacja mechanizmów i przebiegu cyklu koniunkturalnego dla Polski.
Metodologia*

(opracowanie eksperymentalne)

Dr Magdalena Ulrichs

współpraca

Mirosław Błażej

Jarosław Jędrych

marzec 2014 r.

1 Wstęp

Każda gospodarka charakteryzuje się obecnością cyklu koniunkturalnego. Zrozumienie jego mechanizmów i przebiegu jest niezmiernie istotne z punktu widzenia zarówno analiz makroekonomicznych, jak i wyznaczania prognoz gospodarczych. Jednocześnie jest to trudne zagadnienie, szczególnie w przypadku gospodarek, które przechodzą, bądź niedawno przeszły okres transformacji. Widoczne w tym przypadku fluktuacje gospodarcze mogą wynikać nie tylko z przebiegu cyklu, ale mogą również być efektem zmian zachodzących w systemie gospodarczym kraju. Dostępne aktualnie szeregi czasowe są stosunkowo krótkie, co dodatkowo utrudnia analizę cykli. Jednocześnie brak znajomości i zrozumienia cyklicznych zmian w gospodarce utrudnia przewidywanie dalszych zmian, co widoczne było np. w sile, z jaką wpłynął na światowe rynki globalny kryzys finansowy. W kontekście silnych powiązań pomiędzy gospodarkami różnych krajów i transmisji impulsów gospodarczych, które mogą prowadzić do kryzysów (bądź ożywienia) ważne staje się wczesne przewidywanie punktów zwrotnych i zmian faz cykli.

Syntetyczny obraz koniunktury może być skonstruowany jako **zagregowany wskaźnik zmian koniunktury**, ponieważ taki wskaźnik zawiera w sobie syntezę informacji pochodzących z różnych dziedzin gospodarki, stanowi dobre narzędzie wspomagające prowadzenie polityki gospodarczej (Rua, Nunes, 2005). Szczególnie istotne jest to dla potrzebujących szybko dostępnej informacji decydentów różnych szczebli i z różnych obszarów gospodarki, począwszy od resortów gospodarczych, poprzez większe i małe przedsiębiorstwa aż do poszczególnych gospodarstw domowych. Budowa miesięcznego wskaźnika umożliwia konstruowanie szybkich ocen zmian koniunktury gospodarczej.

2 Cel badania

- Opracowanie propozycji zagregowanego wskaźnika jednoczesnego i wyprzedzającego koniunktury dla gospodarki Polski nawiązującego do metodologii NBER i OECD, ale także do aktualnych standardów badań urzędów statystycznych (np. US Holandii).
- Przygotowanie metodologii prezentacji zmiennych (szeregów czasowych) w ramach metodologii zegarów koniunktury z możliwymi zastosowaniami do zagregowanych wskaźników koniunktury oraz innych zmiennych publikowanych przez GUS (np. wyniki ankietowych badań koniunktury gospodarczej czy zmiennych wchodzących w skład tzw. *Principal European Economic Indicators* (PEEI)).
- Opracowanie metodologii na poziomie i w standardzie odpowiadającym urzędowi statystycznym na świecie, wiodącym w tej dziedzinie. Jednocześnie opracowanie metodologii przejrzystej i zrozumiałej dla odbiorcy.

3 Opis metody badania

3.1 Teoria cykli koniunkturalnych

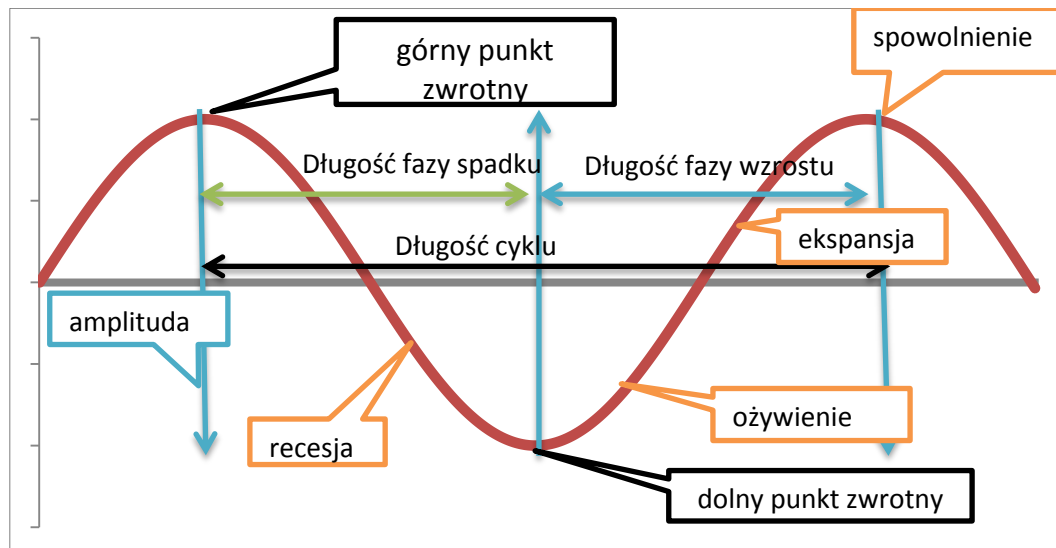
W gospodarkach krajów wolnorynkowych obserwowane są różnego rodzaju wahania w przebiegu procesów gospodarczych, począwszy od zmian bardzo krótkookresowych (szczególnie widocznych na rynkach finansowych) poprzez wahania sezonowe, średniookresowe oraz długookresowe cykle związane z postępem technologicznym i zmianami społecznymi.

Najbardziej znana definicja klasycznego cyklu koniunkturalnego to ta zaproponowana przez Arthura F. Burnsa oraz Wesleya C. Mitchella (Burns, Mitchell, 1946). Według tej definicji **cykle koniunkturalne** są rodzajem wahań występujących w agregatach przedstawiających działalność gospodarczą narodów. Cykle koniunkturalne składają się z okresów ekspansji (występują wtedy jednocześnie tendencje wzrostowe w wielu dziedzinach gospodarki), recesji, depresji (spowolnienia) i ożywienia, które łączą się z fazą ekspansji kolejnego cyklu. Są to, zatem wszelkie cykliczne zmiany widoczne w szeregach czasowych składające się z fal o danych częstotliwościach, trwających dłużej niż określone minimum i krócej niż określone maksimum.

Cykl koniunkturalny można zobrazować za pomocą **komponentu cyklicznego** powstałego po usunięciu z szeregu czasowego długookresowego trendu oraz krótkookresowych wahań (regularnych i nieregularnych). Częstotliwości wahań koniunkturalnych mogą być wyizolowane z szeregu czasowego za pomocą pasmowych filtrów idealnych. W badaniach cykli koniunkturalnych najczęściej analizuje się wahania o długości od 1,5 roku do 8-12 lat¹, co jest zgodne z badaniami NBER, które wskazują, iż począwszy od 1858 r. najkrótszy zidentyfikowany cykl trwał 6 kwartałów, a najdłuższy 8 lat (Reijer, 2009).

Rysunek poniżej (por. Wykres 1) przedstawia schemat idealnego cyklu koniunkturalnego składającego się z fazy ożywienia, ekspansji, spowolnienia oraz recesji.

Wykres 1. Schemat idealnego cyklu koniunkturalnego



Źródło: BIEC LLC.

Jak widać na powyższym wykresie zmiany aktywności gospodarczej charakteryzują się niejednostajnością i nieliniowością w czasie. W przypadku „idealnego” cyklu koniunkturalnego aktywność ekonomiczna wzrasta początkowo powoli (ożywienie gospodarcze), następnie coraz szybciej (okres boomu) aż osiąga punkt zmiany tendencji (szczyt) – w punkcie tym widoczne jest przejście do kolej fazy cyklu – do fazy spowolnienia gospodarczego. Najczęściej obserwuje się gwałtowne okresy spowolnienia występujące po szczycie, spowolnienie to osiąga poziom maksymalny – okres recesji i powoli wygasa osiągając kolejny punkt zmiany cyklu – dno. Dolny punkt zwrotny (dno) wyznacza nam przejście ponownie do fazy ożywienia gospodarczego.

¹ Przyjęcie takiego pasma wahań jest zgodne z tzw. stylizowanym faktem w badaniach koniunkturalnych, por. Skrzypczyński, 2009, s. 220.

Należy pamiętać, iż pojęcie aktywności ekonomicznej gospodarki jest pojęciem abstrakcyjnym i nieobserwowalnym. Najczęściej pod pojęciem zmian koniunktury rozumie się ogół wahań w gospodarce. Zmiany w aktywności gospodarczej mogą być nazywane zmianami koniunktury, jeżeli są zgodne z tzw. „regułą trzech P”. Zmianami cyklicznymi można zatem nazwać wahania które są wyraziste, wszechobecne oraz trwałe (*pronounced, pervasive, persistent* - Banerji, Hiris, 2001).

Wygodnie jest wobec tego dokonywać analiz cykli koniunkturalnych na podstawie **złożonych wskaźników** opisujących w sposób **syntetyczny** wahania koniunkturalne w całej gospodarce. Można skonstruować tzw. równoległy, opóźniony i przyszły (wyprzedzający) wskaźnik koniunktury. Przez wskaźnik **równoległy (jednoczesny)** będziemy rozumieć pewną pojedynczą zmienną ekonomiczną (bądź zmienną powstałą w wyniku agregacji różnych zmiennych ekonomicznych) odzwierciedlającą bieżący stan koniunktury, **wyprzedzający** wskaźnik koniunktury jest zmienną (bądź agregatem różnych zmiennych) odzwierciedlającą, z pewnym określonym wyprzedzeniem, przyszły stan koniunktury, **opóźniony** wskaźnik koniunktury jest natomiast zmienną, której zmiany podążają z pewnym opóźnieniem za zmianami ogólnej koniunktury gospodarczej.

3.2 Przegląd badań dla Polski

W Polsce, ze względu na stosunkowo krótki okres dla którego dostępne są stabilne szeregi czasowe, empiryczne badania koniunktury nie są liczne. Jednymi z pierwszych badań cyklu koniunkturalnego w Polsce po okresie transformacji były badania prowadzone przez prof. I. Kudrycką² oraz przez prof. Matkowskiego z IRG (SGH³). Ponadto badania koniunktury prowadzone są przez np.: IRG SGH⁴, IBnGR, GUS, NBP, PMI (HsBC), GCI, BIEC, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, etc.

1. Publikacja zagregowanych wskaźników koniunktury dla Polski przez międzynarodowe organizacje rozpoczęła się w roku 2005 (publikacja IFO⁵) oraz 2006 (OECD⁶).
2. Przykładem zagregowanego wskaźnika koniunktury konstruowanego dla Polski jest:
 - Wskaźnik Równoległy Koniunktury (WRK) oraz Wskaźnik Wyprzedzający Koniunktury (WWK), szacowane przez BIEC;
 - wskaźniki CLI (*Composite Leading Indicator*) publikowane przez OECD dla 29 krajów i 9 stref (Nilsson, Guidetti, 2008). Zgodnie z metodologią OECD dla Polski przyjęto następujące komponenty wskaźnika: realny efektywny kurs walutowy, stopę WIBOR3M, zmianę produkcji przemysłowej, wolne miejsca pracy oraz produkcję węgla;
 - tygodniowy barometr koniunktury (IBnGR) uwzględniający:
 - a. wskaźnik wyprzedzający koniunktury – obliczany metodą testu koniunktury IBnGR;
 - b. wskaźnik optymizmu konsumentów – Ipsos;
 - c. tygodniowy wskaźnik zagregowany, na który składają się: poziom indeksu WIG20, procentowa zmiana wielkości podaży pieniądza M3, procentowa zmiana liczby mieszkań oddanych do użytku, cena benzyny bezołowiowej Eurosuper 95, wskaźnik koniunktury w Niemczech, zmiana średniej stopy procentowej kredytów konsumpcyjnych w ROR;
 - propozycja konstrukcji wskaźników wyprzedzających krótkookresowych (prognozujące na 1 kwartał) oraz średniookresowych (prognozujące na 2-4 kwartały) za pomocą algorytmu Stocka i Watsona i metody uogólnionych dynamicznych czynników przedstawiona została przez M. Łupińskiego (2007). Autor przyjął kwartalną produkcję przemysłową jako szereg odniesienia, a wyboru zmiennych dokonał w oparciu o 259 kwartalnych szeregów obejmujących swoim zakresem różne domeny aktywności gospodarczej (Łupiński, 2007);

² Kudrycka, Nilsson, 1993, Kudrycka, Nilson, 1993.

³ M.in. cykl *Prace i Materiały IRG, SGH*, Warszawa, np. Drozdowicz-Bieć, 2006.

⁴ Por. Adamowicz, 2013.

⁵ Por. Bandholtz, 2005.

⁶ OECD, 2006.

3. M. Skrzypczyńska (2013) oraz T. Fic (2009) dokonały opisu charakterystyki cyklu koniunkturalnego w Polsce na podstawie modeli przełącznikowych Markowa;
4. Z. Wośko (2009) oceniała metody filtracji szeregów czasowych z punktu widzenia analizy cyklu koniunkturalnego w Polsce;
5. Szeroką analizę „stylizowanych faktów” dotyczących przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce na podstawie analizy spektralnej i analizy korelacyjnej polskich danych kwartalnych przedstawił Gradzewicz et al. (2010). Autorzy zaprezentowali również oszacowane składowe cykliczne na wykresach fazowych zmian koniunktury (zegary koniunktury). Analiza podstawowych zmiennych makroekonomicznych pozwoliła wskazać na wyprzedzający charakter wartości dodanej w przemyśle, wymiany międzynarodowej, liczby pracujących w gospodarce narodowej, akumulacji względem zmian PKB. Jako zmienne równoczesne zidentyfikowane zostały inwestycje i wartość dodana w budownictwie. Opóźniony charakter mają natomiast wartość dodana w sektorze usług rynkowych, spożycie indywidualne, wynagrodzenia realne;
6. Analizy mechanizmów oraz powiązań cyklicznych zmian sytuacji ekonomiczno-finansowej gałęzi polskiego przemysłu przetwórczego dokonał Kijek (2013). Autor potwierdził istnienie silnej zależności pomiędzy wahaniami cyklicznymi gałęzi przemysłu przetwórczego, wskazał, iż na zmienność badanych szeregów największy wpływ mają cykle o długości 7-8 lat oraz 3-4 lata, co jest zgodne z badaniami przedstawionymi w np.: Skrzypczyńska (2013), Lenart, Pipień (2012), Skrzypczyńska (2011), Gradzewicz et. al (2010), Skrzypczyński (2010);
7. W kontekście akcesji Polski do Unii Monetarno-Walutowej silnego znaczenia nabrały badania dotyczące synchronizacji przebiegu polskiego cyklu koniunkturalnego z cyklami koniunkturalnymi krajów i całej strefy Euro. Badania te to m.in. analizy, które znalazły miejsce w „Raportie na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej” NBP (Adamowicz et al., 2009, Skrzypczyński, 2009, Konopczak, 2009). Wnioski płynące z tych badań nie są jednoznaczne, jednak wskazują na dość wysoką synchronizację polskiego cyklu koniunkturalnego ze strefą euro, przy czym Polska wykazuje większą amplitudę wahań koniunkturalnych niż inne kraje członkowskie⁷;
8. Na istotne różnice pomiędzy cyklem koniunkturalnym nowych państw członkowskich UE z Centralnej i Wschodniej Europy a państwami stery Euro wskazują badania Kolasa (2013).

Interesujące z punktu widzenia zaadoptowanej metodologii dla Polski są także:

9. De Bondt, Hanh (2010), którzy prezentują miesięczny wskaźnik wyprzedzający skonstruowany dla obszaru Unii Europejskiej. *Area-wide Leading Indicator (ALI)* jest średnią arytmetyczną z 9 zmiennych o charakterze wyprzedzającym⁸, zmienne zostały wybrane na podstawie wysokiej wyprzedzającej korelacji względem szeregu odniesienia - produkcji przemysłowej z wyłączeniem budownictwa. Wyniki potwierdzają, iż komponent cykliczny produkcji przemysłowej okazał się bliski składnikowi cyklicznemu realnego produktu krajowego brutto. ALI wyprzedza wskaźnik bieżący koniunktury o ok. 5 miesięcy. ALI okazał się lepiej prognozować w analizowanym okresie punkty zwrotne niż CLI⁹ (wskaźnik publikowany przez OECD);

⁷ W latach 1995-2007 gospodarka polska i strefy euro wykazała średnie i stabilne w czasie dopasowanie wahań cyklicznych, przy czym synchronizacja cykli o długości ok. 3 lat okazała się silniejsza niż dłuższych cykli, które okazały się wyprzedzać analogiczne cykle w strefie euro. Amplitudy wahań cykli w Polsce okazały się wyższe niż w strefie euro (por. Skrzypczyński, 2009). Największą synchronizację w przebiegu cyklu w Polsce i w UE można zidentyfikować dla produkcji sprzedanej przemysłu, inwestycji i PKB. Przebiegi mają wspólne punkty zwrotne, jednak amplitudy wahań są różne. Analiza miar wskaźników synchronizacji wskazuje również na silną synchronizację wyników badań testów koniunktury. Polska gospodarka wykazuje również podobieństwo reakcji na szoki, przy czym korelacja szoków podażowych jest wyższa niż popytowych. Największą korelację odpowiedzi Polski otrzymano dla Niemiec (Adamowicz, et. al., 2009).

⁸ Stopa zwrotu z obligacji rządowych 10-letnich, ceny akcji, stopa bezrobocia w USA, realna podaż pieniądza M1, wskaźnik oczekiwań IFO w Niemczech, wydane pozwolenia na budowę, wskaźnik ufności konsumentów, wskaźnik oceny ogólnej sytuacji ekonomicznej, PMI wskaźnik nowych zamówień do zapasów.

⁹ CLI jest publikowany przez OECD od grudnia 1981 r.

10. Tzw. wskaźnik „EuroCOIN” (Altissimo, i inni, 2001¹⁰) jest z kolei przykładem jednoczesnego wskaźnika koniunktury skonstruowanego na podstawie analizy panelu od 1987 do 2001 dla 951 zmiennych. Wykorzystano metodę szacowania nieobserwowalnego czynnika za pomocą dynamicznych modeli czynnikowych (DFM).

3.3 Przykłady zastosowania wskaźników zagregowanych oraz zegarów koniunktury w urzędach statystycznych

Zagregowane wskaźniki koniunktury (np. CLI¹¹) oraz metodologia pozwalająca na wyodrębnienie składowej cyklicznej danej zmiennej i zaprezentowanie jej w postaci **zegara koniunktury** lub w postaci tzw. tablic wskaźnikowych¹² dla zbiorów zmiennych znalazły swoje zastosowanie także w praktyce urzędów statystycznych lub instytucji badawczych z tymi urzędami powiązanymi.

W tym miejscu należy zwrócić uwagę, że metodologia wyodrębnienia składowych cyklicznych, jaka jest częścią budowy wskaźników jednoczesnych i wyprzedzających, może zostać zastosowana samodzielnie do przedstawienia przebiegu zmiennych niezależnie od określania ich szczegółowej relacji do cyklu koniunkturalnego. Sposób ten bywa stosowany w celu prezentacji zespołów zmiennych należących do zbioru wskaźników opisujących stan gospodarki¹³ lub wyników badań ankietowych koniunktury.

W krajach UE metodologia zegarów koniunktury oraz tablic wskaźnikowych jest wykorzystywana, jako narzędzie prezentacji danych z badań koniunktury (Estonia oraz Komisja Europejską dla ESI¹⁴) lub wskaźników statystyki krótkookresowej (Niemcy). Liderem w zakresie prac nad konstrukcją syntetycznego wyprzedzającego wskaźnika koniunktury jest Urząd Statystyczny Holandii, badania są także prowadzone np. w Institute of Informatics and Statistics¹⁵ na Słowacji.

Sporo przykładów wprowadzenia zagregowanych wskaźników wyprzedzających można znaleźć w praktyce dużych krajów rozwijających się. Z zegara, jako formy przedstawienia informacji nt. CLI korzysta także OECD (*Business Cycle Clock*: <http://stats.oecd.org/mei/bcc/default.html>).

Poniżej przytoczono listę wybranych przykładów wskaźników zagregowanych (CLI) wraz z linkami:

kraje UE:

- Holandia, Centraal Bureau voor de Statistiek – CLI, zegar koniunktury - <http://www.cbs.nl/en-GB/menu/themas/dossiers/conjunctuur/publicaties/conjunctuurbericht/inhoud/conjunctuurklok/conjunctuurklok2.htm>
- Słowacja – CLI, propozycja - Institute of Informatics and Statistics, opracowanie teoretyczne - <https://www.ciret.org/workshops/budapest/papers/Klucik.pdf>

inne kraje:

- Chiny - CLI, barometr, zegar, tablica wskaźnikowa (dashboard):
http://www.stats.gov.cn/english/statisticaldata/monthlydata/macroeconomic/t20111231_402776849.htm (zegar)
http://www.stats.gov.cn/english/statisticaldata/monthlydata/macroeconomic/t20111231_402776837.htm (dashboard)
- Filipiny – CLI: http://www.nscb.gov.ph/pressreleases/2012/PR-20120118-ES4-01_LEI.asp
- Malezja – CLI:
http://www.statistics.gov.my/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=1139&Itemid=149&lang=en

¹⁰ Włoski Bank Narodowy i CEPR.

¹¹ *Composite Leading Indicators/Indices*.

¹² *Dashboard*.

¹³ Tzw. *Main/Principal Economic Indicators (MEI/PEI)*, w EU to *Principal European Economic Indicators* lub wskaźniki ujęte w statystyce krótkoterminowej, tzw. *Short-Term Statistics*.

¹⁴ *Economic Sentiment Indicator*.

¹⁵ Instytut powołany przy Urzędzie Statystycznym na Słowacji. Zgodnie z aktualną wiedzą, wyniki prac nie zostały jeszcze wprowadzone do praktyki statystyki publicznej na Słowacji.

- Meksyk, INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) – CLI, zegar koniunktury: http://www.inegi.org.mx/sistemas/reloj_cicloseco/default.aspx
- Singapur – CLI: <http://www.singstat.gov.sg/stats/themes/economy/ess/essa141.pdf>

Instytucje:

- OECD - Business Cycle Clock: <http://stats.oecd.org/mei/bcc/default.html>
- Conference Board: <http://www.conference-board.org/data/bcicountry.cfm?cid=1>

Szerokie jest również grono krajów i instytucji, gdzie wykorzystuje się zegar do prezentacji wskaźników koniunktury (również wyprzedzających) z tym, że nie występują tam wskaźniki zagregowane wyprzedzające (*composite leading*). Do takich krajów/instytucji należą m.in.:

- Dania: <http://www.dst.dk/da/Statistik/emner/konjunkturbarometre/konjunkturcyklus.aspx>
- Estonia - Eesti Konjunkturiinstituut AS (Estonian Institute of Economic Research): <http://www.ki.ee/en/>
- EUROSTAT: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/BCC2/group1/xdis_en.html
- Korea Południowa – Statistics Korea: http://kosis.kr/bcc_eng/main_eng.html
- Niemcy - IFO Institute: <http://www.cesifo-group.de/ifoHome/facts/Survey-Results/Business-Climate/Geschaeftsklima-Archiv/2012/Geschaeftsklima-20121219.html>
- Niemcy - Statistisches Bundesamt: <https://www.destatis.de/KoMo/Konjunkturmonitor.svg?lang=en>

3.4 Konstrukcja wskaźników zagregowanych - metodologia

Na podstawie odpowiednio skonstruowanego wskaźnika zagregowanego można dokonać prognozy zmian poziomu szeregu odniesienia, a także zmian jego komponentu cyklicznego (prognozy te mogą być oszacowane przed pojawieniem się oficjalnych danych makroekonomicznych).

Niezmiernie istotna dla badań koniunktury jest wstępna analiza danych obrazujących zmiany cyklu gospodarczego. Zmiany w cyklu nie są widoczne jednocześnie w całej gospodarce¹⁶. Można mówić o istnieniu pewnej synchronizacji cykli pomiędzy różnymi kategoriami ekonomicznymi – zmiany części kategorii ekonomicznych mogą dawać impuls do zmian innych kategorii, jeżeli zmiany cykliczne będą dotyczyły różnych kategorii ekonomicznych będzie można mówić o zmianie cyklu koniunkturalnego w gospodarce. Wyróżniamy zatem czynniki **jednoczesne**, **wyprzedzające** oraz **opóźnione**.

Idea zagregowanych wskaźników wyprzedzających odnosi się do obserwacji, że zanim nastąpi wzrost (spadek) produkcji (bądź innych zmiennych) muszą zajść w gospodarce procesy je wyprzedzające, np. musi zwiększyć (zmniejszyć) się ilość zamówień, muszą zostać zawarte odpowiednie umowy, udzielone kredyty, często towarzyszy temu również poprawa (pogorszenie) nastrojów wśród konsumentów i przedsiębiorców (Drozdowicz-Bieć, 2006).

Koncepcja wskaźników wyprzedzających została zainicjowana przez badania W.C. Mitchella i A.F. Burnsa. Jako pierwsi dokonali oni selekcji informacji statystycznych na te, które opisują aktualny stan gospodarki, te które informują o przyszłych tendencjach i te które pokazują stan gospodarki z pewnym opóźnieniem (Drozdowicz-Bieć, 2006).

¹⁶ Do wskaźników **wyprzedzających** często zalicza się zmienne rynku finansowego i pieniężnego (indeksy giełdowe, stopy procentowe, kursy walutowe, podaż pieniądza) oraz zmienne pochodzące z ankietowych badań przedsiębiorstw i konsumentów (np. wskaźniki koniunktury publikowane przez GUS) – zmienne te charakteryzują się zdolnością do przewidywania przyszłych zachowań gospodarki, jednocześnie dużą ich zaletą są bardzo małe opóźnienia w publikowaniu danych (część jest dostępna bez opóźnień czasowych). Zmienne **jednoczesne** to często zmienne sfery realnej gospodarki (są one zazwyczaj publikowane z pewnym opóźnieniem), mogą mieć jednak silniejszy związek ze zmianami koniunkturalnymi gospodarki. Zmienne **opóźnione** (sfera realna gospodarki, rynek pracy) - mają najmniejsze znaczenie predykcyjne, jednak mają znaczenie z punktu widzenia analizy ex post zmian cyklu koniunkturalnego gospodarki, odzwierciedlają one najlepiej przebieg cyklu.

3.4.1 Etapy konstrukcji zagregowanych wskaźników koniunktury gospodarczej

Analiza zmian koniunkturalnych, identyfikacja zmiennych wyprzedzających oraz jednoczesnych i konstrukcja odpowiednich wskaźników zagregowanych przebiega w kilku etapach.:

- I. **ETAP - wybór typu badanego cyklu** – badania nad analizą cykliczną gospodarki można prowadzić w trzech nurtach, tzw. klasycznym, współczesnym (tzw. wzrostowym, odchyleniowym) oraz akceleracyjnym. Podejście klasyczne związane jest z definicją cyklu podaną przez Burnsa i Mitchella (1946) i koncentruje się na badaniu dynamiki aktywności gospodarczej w ujęciu absolutnym. Klasyczne cykle reprezentują zidentyfikowane okresy recesji (okres bezwzględnego spadku poziomu analizowanej miary aktywności gospodarczej) oraz okresy ekspansji (okres bezwzględnego wzrostu poziomu analizowanej miary gospodarczej). Cykle współczesne związane są z podejściem wzrostowym (*growth cycle, deviation cycle*). Analiza cykli współczesnych jest skoncentrowana na badaniu odchylenia bieżącej aktywności gospodarczej od trendu. Zgodnie z tą definicją zostają zidentyfikowane okresy, w których następował spadek lub wzrost aktywności w stosunku do potencjału (np. trendu). Należy zwrócić uwagę, iż możliwa jest w tym przypadku identyfikacja spowolnienia mimo dodatniego tempa wzrostu gospodarczego. Uważa się, iż podejście wzrostowe jest lepsze w przypadku analiz dotyczących państw, w których obserwuje się trwały wzrost, tj. np. kraje UE (Rua, Nunes, 2005). W analizie cykli wyróżnia się również cykle akceleracyjne, w których badane są tempa zmian analizowanej zmiennej. W badaniu przyjęto analizę w kontekście **cykli wzrostowych**, które są obecnie najczęściej obserwowane.
- II. **ETAP - wybór rodzaju badanego cyklu z punktu widzenia długości jego trwania**. Wyróżniamy tzw. cykle o stałej długości (*fixed length cycles*) oraz cykle o zmiennej długości (*cycles of varying duration*). Rozpoznanie cykli o stałej długości niejednokrotnie pozwala na łatwiejsze formułowanie wniosków i prognoz *ex ante*, jednak złożoność zależności ekonomicznych często wskazuje na konieczność uwzględnienia w analizach również cykli o zmiennej długości. Określenie dat występowania punktów zwrotnych wymaga zastosowania odpowiednich procedur, np. algorytm Bry-Boschan lub modele przetącznikowe Markowa (por. pkt 3.4.3). W badaniu tym wzięto pod uwagę identyfikację zarówno cykli o **stałej**, jak i o **zmiennej długości**.
- III. **ETAP - wybór szeregu odniesienia** – ważnym krokiem przy konstrukcji zagregowanych wskaźników koniunktury powinien być wybór odpowiedniego szeregu odniesienia (*reference series*). Istnieją dwie główne szkoły wyboru szeregu odniesienia, pierwsze tradycyjne podejście związane jest z potrzebą przyjęcia jako szeregu odniesienia pewnego pojedynczego szeregu, który swoim zakresem objąłby jak największe spektrum działalności gospodarczej, zgodnie z drugim podejściem jako szereg odniesienia można przyjąć wskaźnik zagregowany. Tradycyjne podejście analizy cykli koniunkturalnych bazowało najczęściej na analizie zmian szeregu realnego produktu krajowego brutto¹⁷. Jednak szereg ten jest szeregiem o częstotliwości kwartalnej¹⁸ (zbyt mała częstotliwość do szybkich predykcji zmian koniunktury) i jednocześnie publikowanym ze sporym opóźnieniem. Okazuje się, że dobrą aproksymantą kwartalnych zmian PKB może być szereg produkcji przemysłowej (por. badania OECD, Bondt, Hahn, 2010). Zaletą wykorzystania szeregu realnej produkcji przemysłowej jako cyklu referencyjnego jest dostępność danych miesięcznych, dostępność dłuższego szeregu czasowego, który podlegał w mniejszym stopniu rewizjom niż np. szereg produkcji krajowej brutto. Jednocześnie w większości gospodarek obserwuje się, że przemysł w największym stopniu jest odpowiedzialny za zmiany koniunktury (Adamowicz et al. 54-55). Porównania cyklu koniunkturalnego mierzonego realnym PKB oraz miesięczną produkcją w przemyśle przetwórczym dokonała Skrzypczyńska (2011).

W prezentowanym badaniu tym przyjęto jako szereg odniesienia **realną produkcję sprzedaną przemysłu¹⁹ (SIPR)**, wyrażoną w cenach stałych z 2010 r.

¹⁷ Często jest to PKB bez rolnictwa lub kompozycje Wartości Dodanej Brutto (WDB) dla wybranych sekcji gospodarki (lub, alternatywnie, usunięciu części sekcji).

¹⁸ Można zastosować metody oszacowania miesięcznych wartości PKB na podstawie danych kwartalnych, np. liniowa interpolacja, Kelm (2008), jednak jest to silna ingerencja w dane statystyczne.

¹⁹ Produkcję sprzedaną przemysłu zdeflowano przez wskaźnik cen produkcji sprzedanej przemysłu (przeciętna miesięczna 2010=100), źródło: obliczenia własne na podstawie danych dostępnych w Biuletynie Statystycznym GUS oraz danych Eurostat.

IV. **ETAP - wybór sposobu wyodrębnienia komponentu cyklicznego z szeregu czasowego** – w literaturze można spotkać dwa podejścia:

- pierwsze polega na wyodrębnieniu z szeregu czasowego trendu za pomocą odpowiednich metod, np. średnich ruchomych, filtrów, trendu długookresowego, o który następnie koryguje się analizowany szereg czasowy, pozostawiając w nim jedynie składnik cykliczny i losowy;
- druga metoda polega na przejściu z analizy poziomów zmiennej na jej przyrosty bądź tempa zmian.

Obydwie metody powinny dać zbliżone wyniki w analizie długości i datowania cykli, jednak istnieją badania wskazujące, iż cykle wyznaczone z obliczonych stóp wzrostu wyprzedzają cykle obliczone na podstawie metod wyłaniania trendu (Mintz, 1969).

W tym badaniu zastosowane zostanie pierwsze podejście, polegające na odpowiedniej dekompozycji szeregu czasowego. Wiąże się to z wyborem odpowiedniego filtra (por. pkt. 3.4.2) pozwalającego na odseparowanie wahań o określonej częstotliwości. W literaturze postuluje się wyodrębnienie wahań o okresach 1,5 – 8-12 lat, jednak należy pamiętać, iż jest to decyzja arbitralna. Ze względu na wygodę i porównywalność z innymi badaniami dostępnymi w literaturze dalsza analiza zostanie przeprowadzona w oparciu o filtrację za pomocą pasmowego filtra **Christiano-Fitzgeralda dla pasma wahań 2-8 lat**. Użycie tego filtra pozwala na zminimalizowanie problemu ucięcia próby (który występuje w przypadku filtra Baxter-Kinga), jak również ryzyka wystąpienia cykli pozornych.

V. **ETAP - wybór potencjalnych szeregów pomagających przewidywać zmiany cykliczne**. Wyboru spośród zespołu potencjalnych zmiennych szeregów o największym znaczeniu prognostycznym dla analiz zmian koniunktury powinno się dokonać w oparciu o następujące kryteria:

- wybrany szereg musi odzwierciedlać zmiany cyklu referencyjnego, czyli jego przebieg powinien być podobny do przebiegu cyklu referencyjnego i musi dobrze (stabilne wyprzedzenia, brak lub niska liczba pominiętych punktów zwrotnych oraz brak „nadmiarowych” sygnałów) prognozować punkty zwrotne, powinien być silnie skorelowany z szeregiem odniesienia;
- jakość danych – musi to być odpowiednio długi i stabilny szereg czasowy, posiadać stosunkowo niskie opóźnienie publikacyjne. Eurostat określił ramy jakości danych statystycznych, zgodnie z którymi jakość danych składa się z sześciu wymiarów: trafność (*relevance*), dokładność (*accuracy*), terminowość (*timeliness*) i punktualność (*punctuality*), dostępność (*accessability*) i przejrzystość (*clarity*), porównywalność (*comparability*) i spójność (*coherence*)²⁰;
- wskaźnik zagregowany powinien składać się z szeregów pochodzących z różnych sfer gospodarki aby uwidocznic we wskaźniku wszelkie obserwowane wahania koniunkturalne;
- dane powinny obejmować okres przynajmniej jednego cyklu koniunkturalnego oraz powinny być dostępne przynajmniej w częstotliwości miesięcznej bądź kwartalnej (im częstsze pomiary zjawiska, tym lepsze rezultaty konstrukcji wskaźników) – por. Drozdowicz-Bieć (2006).

Analizie w niniejszym badaniu poddano ok. **200 potencjalnych zmiennych** reprezentujących (szczegółowy wykaz por. Dodatek, Tablica 7), m.in.: rynek finansowy, rynek pieniężny, ankietowe badania koniunktury GUS, gospodarkę realną, rynek pracy, handel zagraniczny, finanse publiczne, gospodarkę Niemiec, gospodarkę Unii Europejskiej.

VI. **ETAP - ocena powiązań pomiędzy zmiennymi** – analiza ta wymaga wielostronnego podejścia, ocenie poddane zostały związki pomiędzy zmiennymi zarówno w dziedzinie czasu jak i dziedzinie częstości. Zastosowano następujące metody oceny powiązań pomiędzy zmiennymi (por. pkt. 3.4.4): analiza graficzna, analiza korelacji jednoczesnych i korelacji krzyżowych, analiza punktów zwrotnych, analiza cross-spektralna – współczynnik koherencji, przesunięcia fazowego, wzmocnienia.

VII. **ETAP - agregacja wskaźników**, poprzez nadanie wag wszystkim wybranym szeregom. Wagi mogą być nadane na bazie metody głównych składowych, modeli czynnikowych, na podstawie analizy regresji, współczynników korelacji bądź po prostu wyznaczone jako nieważona średnia arytmetyczna. Różne procedury nadawania wag

²⁰ *Quality measures for economic indicators*, European Commission, http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-DT-05-003/EN/KS-DT-05-003-EN.PDF.

mają swoje wady i zalety, np. metoda głównych składowych, jako metoda bazująca na analizie udziału wariancji danej zmiennej względem wariancji szeregu odniesienia, nie bierze pod uwagę stopnia podążania cyklu za cyklem referencyjnym, z kolei współczynniki korelacji jak i analiza regresji mogą wskazywać na zmieniające się w czasie wagi. Modele czynnikowe (Stock, Watson 1998, 1999) umożliwiają uzyskanie syntetycznej informacji o kształtowaniu się zmienności dużego zbioru danych, pozwalają na oszacowanie nieobserwowalnych czynników, które mimo iż nie mają ekonomicznej interpretacji mogą dobrze obrazować siły rynkowe wpływające na zmiany cyklu koniunkturalnego gospodarki²¹, oszacowane czynniki nie mają jednak bezpośredniej interpretacji ekonomicznej. W badaniu ze względu na klarowność interpretacji wyników zastosowano agregację za pomocą **średniej arytmetycznej prostej**.

3.4.2 Dekompozycja szeregów czasowych

Empiryczna analiza cykli koniunkturalnych wiąże się z koniecznością dekompozycji szeregów czasowych (por. etap IV konstrukcji wskaźników zagregowanych). Sposoby wyłonienia komponentu cyklicznego i trendu są przedmiotem wielu dyskusji (Canova, 1998). W dalszej części opracowania przedstawiony zostanie przegląd wybranych metod dekompozycji szeregów czasowych, zarówno w dziedzinie czasu jak i dziedzinie częstości. Dokonany zostanie również przegląd najważniejszych zalet oraz problemów związanych z omawianymi metodami.

Niektóre z opisanych metod są szeroko rozpowszechnionymi narzędziami służącymi do dekompozycji szeregów czasowych i są zaaplikowane w pakietach statystyczno-ekonometrycznych, część natomiast wymaga szerszej analizy i aplikacji własnych procedur.

Najczęściej przyjmuje się, że szereg czasowy składa się z następujących składowych: trend, składnik cykliczny (koniunkturalny), składnik sezonowy oraz składnik nieregularny (przypadkowy).

Założmy zatem, że szereg czasowy składa się z ww. komponentów, które oznaczone zostaną następująco: długookresowy trend - g_t , wahania sezonowe - s_t , komponent cykliczny - c_t oraz składnik losowy - ε_t . W przypadku addytywnym możemy proces x_t ($t = 1, 2, \dots, N$) zapisać następująco (1):

$$x_t = g_t + s_t + c_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Analiza badań empirycznych wskazuje, iż brak jest konsensusu dotyczącego własności trendu i jego powiązania z pozostałymi składnikami szeregów czasowych. Początkowo trend był reprezentowany jako deterministyczny wielomian niezależny od składnika cyklicznego. Ekstrakcji trendu można było zatem dokonać za pomocą prostych metod regresji. Badania z lat 1980-tych i późniejsze sugerują jednak alternatywne definicje trendu i wskazują na możliwe korelacje trendu z komponentem cyklicznym, jak również podają odpowiednie metody szacowania trendu (Canova, 1998). Można tutaj wskazać między innymi następujących autorów: Nelson i Plosser (1982), Beveridge i Nelson (1981), Watson (1986), Hamilton (1989), Quah (1992). Należy również podkreślić, iż ponieważ nie jest możliwe jednoznaczne wyznaczenie odpowiedniej metody szacowania trendu, jak i obiektywna ocena relacji pomiędzy nieobserwowalnymi komponentami szeregów czasowych, ważną staje się analiza odporności wybranych metod. Wyniki dotyczące badania koniunktury gospodarczej są zdeterminowane sposobem wyłonienia trendu i komponentu cyklicznego z szeregu czasowego.

Do najczęściej stosowanych metod dekompozycji szeregów czasowych należą: filtry liniowe, metoda trendu średniofazowego (*Phase-Average-Trend - PAT*) opracowana i długo stosowana przez NBER (obecnie NBER stosuje filtr Christiano-Fitzgeralda), deterministyczny trend wielomianowy, dekompozycji Beveridgea-Nelsona (1981), modele strukturalne szeregów czasowych (*Structural Time Series Model STS*), które wiążą się, m.in. z pracami: Watson (1986), Harvey (1990, 1997), Harvey and Jager (1993), Harvey and Koopman (2000).

Analiza nieobserwowalnych składników szeregów czasowych – trendu, wahań koniunkturalnych, sezonowych lub losowych, jest możliwa po eliminacji pozostałych składników. Np. jeżeli w pierwszym kroku oczyścimy szereg z wahań

²¹ Por. np. Rua, Nunes, 2005, Łupiński, 2007. Obecnie Dynamiczne Modele Czynnikowe są również jednym z narzędzi stosowanych przez banki centralne do prognozowania inflacji – por. Baranowski, Leszczyńska, Szafranski, 2010.

sezonowych i nieregularnych to wyodrębnienie długookresowego trendu pozwala na wyznaczenie składnika cyklicznego: $c_t = x_t - g_t$.

Powszechnie stosowanymi w literaturze metodami dekompozycji szeregów czasowych oraz wyodrębniania poszczególnych składowych szeregu czasowego jest stosownie odpowiednich filtrów. W analizie procesów stochastycznych często stosuje się zatem przekształcenie zwane filtracją. Filtracja stacjonarnego procesu stochastycznego x_t modyfikuje amplitudy jego składowych harmonicznych oraz może powodować przesunięcie fazowe tych składowych. Znając funkcję gęstości procesu x_t oraz funkcję transferową zastosowanego filtra liniowego możemy wyznaczyć funkcję gęstości spektralnej wynikowego procesu y_t .

W zastosowaniach ekonomicznych często interesują nas filtry, które przepuszczają składowe harmoniczne procesu o określonych częstościach. W rzeczywistości trudno jest jednak skonstruować filtry idealne, zazwyczaj stosuje się jedynie filtry, które aproksymują filtry idealne. Należy pamiętać, iż eliminację poszczególnych komponentów można uznać za prawidłową, jeżeli wartość współczynnika koherencji pomiędzy procesem pierwotnym a procesem uzyskanym w wyniku transformacji jest niska w przedziałach częstości biorących udział w usuwaniu spektrum mocy a wysoka w pozostałych przedziałach. Współczynnik wzmocnienia powinien mieć wysoką wartość w przedziałach częstości niebiorących udziału w eliminacji, a niską w pozostałych przedziałach. Stosowanie filtrów linowych powinno pozostawić bez zmian charakterystyki fazy szeregów czasowych, kąt fazowy pomiędzy szeregiem oryginalnym a szeregiem uzyskanym w wyniku filtracji powinien być bliski zera.

Najczęściej stosowanymi w analizach ekonomicznych filtrami są filtry różnicujące oraz wygładzające. Dalej opiszemy filtry najczęściej stosowane w analizie spektralnej szeregów czasowych – filtry pozwalające wyodrębnić z szeregu wahania cykliczne. Do tych filtrów możemy zaliczyć filtr Hodricka-Prescotta, filtr Baxter-Kinga oraz jego modyfikację – filtr Christiano-Fitzgeralda.

Filtr Hodricka – Prescottta (1981)

Jest to niezwykle popularna, począwszy od lat 80-tych²², metoda wyodrębniania trendu długookresowego z szeregu czasowego. Hodrick and Prescott zaproponowali metodę, która wymaga przedstawienia szeregu czasowego za pomocą sumy składnika cyklicznego i długookresowego trendu: $x_t = g_t + c_t$. Filtr Hodricka-Prescotta wyłania z szeregu czasowego stochastyczny, zmieniający się gładko w czasie trend. Trend ten jest niezależny od komponentu cyklicznego (Canova, 1998).

Filtr Hodricka-Prescotta uważany jest za metodę pozwalającą na odseparowanie wahań o wysokiej częstotliwości stąd w literaturze zalicza się go do tzw. filtrów górno-pasmowych (*high-pass filters*). Eliminuje on z szeregu wahania o wysokich częstotliwościach, pozostawiając jedynie długookresowy trend. Należy zauważyć, iż po tak dokonanej dekompozycji, po odjęciu od oryginalnego szeregu czasowego jego długookresowego trendu, oprócz wahań cyklicznych, mogą być obecne również wahania krótkookresowe, zatem aby otrzymać jedynie komponent cykliczny, pozbawiony wahań przypadkowych, należałoby dodatkowo poddać szereg wcześniejszemu wygładzaniu z tego rodzaju wahań (Adamowicz, et al., 2009).

Znane są również inne modyfikacje filtra Hodricka-Prescotta, m.in. nieelastyczny filtr Hodricka-Prescotta (dla wysokiej wartości parametru wygładzania, *inflexible Hodrick-Prescott filter* – Ruth, Schouten, Wekker, 2006) oraz zmodyfikowany filtr Hodricka-Prescotta (*modified Hodrick-Prescott filter*), którego idea polega na ekstrakcji składowej cyklicznej na podstawie szeregu czasowego komponentu trend-cykl, który na krańcach próby został rozszerzony o prognozy wynikające z modelu ARIMA, dopasowanego do tej składowej w ramach procedury TRAMO/SEATS. Otrzymuje się w ten sposób estymator komponentu cyklicznego o minimalnym błędzie średniokwadratowym (Skrzypczyński, 2009). W OECD (Nilsson, Gyomai, 2009) zastąpiono stosowaną wcześniej metodę PAT podwójnym filtrem Hodricka-Prescotta (*double Hodrick-Prescott filter*) – dane podlegają odfiltrowaniu dwukrotnie, raz dla niskich i raz dla wysokich częstotliwości.

²² Hodrick i Prescott podkreślają jednak, iż jest to metoda powszechnie stosowana w naukach aktuarialnych już od lat 20-tych, tzw. *Whittaker-Henderson Type A method*.

Filtr Baxter – Kinga (1995)

Filtr Baxter – Kinga należy do tzw. filtrów pasmowych (*band-pass filters*), stworzony on został w odpowiedzi na potrzeby analiz wahań koniunkturalnych. Filtr ten eliminuje z szeregu składowe o bardzo dużych częstotliwościach (nieregularne) oraz o bardzo małych częstotliwościach (trend) pozostawiając jedynie składniki o częstotliwościach pośrednich, odpowiadających długościom cykli koniunkturalnych (Baxter, King, 1995). Stanowi on różnicę pomiędzy dwoma filtrami dolnopasmowymi (od filtru z granicą na poziomie górnych częstotliwości odejmuje się filtr z granicą na poziomie założonej dolnej częstotliwości). Filtr ten można stosować dla szeregów zintegrowanych w stopniu pierwszym bądź drugim oraz zawierających trend deterministyczny (Ruth, Schouten, Wekker, 2006).

Jest to filtr dwustronny, którego zasadniczą wadą jest konieczność „poświęcenia” pewnej ilości obserwacji z początku i z końca próby, co z praktycznego punktu widzenia jest nieakceptowalne. W literaturze najczęściej stosowane są dwie metody ominięcia tego problemu: ekstrapolacja szeregu x_t na przyszłość (wymagany jest odpowiedni model²³) bądź zastosowanie pewnego schematu ważenia (Ruth, Schouten, Wekker, 2006). Jest to jednak podejście upraszczające i może prowadzić do obciążonych oszacowań na krańcach próby (Adamowicz, et al., 2009).

Filtr Christiano – Fitzgeralda (2003)

Filtr Christiano-Fitzgeralda jest modyfikacją filtru Baxter-Kinga polegającą między innymi na wyznaczaniu wag w procedurze obliczania średniej ruchomej. Należy on również do filtrów pasmowych. Filtr ten pozbawiony jest podstawowej wady filtru Baxter-Kinga, a mianowicie nie powoduje konieczności „poświęcenia” obserwacji. Dokonuje się pewnej niesymetrycznej aproksymacji wartości dla początku i końca próby. Problem utraty ostatnich obserwacji jest tutaj rozwiązany za pomocą zastosowania asymetrycznych wag, przy czym ostatniej obserwacji przypisane są wagi wszystkich brakujących (przyszłych) obserwacji (Ruth et al., 2006). Można go zatem stosować do analizy również najnowszych danych.

Wagi²⁴ dla filtru Christiano-Fitzgeralda dostosowane są do wagi spektrum dla danej częstotliwości i dobierane tak, aby wynikowy proces (otrzymany po zastosowaniu filtru) był jak najbliższy, w sensie minimalizacji średniego błędu kwadratowego, „idealnemu” wynikowemu procesowi.

Z punktu widzenia stacjonarności zmiennych, które poddawane są filtracji istnieją dwa warianty filtru Christiano-Fitzgeralda: dla szeregów zintegrowanych w stopniu 1 oraz dla szeregów stacjonarnych. W przypadku zidentyfikowania niestacjonarności zmiennej ważne jest również określenie jej typu – czy jest to zmienna przyrostostacjonarna czy trendostacjonarna. W zależności od typu niestacjonarności przed zastosowaniem filtru Christiano-Fitzgeralda wymagane jest, w przypadku zmiennych przyrostostacjonarnych, usunięcie ze zmiennej dryfu (jeżeli jest on obecny w szeregu) lub dla zmiennych trendostacjonarnych usunięcie trendu deterministycznego.

Podsumowanie - wady i zalety poszczególnych metod

Analiza porównawcza różnych metod szacowania trendu dokonana przez Zarnowitza i Ozyildirima (2006) zdecydowanie wskazuje na przewagę wszystkich porównywanych przez nich metod nad trendem liniowym. Trend oszacowany za pomocą dekompozycji Beveridgea-Nelsona zawiera w sobie zbyt dużo wahań cyklicznych a odchylenia cykliczne nie odzwierciedlają prawidłowo faz i punktów zwrotnych. Filtr Hodricka-Prescotta jest elastyczny, wersja nieelastyczna daje wyniki zbliżone do metody PAT, jednak stopień wygładzenia komponentu cyklicznego nie jest wystarczający. Filtry pasmowe dają dobre oszacowania komponentu cyklicznego dla szerokiego zakresu pasma, otrzymane w ten sposób oszacowania składnika cyklicznego są wystarczająco wygładzone i zbliżone do metody PAT (Zarnowitz, Ozyildirim, 2006). Badania NBER wskazują na przewagę filtru Christiano-Fitzgeralda nad metodą PAT, gdyż filtr ten jest mniej wrażliwy na nowe obserwacje. Analiza korelacji i przesunięć fazowych z szeregiem odniesienia daje porównywalne wyniki dla obu filtrów pasmowych (Baxter-Kinga i Christiano-Fitzgeralda).

²³ W niektórych pakietach komputerowych są zaimplementowane metody ominięcia problemu ucinania próby przez filtr Baxter-Kinga, np. w programie BUSY (Fiorentini 2003), szereg jest przedłużany na podstawie prognoz z modelu AR z dryfem, którego optymalny rząd jest wybierany na podstawie kryterium informacyjnego Akaike.

²⁴ Wagi otrzymane w zależności od zastosowanego typu filtru Christiano-Fitzgeralda podaje m.in. Skrzypczyński, (2009).

Poważną wadą modeli trendu liniowego jest możliwość generowania cykli pozornych, jeśli analizowany proces jest procesem błędzenia losowego. Podobnie krytykowany jest w literaturze filtr Hodricka-Prescotta oraz Baxter-Kinga. Podkreśla się, że mogą one generować cykle pozorne i że są wrażliwe na nowe obserwacje.

Jeśli szereg czasowy ma szczyt spektrum dla częstotliwości odpowiadających długookresowym cyklom można stosować zarówno filtr Hodricka-Prescotta jak i Baxter-Kinga, jednak często zmienne ekonomiczne osiągają najwyższą wartość dla niskich częstotliwości, wtedy oba filtry nie dają dobrego obrazu składnika cyklicznego. Badania De Haan (1998) wskazują na zalety stosowania tzw. nieelastycznego filtra Hodricka-Prescotta. Ponieważ redukuje on liczbę cykli a otrzymane cykle są bardziej reprezentatywne, jednocześnie jest mniej wrażliwy na nowe obserwacje.

Badania Wośko (2009) wskazują, iż stosowanie standardowego filtra Hodricka-Prescotta może wiązać się z problemami wrażliwości wyników filtracji na zmiany wartości oraz dodawanie nowych obserwacji, ponadto gdy dane pierwotne zostaną poddane najpierw procesowi oczyszczenia z wahań sezonowych (który nie zawsze jest dokładny), może dochodzić do inferencji, a to z kolei może prowadzić do powstania cykli pozornych. Mechaniczne używanie filtra Hodricka-Prescotta może prowadzić do powstania cykli pozornych nawet, gdy w szeregu pierwotnym nie ma żadnej cykliczności. Problem cykli pozornych może być szczególnie istotny w przypadku szeregów niestacjonarnych.

Filtr Christiano-Fitzgeralda może prowadzić do przesunięć fazowych, zastosowany do szeregów, które nie odpowiadają założeniom również może również generować cykle pozorne. Strukturalne modele szeregów czasowych są, jak do tej pory, jedyną metodą niekrytykowaną za generowanie cykli pozornych (Ruth et al., 2006).

Badania dotyczące wyznaczania punktów zwrotnych wskazują na przewagę filtra Hodricka-Prescotta i filtrów pasmowych nad innymi metodami. Canova (1999) bada odporność wykrywania punktów zwrotnych na zastosowanie różnego rodzaju filtrów, jako benchmark zastosował punkty zwrotne ogłoszone przez komitet NBER – ze wszystkich zastosowanych tam filtrów, filtr Hodricka-Prescotta i filtry pasmowe, okazują się przewyższać inne, jeśli chodzi o ilość niezidentyfikowanych punktów zwrotnych i wykrytych fałszywych. Kranendonk (2005) pokazuje na danych holenderskich, że własności statystyczne w próbie są porównywalne dla filtrów Christiano-Fitzgeralda, Hodricka-Prescotta i Baxter-Kinga, jednak filtr Hodricka-Prescotta jest mniej wrażliwy na nowe informacje. Van Ruth i Schouten (2004) na podstawie badań ogonów rozkładów i danych „real-time” w przypadku wykrywania identyfikacji punktów zwrotnych wykazują jednak, że zarówno filtr Christiano-Fitzgeralda jak i Hodricka-Prescotta są podatne na znaczne rewizje.

Jeśli celem badania jest analiza związków w czasie między zmiennymi ekonomicznymi, to nie należy używać w celach dekompozycji zmiennych filtru w postaci pierwszych różnic z powodu możliwych przesunięć fazowych. Filtr Christiano-Fitzgeralda daje lepsze rezultaty niż Hodricka-Prescotta do analizy długości cykli, jednak filtr Hodricka-Prescotta jest lepszy w przypadku badania powiązań pomiędzy zmiennymi. Filtr Hodricka-Prescotta eliminuje tylko wahania o niskiej częstotliwości (długookresowe, trendy), ale robi to mało precyzyjnie (dla danych miesięcznych różnice między funkcją przyrostu filtru idealnego a Hodricka-Prescotta są dość duże). Filtr Christiano-Fitzgeralda uwzględnia strukturę stochastyczną dekomponowanej zmiennej, filtracja nie ma zatem charakteru ad hoc jak w przypadku np. filtra Hodricka-Prescotta (Skrzypczyński, 2009).

W kontekście analiz wahań koniunkturalnych przewagą stosowania filtrów pasmowych jest możliwość ograniczenia analizy jedynie do fluktuacji o określonym paśmie wahań, pomijając inne, które z punktu widzenia analizy koniunktury są nieistotne (np. krótkookresowe, sezonowe, trend długookresowy). Canova (1998) podkreśla, że żadna z metod wyłaniania trendu z szeregu czasowego nie jest uważana za poprawną z każdego punktu widzenia. Można założyć, że wszystkie dostępne procedury są jedynie pewnego rodzaju aproksymacjami, które pozwalają patrzeć na trend z różnych perspektyw.

3.4.3 Datowanie cykli koniunkturalnych

Algorytm Bry-Boschan

Algorytm Bry-Boschan (1971) stanowi adaptację metody używanej m.in. przez NBER, pozwalającej na wyznaczenie dat punktów zwrotnych, a co za tym idzie dat trwania cykli i ich faz. Pozwala on na identyfikację cykli o zmiennej długości. Etapy procedury Bry-Boschan (Bry, Boschan, 1971; Kudrycka, Nilson, 1993):

1 etap – wyznaczenie wartości ekstremalnych i zastąpienie ich wygładzonymi wartościami odpowiadającymi 15-wyrazowej krzywej Spencera. Analiza długości cykli może być wrażliwa na występowanie w szeregu tzw. wartości ekstremalnych. Bry i Boschan definiują wartości ekstremalne jako takie wartości, których stosunek do 15-miesięcznej wstępnie wygładzonej krzywej Spencera²⁵ (krzywa Spencera A) jest poza zadanym przedziałem. Standardowo przyjmuje się kryterium 3,5 odchylenia standardowego (tzw. *control limit*). Tak zidentyfikowane obserwacje zastępuje się wygładzonymi wartościami z krzywej Spencera. Otrzymujemy w ten sposób krzywą Spencera B oraz wyznaczamy 12-miesięczną średnią ruchomą²⁶;

2 etap – wyznaczenie potencjalnych punktów zwrotnych (PZ) na krzywej wyznaczonej za pomocą modelu 12-miesięcznej średniej ruchomej ze zmienionymi w etapie 1 wartościami ekstremalnymi. Średnia ruchoma pozwala otrzymać krzywą o mniejszych fluktuacjach niż krzywa Spencera. Zatem aby nie otrzymać zbyt wielu potencjalnych punktów zwrotnych wyznacza się je dla średniej ruchomej. Potencjalne punkty zwrotne są wyznaczone w dwóch krokach. W pierwszym kroku punkty zwrotne są proponowane i następnie są one poddawane procedurze testowania. Zakłada się następujące ograniczenia: punktami zwrotnymi mogą być miesiące, w których szereg przyjmuje wartość wyższą (lub niższą) niż w 5 sąsiednich miesiącach (po obu stronach): $x_t > (<)x_{t \mp k}$ dla $k = 1, \dots, K$ oraz $K = 5$ miesięcy. Następnie testowana jest właściwa kolejność występowania naprzemiennie szczytów i siodła oraz eliminacja wielokrotnych punktów (*multiple turns*). Polega to na wybraniu najwyższego szczytu i najniższego położonego siodła spośród kilku sąsiednich (jeśli mają taką samą wartość jako punkty zwrotne przyjmuje się ostatnią z tych obserwacji);

3 etap – określenie punktów zwrotnych odpowiadających krzywej Spencera. Punkty zwrotne na krzywej Spencera są najbliższe oryginalnemu szeregowi. Zgodnie z algorytmem należy wyszukać w sąsiedztwie zidentyfikowanych wcześniej potencjalnych punktów zwrotnych wartości najwyższe (najniższe) na krzywej Spencera. Tak zidentyfikowane punkty są następnie poddane dwóm testom: pomiędzy sąsiednimi punktami zwrotnymi musi być przynajmniej 15 miesięcy oraz maksima i minima powinny występować naprzemiennie. Dodatkowo, aby uniknąć pozornych okresów wzrostu bądź spadku, wyklucza się punkty zwrotne, które są bliżej niż 6 miesięcy od początku i końca próby. W przypadku zidentyfikowania punktów zwrotnych, które są położone bliżej niż 15 miesięcy od siebie algorytm usuwa punkt o wartości niższej spośród sąsiednich szczytów (bądź wyższej dla minimów);

4 etap – określenie punktów zwrotnych odpowiadających krótkookresowej średniej ruchomej (3 – 6 miesięcy), wyznaczenie tzw. krzywej MCD. Krzywa Spencera może stanowić podstawę identyfikacji punktów zwrotnych, jednak, jak każda długookresowa średnia ruchoma, podlega ona zmianom okresowym: zmiany poziomu i kierunku nachylenia, konwertowanie wahań nieregularnych w regularne wahania cykliczne, dlatego też ostateczna identyfikacja punktów zwrotnych powinna zostać przeprowadzona na oryginalnym szeregu. W celu zredukowania efektu zmian nieregularnych i wpływu obserwacji nietypowych stosuje się średnią ruchomą o wąskim zakresie 3-6 miesięcy. W celu identyfikacji MCD o okresie 1-2 miesiące szacuje się 3-miesięczną średnią, a dla 7 i więcej, 6-miesięczną. Sposób wyznaczania punktów zwrotnych dla tak otrzymanych szeregów jest analogiczny jak powyżej. Identyfikuje się najwyższe (najniższe) punkty leżące na krzywej MCD odpowiadające punktom z krzywej Spencera w 5-miesięcznym okienku. Tak wyznaczone punkty zwrotne leżące na początku bądź końcu próby są pomijane. Pozostałe punkty zwrotne są testowane, aby wykluczyć ich pokrywanie się (*crossovers*);

²⁵ Krzywa Spencera – jest to długookresowa ważona średnia ruchoma, która najwyższe wagi przypisuje środkowym obserwacjom a końcowym wagi ujemne. Jest to bardzo elastyczna metoda wygładzania szeregu, która jednocześnie dobrze zachowuje punkty zwrotne.

²⁶ Badania Bry i Boschana wskazują, iż inne metody eliminacji wartości ekstremalnych, np. średnia z najbliższych nie ekstremalnych wartości prowadzą do bardzo zbliżonych rezultatów (por. Bry, Boschan, 1971).

5 etap – określenie ostatecznych punktów zwrotnych odpowiadających oryginalnemu szeregowi. Dla niewyglądzonego szeregu wyznacza się punkty zwrotne odpowiadające punktom z krzywej MCD w sposób analogiczny jak powyżej. Przyjmuje się okno poszukiwań jako +/- MCD lub 4 miesiące (wybiera się wyższą z tych wartości). Przeprowadza się tutaj końcowe testy, które służą do eliminacji punktów zwrotnych występujących na początku bądź końcu próby (w pierwszych 6 lub ostatnich 6 obserwacjach), szczytów (siodła) na obu końcach szeregów, które są niższe (wyższe) niż inne wartości bliższe końcom szeregu, cykli krótszych niż 15 miesięcy, faz krótszych niż 5 miesięcy. D. Kardigan i A.R. Pagan (2002) zmodyfikowali powyższy algorytm dla danych kwartalnych. W zaproponowanym przez nich algorytmie (tzw. algorytm BBQ) przyjmuje się, iż każda faza cyklu trwa co najmniej 2 kwartały, a cały cykl ma długość przynajmniej 5 kwartałów.

Modele przełącznikowe Markowa

James D. Hamilton zastosował metodologię ukrytych łańcuchów Markowa do badania zmian koniunkturalnych (1988, 1989). Modele te stały się popularnym narzędziem analizy niestacjonarnych szeregów czasowych, w których proces generujący dane jest procesem, w którym obserwacje są generowane przez różne mechanizmy losowe, czyli w szeregu możemy zidentyfikować występowanie tzw. reżimów. Aktualnie metoda ta uważana jest za niezwykle skuteczną²⁷.

Modelami przełącznikowymi nazywamy wszystkie modele o zmiennych parametrach, w których zmiany mają charakter skokowy. Modele takie mogą być z powodzeniem używane do identyfikacji punktów zmian reżimów (punktów zwrotnych). Szczególnym przypadkiem tego typu modeli są modele przełącznikowe, w których uzmiennienia parametrów dokonuje się za pomocą zmiennych zerojedynkowych (Maddala, 2006). Stosowanie zmiennych zerojedynkowych wymaga jednak znajomości dat zmian reżimów, co w przypadku analizy punktów zwrotnych w cyklach koniunkturalnych jest zazwyczaj niemożliwe. W tym wypadku moment ten można traktować jako dodatkowy parametr modelu podlegający estymacji. Można przyjąć, iż procesem sterującym przechodzenie z reżimu do kolejnego reżimu może być pewien proces stochastyczny, np. jednorodny łańcuch Markowa. Otrzymujemy w ten sposób tzw. przełącznikowe modele Markowa.

Procedury szacowania przełącznikowych modeli Markowa są dosyć skomplikowane, wykorzystują one metody iteracyjne, wymagają zazwyczaj specjalistycznego oprogramowania. Opis aplikacji dla analiz koniunktury można znaleźć np. w Layton, Smith (2007), Decewicz, Dędyś (1999).

3.4.4 Metody oceny powiązań pomiędzy komponentami cyklicznymi badanych zmiennych

Do oceny stopnia i rodzaju powiązania wybranych zmiennych ekonomicznych z szeregiem odniesienia można zastosować wiele statystyk opisowych, zarówno wyznaczonych w dziedzinie czasu jak i w dziedzinie częstości. Większość z nich to standardowe podejścia w analizach synchronizacji cykli koniunkturalnych, szeroko opisane w literaturze. W niniejszej analizie zastosowane zostaną:

- analiza graficzna;
- analiza korelacji;
- analiza punktów zwrotnych;
- analiza cross-spektralna – współczynnik koherencji, przesunięcia fazowego oraz wzmocnienia.

Analiza graficzna

Analiza graficzna wykresów komponentów cyklicznych badanych zmiennych oraz komponentu cyklicznego szeregu odniesienia.

Analiza korelacji

Analiza współczynników korelacji wzajemnej daje pogląd na relacje jakie łączą analizowane zmienne, nie wskazuje jednak kierunku przyczynowości tych relacji. Znalezienie najwyższych wartości współczynnika korelacji wśród

²⁷ Dla danych polskich estymacje punktów zwrotnych za pomocą przełącznikowych modeli Markowa można znaleźć, m. in. w: Fic, 2009 oraz Decewicz, Dędyś, 1999.

wszystkich współczynników wyznaczonych dla różnych opóźnień/przyspieszeń pozwala wyselekcjonować takie przesunięcia czasowe pomiędzy szeregami, dla których można zidentyfikować najsilniejsze związki korelacyjne. Rekursywnie wyznaczone współczynniki korelacji pozwalają na ocenę czy zależność pomiędzy analizowanymi zmiennymi jest stabilna w czasie, czy też siła tej zależności ulega zmianom w czasie. W tym celu wyznaczono współczynniki korelacji dla rolowanej próby przesuując okno czasowe.

Analiza punktów zwrotnych

Analiza punktów zwrotnych pozwala na dokładne porównanie czasów trwania poszczególnych faz cykli dla każdej zmiennej. Tak przeprowadzona analiza, szczególnie dla dużych zbiorów danych, rzadko pozwala na wyciągnięcie jednoznacznych wniosków. Dlatego też wyznaczone zostały statystyki opisujące średnie i medianowe wyprzedzenie występowania górnych i dolnych punktów zwrotnych.

Analiza cross-spektralna

Naturalnym sposobem analizy cyklicznych własności szeregów czasowych jest badanie funkcji w dziedzinie częstości. Narzędziem badania staje się w tym przypadku analiza funkcji gęstości spektralnej. Matematyczną podstawę takiej analizy stanowi analiza Fouriera. Do analizy spektralnej zalicza się zbiór metod estymacji, predykcji i testowania dotyczących spektralnej gęstości (inaczej spektrum) danego szeregu czasowego. Współczesne zastosowania tym metodom nadali M. Bartlett, J. Tukey oraz A. Jagłom. Analiza spektralna jest pewną modyfikacją analizy Fouriera.

Każdy stacjonarny proces stochastyczny x_t ($t = 1, 2, \dots, N$) można aproksymować za pomocą sumy wahań harmoniczných. Analiza Fouriera służy do badania struktury harmoniczných szeregu czasowego. Celem tej analizy jest dekompozycja złożonego szeregu czasowego zawierającego składniki cykliczne na kilka podstawowych funkcji sinusoidalnych (sinus i cosinus) o określonych długościach fali w celu wyznaczenia tych częstości, które okazują się szczególnie silne lub ważne. Jednym ze sposobów postępowania jest w tym przypadku analiza w kategoriach modelu regresji wielorakiej, gdzie zmienną zależną jest obserwowany szereg czasowy, a zmiennymi niezależnymi są funkcje sinus o wszystkich możliwych (dyskretnych) częstościach.

Założmy, że x_t ($t = 1, 2, \dots, N$) jest stacjonarnym procesem stochastycznym o średniej zero. Przebieg wartości tego szeregu można przedstawić za pomocą wielomianu trygonometrycznego (Zieliński oraz Talaga, 1986):

$$x_t = \sum_{i=1}^{\frac{N}{2}} (a_i \cos \omega_i t + b_i \sin \omega_i t), \text{ gdzie } \omega_i = \frac{2\pi i}{N}, i = 1, 2, \dots, \frac{N}{2} \quad (2)$$

Prawa strona powyższego wielomianu jest sumą $\frac{N}{2}$ harmonik: $a_i \cos \omega_i t + b_i \sin \omega_i t$, które są sinusoidami o częstościach $\omega_1 = \frac{2}{N}, \omega_2 = \frac{4}{N}, \dots, \omega_{\frac{N}{2}} = \pi$ oraz okresach: $\frac{N}{2}, \frac{N}{3}, \dots, \frac{N}{N/2}$.

W przypadku traktowania równania (2) jako równania regresji, parametry cosinusa (a_i) oraz sinusa (b_i) są współczynnikami tej regresji i określają stopień, w jakim wartości funkcji cosinus i sinus od argumentu $\omega_i t$ jest powiązana z danymi. Zidentyfikowanie silnego, istotnego związku (wysokich wartości współczynników a_i, b_i) oznacza silną okresowość o danej częstości. Obliczone oceny parametrów pozwalają na konstrukcję periodogramu i oszacowanie funkcji gęstości spektralnej. Wariancja procesu stochastycznego jest równa polu powierzchni krzywej ograniczonej przez funkcję gęstości spektralnej²⁸ $f(\omega)$, z kolei różniczka $f(\omega)d\omega$, oznacza udział w ogólnej wariancji procesu wahań o częstościach zawartych w przedziale częstości ($\omega, \omega + d\omega$) (Talaga, Zieliński, 1986).

Funkcja gęstości spektralnej umożliwia rozpoznanie struktury harmoniczných szeregu czasowego i ustalenie udziału poszczególnych składników szeregu w ogólnej wariancji procesu. Za pomocą graficznego przedstawienia funkcji gęstości spektralnej można określić rodzaj procesu, np. jeżeli funkcja gęstości spektralnej jest stała to prezentowany proces jest białym szumem. Ekonomiczne procesy stochastyczne charakteryzują się również często krzywą gęstości spektralnej zbliżoną do hiperboli – przyjmuje ona duże wartości dla częstości bliskich zeru a dla większych opada (tzw. „Granger shape” - Granger, 1966). Oznacza to, iż największy udział w strukturze harmoniczných mają w tym

²⁸ Omówienie własności funkcji gęstości spektralnej można znaleźć, m.in. w (Talaga, Zieliński, 1986, s. 22).

przypadku wahań długookresowe, natomiast w miarę jak okres wahań się zmniejsza, maleje ich udział w ogólnej wariancji procesu (Talaga, Zieliński, 1986).

Analiza cross-spectralna, która polega na ocenie zależności pomiędzy zmiennymi na podstawie metod z dziedziny częstości wymaga przeprowadzenia analizy spektralnej w kategoriach analizy wielowymiarowej. Analiza spektralna może zatem dać pewne wyobrażenie o powiązaniach pomiędzy cyklami dotyczącymi różnych procesów. Zależność pomiędzy parami składników dwóch procesów może być określona za pomocą funkcji gęstości spektralnej dla każdego z tych procesów oraz funkcji wzajemnej gęstości spektralnej. Można określić funkcję wzajemnej gęstości spektralnej (cross-spektrum), a na jej podstawie gęstość krospektralną (spektrum zgodne – mierzy kowariancję pomiędzy składnikami analizowanych procesów mającymi jednakową fazę) oraz gęstość kwadratospiektralną²⁹ (mierzy kowariancję między składnikami procesów poza fazą, tj. przesuniętymi o 90°).

- Miarą liniowego związku pomiędzy ortogonalnymi składnikami częstości ω dwóch procesów jest **współczynnik koherencji** $R(\omega)$. Obrazuje on liniową korelację pomiędzy składowymi wahań harmonicznymi o określonych częstościach ω pomiędzy procesami X_{kt}, X_{jt} (Rua, Nunes, 2005; Talaga, Zieliński, 1986). Współczynnik koherencji wskazuje, które składniki częstości dwóch szeregów czasowych są ze sobą skorelowane oraz jaka jest siła tej zależności. Przy interpretacji współczynnika koherencji należy być ostrożnym, na przykład, jeżeli oceny gęstości widmowej w obu szeregach są bardzo małe, możemy otrzymać duże wartości koherencji nawet jeśli nie występują silne składniki cykliczne w którymkolwiek z szeregów w danej częstotliwości. Wartości współczynnika koherencji można zestandaryzować przez podniesienie do kwadratu i podzielenie przez iloczyn ocen gęstości widmowej dla obu szeregów. Otrzymujemy tzw. **kwadrat koherencji**, który interpretowany jest podobnie do kwadratu współczynnika korelacji. Współczynnik ten przyjmuje wartości z przedziału $[0,1]$ i im jego wartość jest bliższa jedynce tym silniej świadczy to o powiązaniu analizowanych procesów.
- **Kąt fazowy** $\varphi(\omega)$ mierzy różnicę w fazie pomiędzy odpowiednimi składowymi harmonicznymi procesów X_{kt}, X_{jt} . Mierzy więc wyprzedzenie X_{jt} przez X_{kt} dla określonej częstości ω . Na podstawie wykresu kąta fazowego można ocenić odpowiednie przesunięcie dla każdej pary ortogonalnych składników częstości w przedziale $[0, \pi]$. Interpretując zmiany fazy pomiędzy procesami X_{kt}, X_{jt} należy uwzględnić wartość współczynnika koherencji, bowiem istotne są przesunięcia fazy w częstościach, dla których otrzymano wysokie wartości współczynnika koherencji. Interpretację wykresu kąta fazowego można podsumować następująco: jeżeli krzywa posiada stałe nachylenie to opóźnienie czasowe jest jednakowe dla każdej częstości, jeżeli nachylenie wzrasta, to składniki wysokich częstości są bardziej opóźnione niż składniki niskich częstości i odwrotnie – jeżeli nachylenie zmniejsza się wraz ze wzrostem częstości, to składniki długookresowe są bardziej opóźnione niż składniki krótkookresowe (Talaga, Zieliński, 1986).
- Na podstawie kąta fazowego wyznacza się również przesunięcie fazowe lub **przesunięcie czasowe** (Talaga, Zieliński, 1986). Oceny przesunięcia fazowego są miarami stopnia, w jakim każdy składnik częstotliwości jednego szeregu wyprzedza drugi. Pozwala ono ocenić odpowiednie wyprzedzenia lub opóźnienia analizowanych par zmiennych w danym zakresie wahań. Ujemna (dodatnia) wartość przesunięcia fazowego informuje o wyprzedzaniu (opóźnieniu) zmiennej niezależnej względem zmiennej zależnej dla częstości ω .
- W przypadku analizy przesunięć fazowych dla dużego zbioru zmiennych należy zastosować pewną procedurę upraszczającą, np. dokonywać analizy przesunięć jedynie dla wybranych częstotliwości lub pasma lub wyznaczyć średnie miary przesunięć (Rua, Nunes, 2005).

²⁹ Odpowiednie twierdzenia i dowody można znaleźć, m. in. w Talaga, Zieliński, 1986, s. 25-32.

4 Opis narzędzia badawczego – wyniki empiryczne

4.1 Konstrukcja zagregowanych wskaźników koniunktury dla Polski

Analizie empirycznej w prezentowanym badaniu poddano ok. 200 zmiennych reprezentujących, m.in.:

- rynek finansowy;
- rynek pieniężny;
- ankietowe badania koniunktury GUS³⁰;
- gospodarkę realną;
- rynek pracy;
- handel zagraniczny;
- finanse publiczne;
- gospodarkę Niemiec;
- gospodarkę Unii Europejskiej.

Dokładny wykaz zmiennych wraz z opisem ich źródeł znajduje się w załączniku (por. Dodatek, Tabl. 7). Próba obejmowała okres od stycznia 1995 r. do grudnia 2013 r. (dla części zmiennych z powodu braku dostępności porównywalnych danych próba była krótsza).

Wszystkie szeregi czasowe z powodu ryzyka wystąpienia tzw. efektu Gibasa³¹, zostały odsezonowane (metoda Census X12), następnie wyodrębniono komponent cykliczny – za pomocą filtru pasmowo-przepustowego **Christiano-Fitzgeralda** pozostawiono wahania o częstotliwości **2-8 lat** i osłabiono pozostałe. Zastosowanie filtru Christiano-Fitzgeralda wymaga dokładnego zbadania stacjonarności zmiennych. Stacjonarność wszystkich zmiennych została zweryfikowana za pomocą testu ADF i PP. Większość zmiennych okazała się niestacjonarna wokół trendu. W zależności od wyników testów pierwiastków jednostkowych zastosowano odpowiedni wariant filtru Christiano-Fitzgeralda (dla zmiennych $I(0)$ lub $I(1)$ z usunięciem średniej lub trendu z szeregu). Ostatecznie, w celu doprowadzenia danych do porównywalności zostały one dodatkowo poddane standaryzacji.

Potencjalne szeregi zostały następnie poddane wielowymiarowej weryfikacji statystycznej. Dla każdego szeregu zidentyfikowane punkty zwrotne (algorytm Bry-Boschan) oraz wyznaczono przesunięcia w czasie pomiędzy odpowiednimi szczytami oraz dnami. Wyznaczono również współczynniki korelacji krzyżowych (wyznaczono maksymalne opóźnienie/wyprzedzenia do 12 miesięcy) pomiędzy każdą zmienną a realną produkcją sprzedaną przemysłu. Za pomocą analizy spektralnej wyznaczono najistotniejsze długości trwania cykli w każdym analizowanym szeregu, jego koherencję z szeregiem referencyjnym *SIPR* oraz odpowiednie wyprzedzenia lub opóźnienia w fazach cykli. Zidentyfikowanie wysokich wartości cross-amplitud oznacza, że składniki o danych częstotliwościach w obu szeregach wykazują silną współzmiennność. Tak przeprowadzona analiza pozwoliła na identyfikację zmiennych, których zmiany wyprzedzają zmiany *SIPR* (*leading indicators*) oraz szeregów, których zmiany są równoczesne ze zmianami *SIPR* (*coincident indicators*).

Identyfikacja zmiennych wyprzedzających oraz jednoczesnych pozwala na konstrukcję zagregowanych wskaźników. Ze względu na stabilność, prostotę oraz odporność do agregacji wybranych szeregów zastosowano średnią arytmetyczną. Analiza wyników zawartych w tabelicy w załączniku (por. Dodatek, Tablica 7) pozwala na dokonanie wstępnej klasyfikacji zmiennych, na wyróżnienie zmiennych jednoczesnych, wyprzedzających, opóźnionych oraz zmiennych, które nie są skorelowane z cyklem odniesienia.

Ponieważ dla części zmiennych otrzymane wyniki nie są jednoznaczne analiza przebiegała wielowymiarowo.

³⁰ Por. K. Walkowska, 2010.

³¹ W przypadku krótkich szeregów czasowych może dojść do niepełnego usunięcia sezonowości przez filtr Christiano-Fitzgeralda, a przeprowadzone odsezonowanie poprawia również efektywności estymacji za pomocą periodogramu wartości funkcji spektralnej.

I wymiar - brano pod uwagę czyste własności statystyczne pojedynczych zmiennych:

- zmienną uznano za skorelowaną z szeregiem odniesienia jeżeli:
 - ✓ współczynnik korelacji przekracza 0,5;
 - ✓ współczynnik koherencji przekracza 0,5;
- odpowiedni poziom jednoczesności lub wyprzedzenia (t_{max}):
 - ✓ jednoczesna - jeżeli wyprzedzenie (opóźnienie) nie przekraczało 1 miesiąca;
 - ✓ wyprzedzająca – wyprzedzenie większe lub równe 4 miesiące.

II wymiar – dodatkowe warunki:

- zmienne „na granicy” pierwszego zbioru kryteriów i uwzględnienie całego „zespołu” miar przesunięcia³²;
- istotność ekonomiczna (jeżeli dana zmienna odpowiadała istotnemu procesowi gospodarczemu, reprezentowała ważny dla procesów cyklicznych mechanizm ekonomiczny, to analizowano bardziej szczegółowo możliwość jej uwzględnienia we wskaźniku zagregowanym – por. następne kryterium);
- wpływ uwzględnienia lub odrzucenia kandydującej zmiennej na poprawę lub pogorszenie własności statystycznych wskaźnika zagregowanego.

Przeprowadzona analiza pozwoliła na identyfikację zmiennych, których zmiany wyprzedzają zmiany szeregu odniesienia (*leading indicators*) oraz są z nim równoczesne (*coincident indicators*). Analiza poszczególnych wyników pozwoliła zakwalifikować zmienne wchodzące w skład wskaźnika jednoczesnego oraz wyprzedzającego³³.

W skład **wskaźnika jednoczesnego (COINC)** wchodzi³⁴:

1. Cena ropy Brent, PLN/baryłka (light blend 38 API, Wielka Brytania), ceny stałe przy roku odniesienia 2010, źródło: obliczenia własne na podstawie www.imf.org, kod: POILBRE_USD;
2. Indeks produkcji sprzedanej przemysłu - dobra zaopatrzeniowe (wg Głównych Grupowań Przemysłowych), rok 2010 = 100, źródło: Eurostat;
3. Indeks produkcji sprzedanej przemysłu - górnictwo i wydobywanie, przetwórstwo przemysłowe, wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i powietrze do układów klimatyzacyjnych, budownictwo, w Niemczech, rok 2010 = 100, źródło: Eurostat;
4. Indeks sprzedaży hurtowej i detalicznej (z wyłączeniem pojazdów mechanicznych oraz motocyklowych), rok 2010 = 100, źródło: Eurostat.
5. Koniunktura w budownictwie - diagnoza - portfel zamówień na roboty budowlano-montażowe na rynku krajowym, źródło: http://www.stat.gov.pl/gus/koniunktury_PLK_HTML.htm;
6. Koniunktura w handlu detalicznym - diagnoza - bieżąca ilość sprzedanych towarów, źródło: http://www.stat.gov.pl/gus/koniunktury_PLK_HTML.htm;
7. Koniunktura w przemyśle – diagnoza - bieżąca ogólna sytuacja gospodarcza przedsiębiorstwa, źródło: http://www.stat.gov.pl/gus/koniunktury_PLK_HTML.htm;
8. Kurs zamknięcia DAX, źródło: www.stooq.pl;
9. Produkcja cementu, tys. ton, źródło: Biuletyn Statystyczny GUS;

³² Należy pamiętać, iż wyniki podane w Dodatku zawierają wartości średnie przesunięcia czasowego oraz opóźnienia w identyfikacji punktów zwrotnych, dla opóźnienia korelacyjnego są to wartości maksymalne, natomiast dokładna analiza poszczególnych wartości pozwalała na wyciągnięcie bardziej jednoznacznych wniosków.

³³ Dokonano rewizji potencjalnych zmiennych obrazujących cykl koniunkturalny. Zwrócono szczególną uwagę na różnice pomiędzy zmiennymi o charakterze nominalnym oraz realnym, jak również wyłączono z analizy zmienne będące istotnymi składowymi szeregu odniesienia. Uwzględniono także dodatkowe zmienne reprezentujące partnerów handlowych Polski – gospodarkę Niemiec oraz Unię Europejską (badania koniunktury oraz produkcję w Niemczech i UE). Dokonano analizy uwzględniając logarytmy zmiennych.

³⁴ Jeżeli nie zaznaczono inaczej dane dotyczą Polski.

10. Produkcja stali surowej, tys. ton, źródło: Biuletyn Statystyczny GUS;

11. Wydajność pracy - produkcja sprzedana przemysłu/przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw tys. PLN/osoba, ceny stałe przy roku odniesienia 2010, źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS;

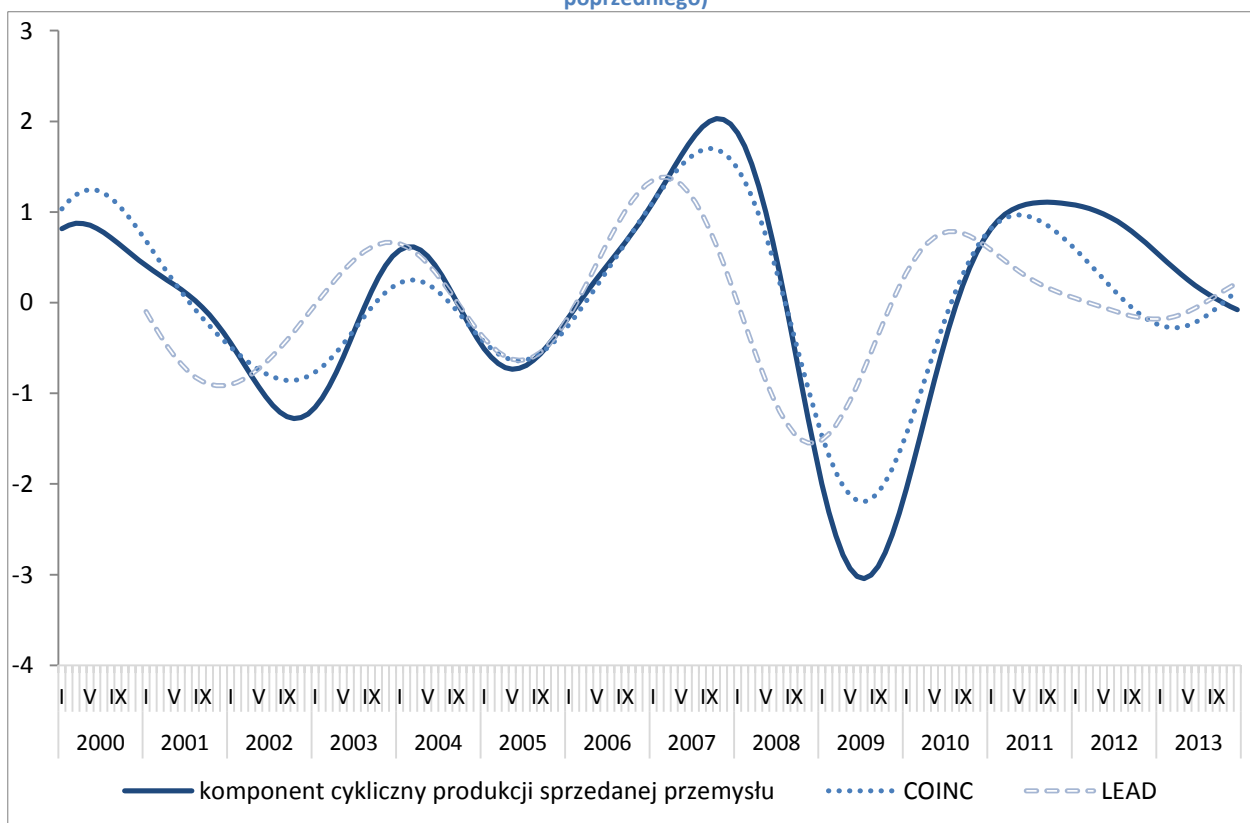
Zmiennymi tworzącymi **wskaźnik wyprzedzający (LEAD)** są³⁵:

1. ESI - wskaźnik ufności w handlu detalicznym w Unii Europejskiej, źródło: Eurostat;
2. Indeks produkcji sprzedanej przemysłu - dobra konsumpcyjne (wg Głównych Grupowań Przemysłowych), rok 2010 = 100, źródło: Eurostat;
3. Koniunktura w przemyśle - przewidywana ogólna sytuacja gospodarcza przedsiębiorstwa; źródło: http://www.stat.gov.pl/gus/koniunktury_PLK_HTML.htm;
4. Kurs zamknięcia WIG, źródło: www.stooq.pl;
5. Oferty pracy zgłoszone w ciągu miesiąca, tys., źródło: Biuletyn Statystyczny GUS;
6. Przewozy ładunków, tys. ton, źródło: Biuletyn Statystyczny GUS;
7. Różnica pomiędzy oprocentowaniem 10-letnich obligacji skarbowych a oprocentowaniem WIBOR1M, źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat oraz www.stooq.pl;
8. Średni kurs USD w zł, źródło: NBP;

Zmienne te spełniają wymagane warunki, są istotnie skorelowane z szeregiem odniesienia (zarówno w dziedzinie czasu, jak i występuje między nimi wysoka koherencja dla danych częstości). Zmienne te reprezentują różne dziedziny gospodarki i procesy gospodarcze. Pewien nacisk położono także na wykorzystanie zmiennych z badań ankietowych koniunktury GUS – ze względu na kwestie ewentualnej integracji badań i analizę wyników. Agregacji szeregów dokonano stosując średnią arytmetyczną prostą.

Otrzymano następujące wskaźniki zagregowane (por. Wykres 2):

Wykres 2. Przebieg wskaźnika jednoczesnego COINC oraz wskaźnika wyprzedzającego LEAD na tle szeregu odniesienia (komponent cykliczny produkcji sprzedanej przemysłu, ceny stałe przy roku odniesienia 2010, zmiana procentowa w stosunku do odpowiedniego miesiąca roku poprzedniego)



³⁵ Jeżeli nie zaznaczono inaczej dane dotyczą Polski.

Tablica 1. Podsumowanie wyników dla wskaźników zagregowanych. Szereg odniesienia SIPR.

Lp.	Nazwa zmiennej	Współczynniki korelacji			współczynniki koherencji	średnie przesunięcie fazowe	średnie opóźnienie punktów zwrotnych			mediana opóźnienia punktów zwrotnych		
		r_{\max}	t_{\max}	r_0			GPZ	DPZ	łącznie	GPZ	DPZ	łącznie
1	COINC	0,96	0	0,96	0,91	-0,02	-1,33	0,00	-0,67	-2,5	0,5	-0,5
2	LEAD	0,90	-7	0,51	0,27	-0,56	-7,67	-5,3	-6,3	-10,5	-8,5	-7,0

Źródło: obliczenia własne.

Oszacowane w ten sposób zagregowane wskaźniki koniunktury cechują się pożądanymi własnościami. Tablica 1 prezentuje strukturę wyprzedzeń i opóźnień wskaźnika wyprzedzającego (*LEAD*) oraz wskaźnika jednoczesnego (*COINC*) względem szeregu odniesienia. Wskaźnik jednoczesny jest silnie jednocześnie skorelowany z szeregiem odniesienia. Szereg wyprzedzający jest skorelowany z szeregiem odniesienia, najsilniejsza korelacja widoczna jest dla wyprzedzenia 7 miesięcy.

Średnie niedopasowania w identyfikacji punktów zwrotnych, zarówno szczytów jak i dolnych punktów zwrotnych, na podstawie wskaźników jednoczesnych mieszczą się w granicach jednego miesiąca. Jedynie mediana wyprzedzenia górnych punktów zwrotnych wynosi ponad 2 miesiące. Wyprzedzenie identyfikacji punktów zwrotnych na podstawie wskaźnika wyprzedzającego *LEAD* wynoszą średnio ok. 6-7 miesięcy, większe wyprzedzenia widoczne są dla górnych punktów zwrotnych (średnio prawie 8 miesięcy, dolne punktu zwrotne są prognozowane z wyprzedzeniem ok. 5 miesięcy). Średnie długości trwania faz cykli pomiędzy poszczególnymi punktami zwrotnymi dla wygenerowanych wskaźników koniunktury są zbliżone do szeregu odniesienia (por. Tablica 2).

Tablica 2. Średnie długości trwania cyklu (w miesiącach, pomiędzy punktami zwrotnymi).

Zmienna	Faza spadku	Górne PZ	Faza wzrostu	Dolne PZ
SIPR	20	40,75	20,4	38,25
COINC	19,67	42,5	22,33	41,33
LEAD	23	39	21,33	43,67

Źródło: obliczenia własne.

W poniższej tablicy (por. Tablica 3) zaprezentowano najistotniejsze długości cykli dla wskaźników *COINC* i *LEAD* oraz wyprzedzenie czasowe dla tych długości cykli względem szeregu odniesienia SIPR. Dla cyklu ok. 3,5 letniego wyprzedzenie dla wskaźnika *COINC* wynosi ok. 1 miesiąca, natomiast dla wskaźnika wyprzedzającego niecałe 7 miesięcy, w przypadku cyklu 7-letniego opóźnienie reprezentowane przez wskaźnik jednoczesny wynosi niecałe 2 miesiące, natomiast dla wskaźnika *LEAD*, dla cyklu ok. 6,5 letniego, wyprzedzenie wynosi ponad 11 miesięcy, dla ok. 4-letniego cyklu wyprzedzenie dla wskaźnika *COINC* wynosi ok. 1 miesiąca, natomiast wskaźnik *LEAD* wyprzedza szereg odniesienia o ponad 6 miesięcy.

Tablica 3. Najważniejsze zidentyfikowane długości cykli oraz przesunięcie czasowe dla tych cykli.

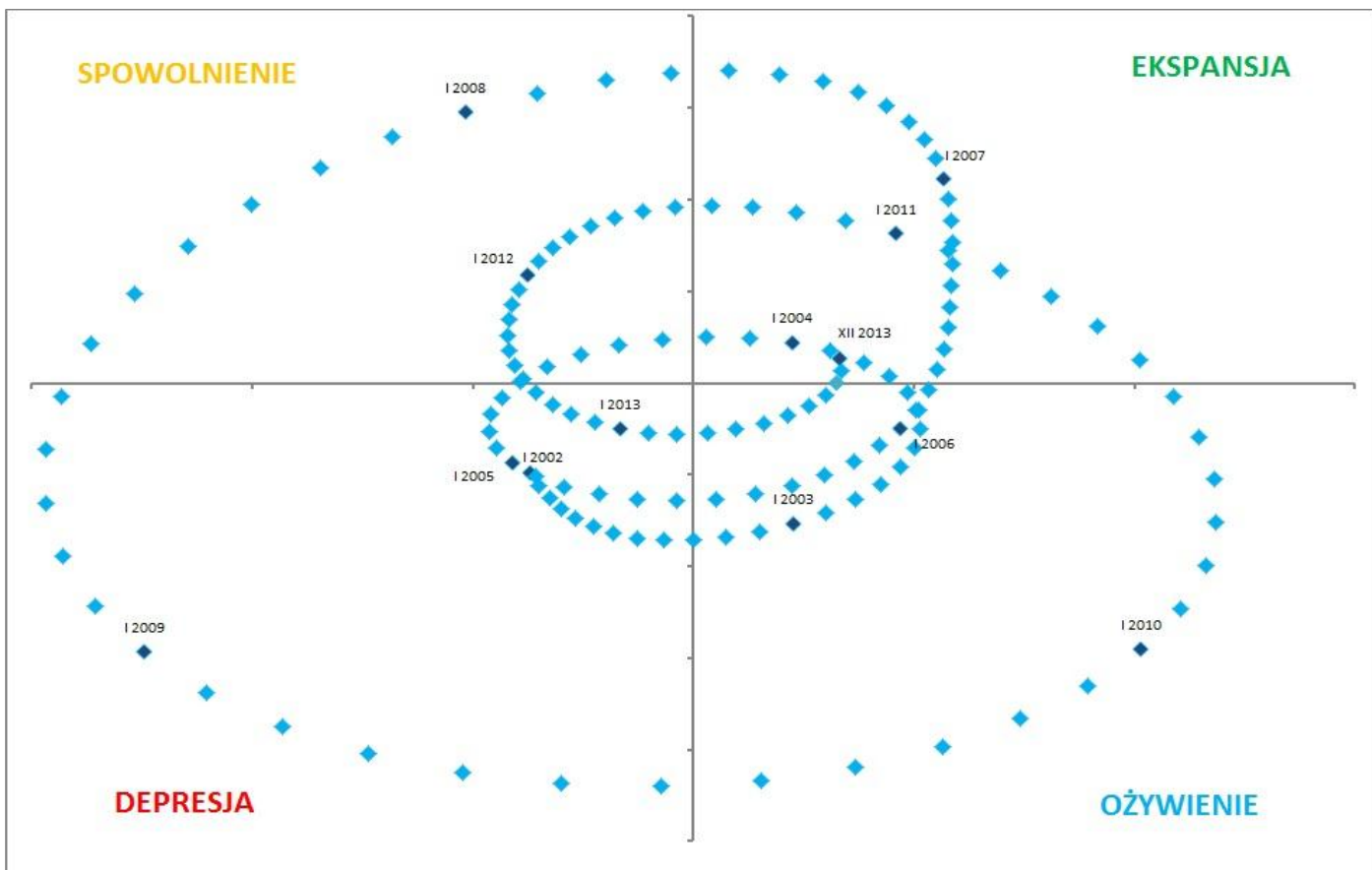
Okres (w miesiącach)	Współczynnik koherencji	Długość cyklu (w latach)	Przesunięcie czasowe (w miesiącach) ³⁶
<i>Zależna: SIPR, niezależna: COINC</i>			
42	0,99	3,5	-1,0
84	0,97	7,0	1,7
56	0,96	4,7	-1,0
<i>Zależna: SIPR, niezależna: LEAD</i>			
52	0,90	4,3	-6,6
39	0,94	3,3	-6,7
78	0,86	6,5	-11,2

Źródło: obliczenia własne.

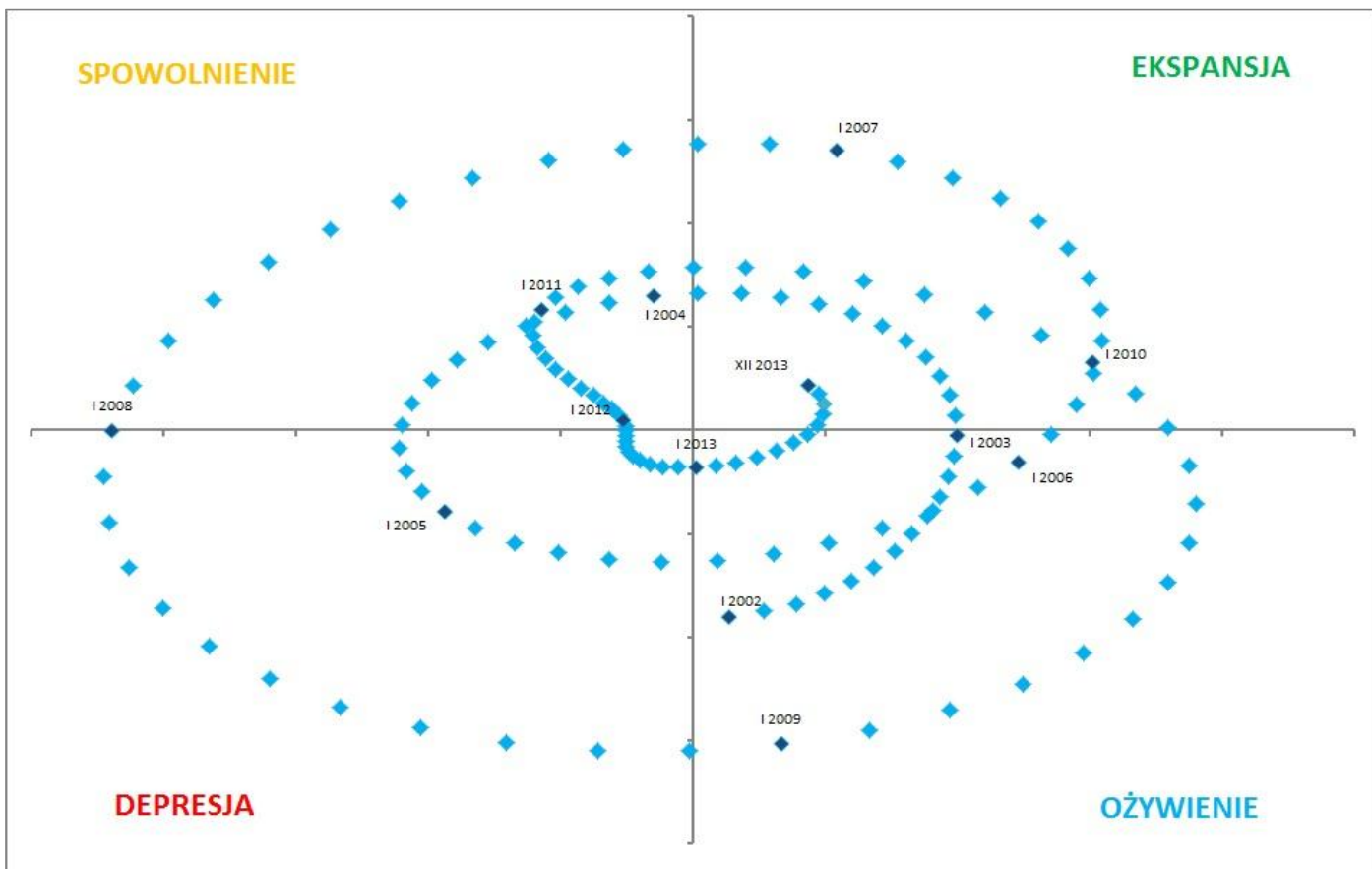
³⁶ Uwaga: + oznacza zmienną opóźnioną względem szeregu odniesienia, - oznacza zmienną wyprzedzającą względem szeregu odniesienia.

Tak skonstruowane agregatywne wskaźniki koniunktury pozwalają na zobrazowanie zmian koniunkturalnych w Polsce na wykresie fazowym cyklu koniunkturalnego. Kolejne wykresy prezentują wskaźniki COINC i LEAD przedstawione na zegarach koniunktury. Zegary te przedstawiają zmiany wahań koniunkturalnych w Polsce w latach I 2002 – XII 2013.

Wykres 3. Wskaźnik jednoczesny COINC, dane za okres I 2002 r. – XII 2013 r.



Wykres 4. Wskaźnik wyprzedzający LEAD, dane za okres I 2002 r. – XII 2013 r.



Należy tu zauważyć, że w obecnym cyklu odchylenia poziomu zmiennych od ich długookresowego trendu oraz zmiany poziomu zmiennych są mniejsze w cyklu poprzednim.

Zidentyfikowano następujące punkty zwrotne dla wskaźnika jednoczesnego (COINC):

Tablica 4. Punkty zwrotne dla wskaźnika jednoczesnego COINC.

GPZ	DPZ	GPZ	DPZ	GPZ	DPZ	GPZ	DPZ
Maj 2000	Wrzesień 2002	Marzec 2004	Czerwiec 2005	Wrzesień 2007	Lipiec 2009	Maj 2011	Marzec 2013

Źródło: obliczenia własne.

Tablica 5. Długości trwania poszczególnych faz cykli (w miesiącach), wskaźnik jednoczesny COINC.

faza spadku	faza wzrostu	faza spadku	faza wzrostu	faza spadku	faza wzrostu	faza spadku	faza wzrostu
28	18	15	27	22	22	22	Trwa

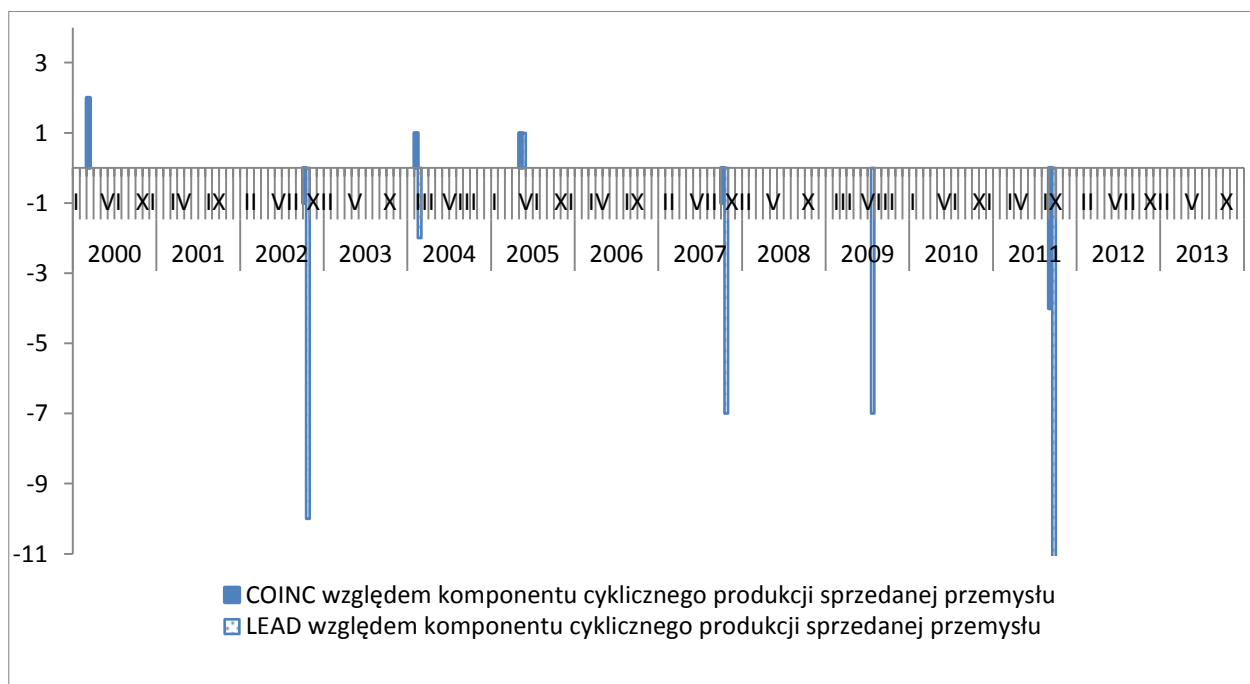
Źródło: obliczenia własne.

Tablica 6. Długość wyprzedzenia (wartości ujemne) lub opóźnienia (wartości dodatnie) w identyfikacji punktów zwrotnych (w miesiącach).

Wyprzedzenie/opóźnienie	GPZ	DPZ	GPZ	DPZ	GPZ	DPZ	GPZ
COINC względem komponentu cyklicznego produkcji sprzedanej przemysłu	-2	-1	1	1	-1	0	-4
LEAD względem komponentu cyklicznego produkcji sprzedanej przemysłu	bd	-10	-2	1	-7	-7	-7

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5. Długość wyprzedzenia (wartości ujemne) lub opóźnienia (wartości dodatnie) w identyfikacji punktów zwrotnych (w miesiącach)



Jak ilustrują wyniki zamieszczone w powyższej tabelicy (por. Tablica 4) od roku 2002 obserwowane było ożywienie gospodarcze w Polsce. W analizowanych latach silny wpływ na przyspieszenie rozwoju gospodarczego i kształt koniunktury miało również wstąpienie Polski do Unii Europejskiej (2004 r.). Po szczycie aktywności Polskiej

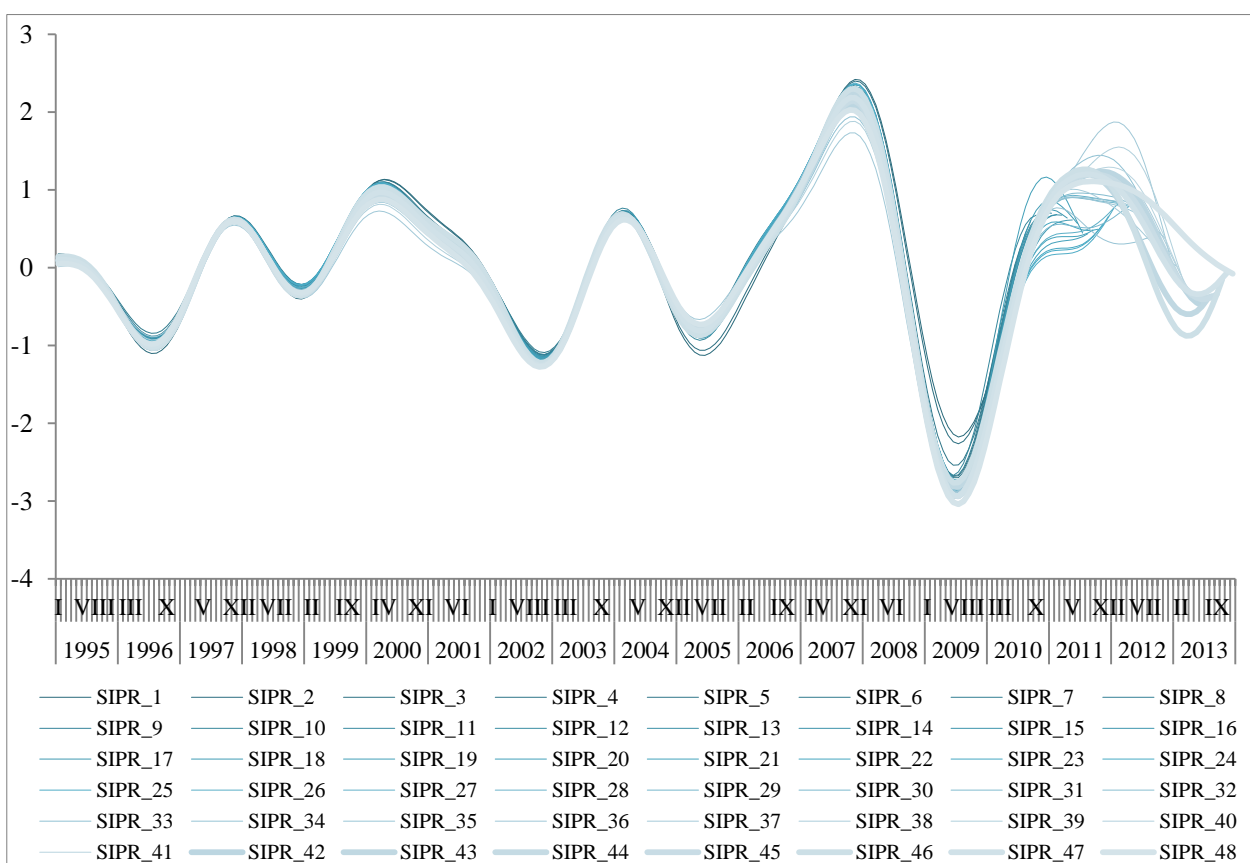
gospodarki przełom lat 2007/2008 zapoczątkował fazę osłabienia gospodarczego. Pierwsze symptomy ożywienia gospodarczego pojawiły się w połowie 2009 r., ożywienia to trwało do ok. połowy 2011 r. Od początku II kw. 2013 r. gospodarka ponownie znalazła się w fazie ożywienia gospodarczego.

4.2 Problem przeuczenia “modelu”/zbioru danych

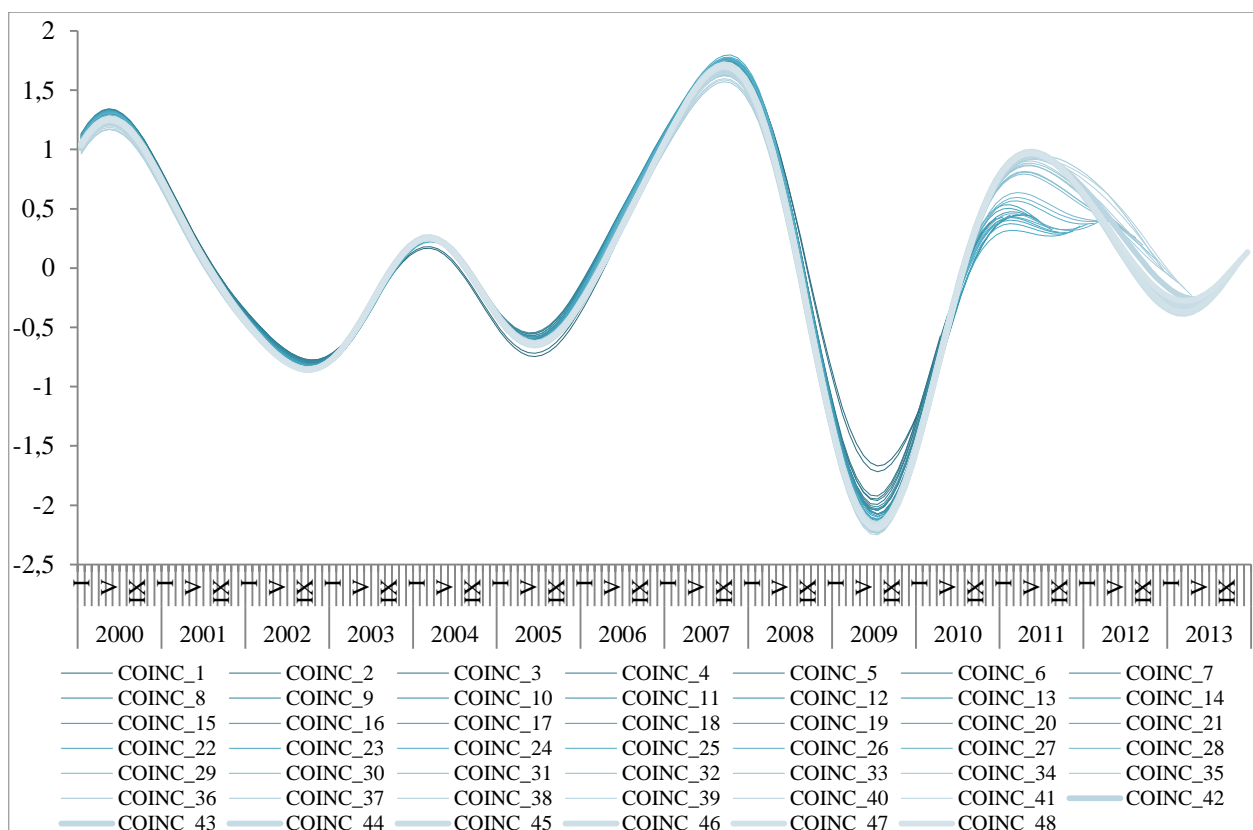
Jednym z zagadnień jakie należy rozważyć przy konstrukcji wskaźników są potencjalne problemy zbyt dużego zbioru potencjalnych zmiennych obrazujących zmiany koniunkturalne. W zbiorze tym uwzględniono szereg zmiennych reprezentujących różne sfery gospodarki: gospodarkę realną, nominalną, rynek finansowy, rynek pracy, uwzględniono stan gospodarki w Niemczech i całej Unii Europejskiej. Tak szeroki dobór sprawia, iż w oszacowanych wskaźnikach zagregowanych uwzględnione zostały różne sfery gospodarki mogące mieć wpływ na zmiany o charakterze koniunkturalnym, nie wszystkie zmienne reprezentują ten sam kierunek zmian w tym samym momencie, a jednocześnie stan gospodarki jest wypadkową zmian w różnych jej dziedzinach. Dobór potencjalnych zmiennych został oparty na szerokich studiach literaturowych, zmienne te poddano dokładnej analizie, jednocześnie większa ich ilość w zbiorze potencjalnych zmiennych powoduje, iż nie trzeba a priori podejmować decyzji, które zmienne spośród kilku opisujących podobne zjawisko, są silniej skorelowane z szeregiem odniesienia. Spośród wszystkich zmiennych wybrano 11 jednoczesnych oraz 8 o charakterze wyprzedzającym.

Poparciem przyjętego wyboru zmiennych jest przeprowadzona analiza stabilności oszacowań w wyniku dodawania nowych obserwacji. Ocenę odporności zastosowanej metody na dodanie nowych informacji w przypadku zmiennych uwzględnionych w niniejszym badaniu przeprowadzono dokonując rekurencyjnego oszacowania komponentów cyklicznych uzupełniając dane o kolejne dostępne informacje dla okresów $t + 1, t + 2, t + 3, \dots, t + R$. Zakładamy, iż próba kończyła się w grudniu 2009 r. ($t = 0$) i następnie została rozszerzana o kolejne obserwacje ($t + i$), aż do najaktualniejszych danych dostępnych na moment wykonywania badania, czyli do grudnia 2013 r. (otrzymano zatem 48 rekurencyjnych oszacowań dla wszystkich zmiennych). Wszystkie zmienne zostały ponownie odsezonowane, poddane filtrowaniu, oszacowano kolejne nowe zagregowane wskaźniki koniunktury. Na poniższych wykresach (por. Wykres 6, Wykres 7, Wykres 8) zaprezentowano rekurencyjne oszacowania tak otrzymanych wartości dla produkcji sprzedanej przemysłu (SIPR) oraz wskaźnika COINC i LEAD.

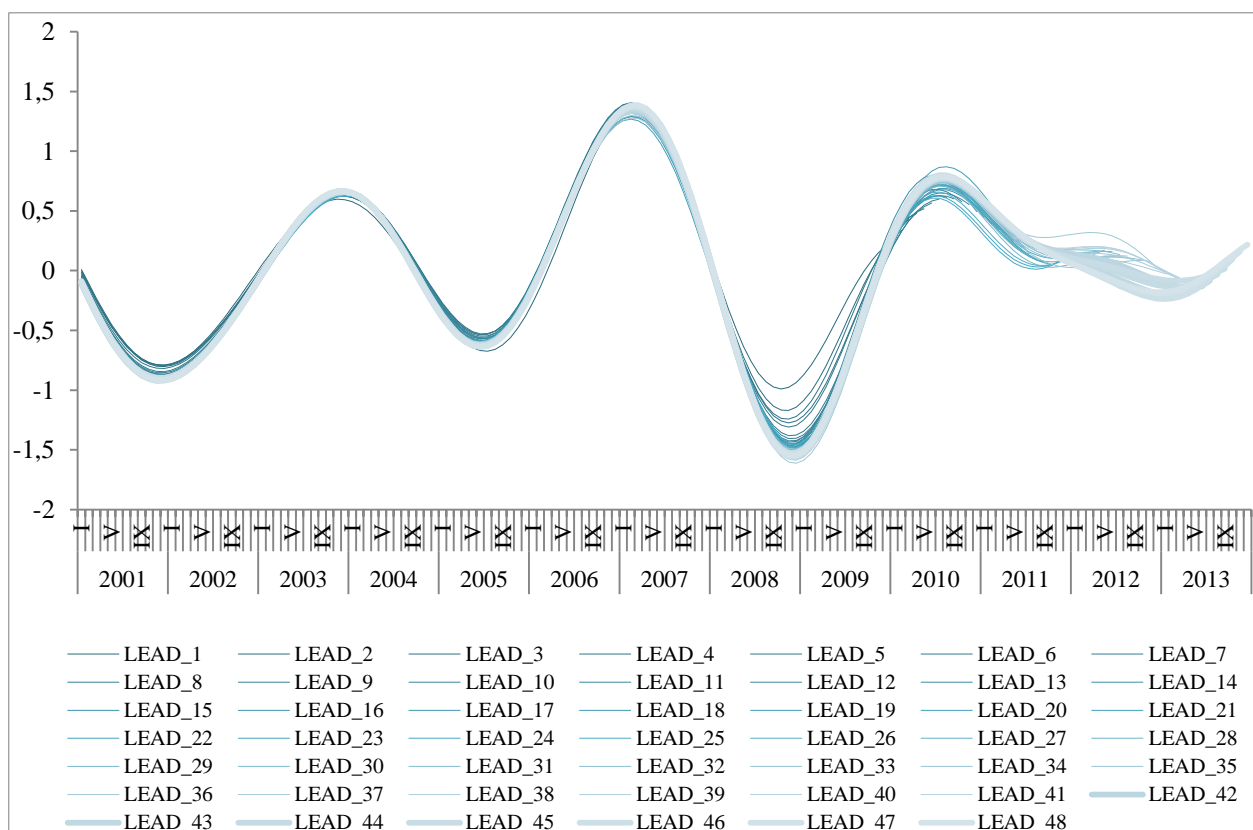
Wykres 6. Rekurencyjnie wyznaczone oszacowania komponentu cyklicznego produkcji sprzedanej przemysłu



Wykres 7. Rekurencyjnie wyznaczone zagregowane jednoczesne wskaźniki koniunktury COINC



Wykres 8. Rekurencyjnie wyznaczone zagregowane wyprzedzające wskaźniki koniunktury LEAD³⁷

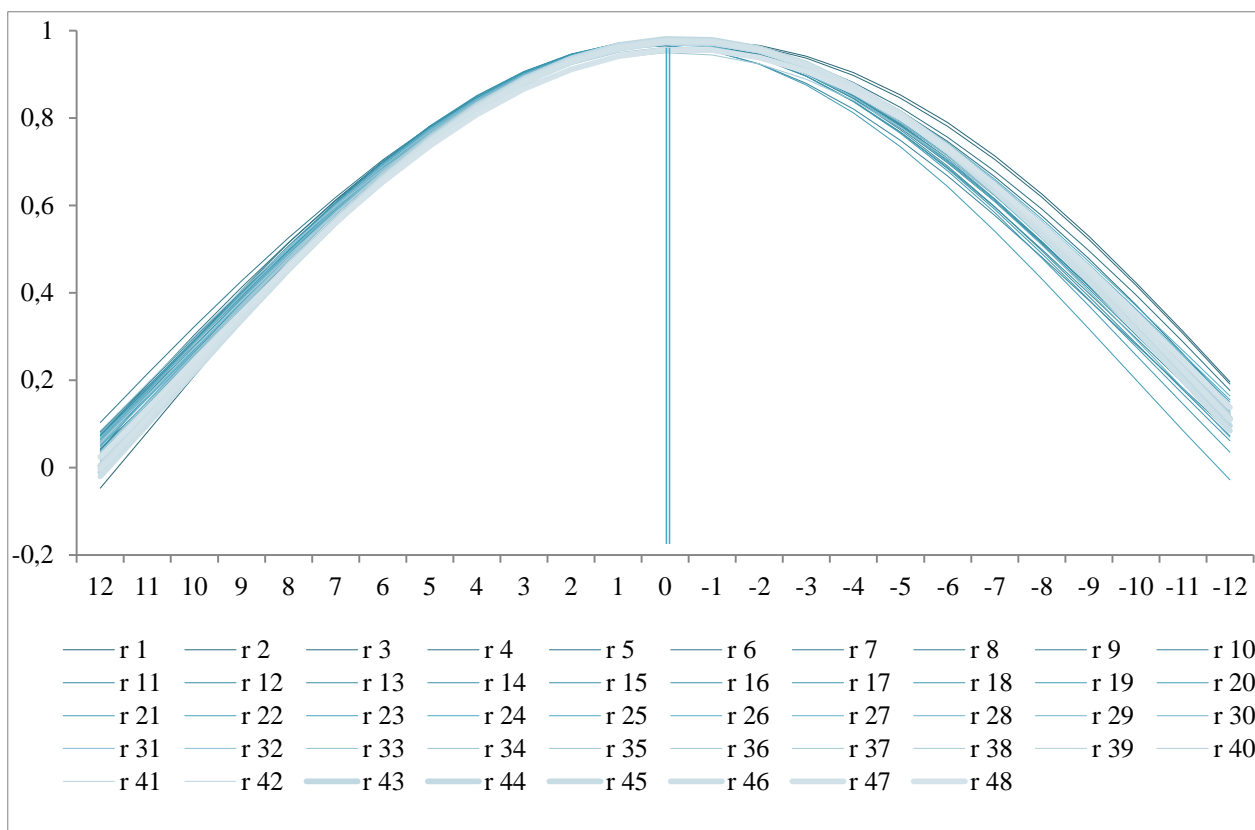


Wyniki zaprezentowane na powyższych wykresach są wysoce porównywalne. Wyprzedzenie dla wskaźnika wyprzedzającego jest stałe, punkty zwrotne są w tym samych okresach, długości trwania cykli są również podobne.

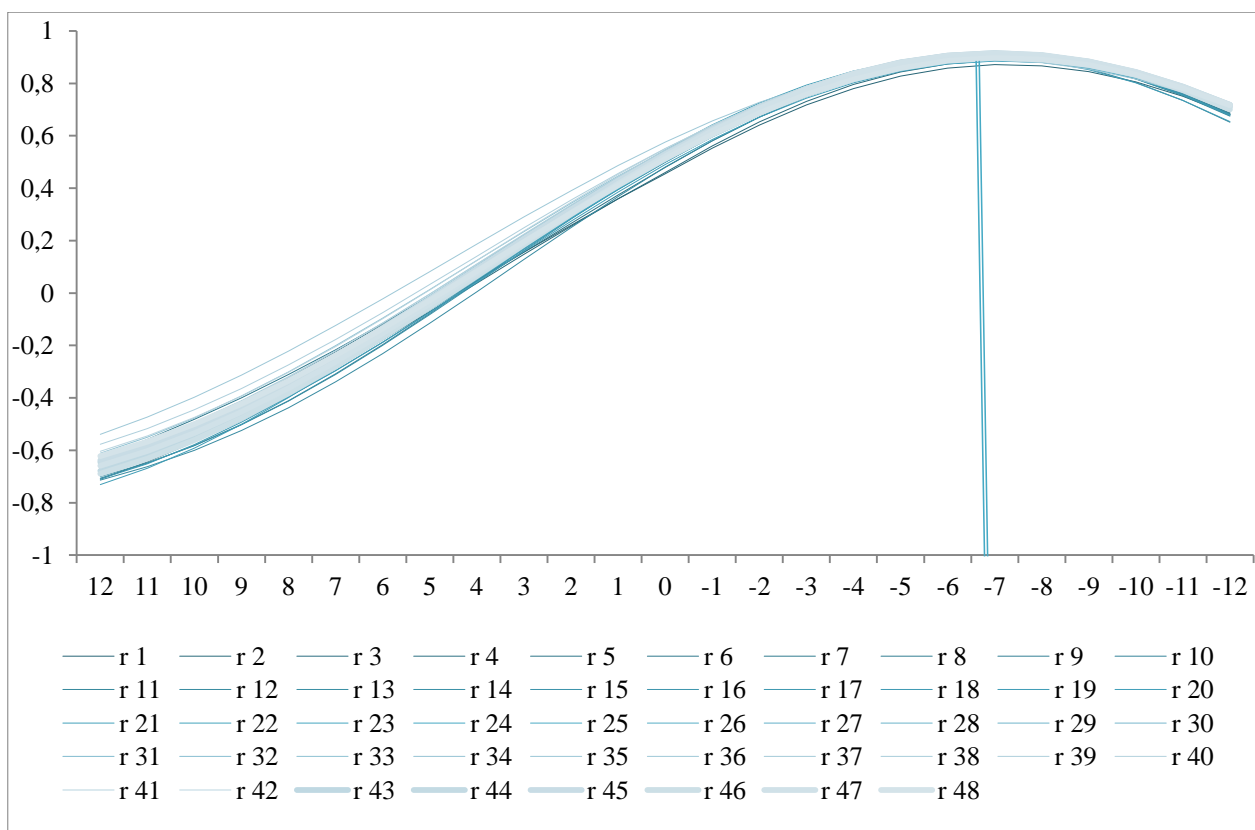
³⁷ Oznaczenia przyjęte na wykresach 6-8: liczba po nazwie zmiennej oznacza numer rekurencyjnie dodawanej obserwacji $t+i$. Obserwacja 48 dotyczy grudnia 2013.

Dla tak oszacowanych wskaźników koniunktury policzono również współczynniki korelacji liniowej Pearsona (por. Wykres 9, Wykres 10).

Wykres 9. Wyznaczone rekurencyjnie współczynniki korelacji liniowej pomiędzy wskaźnikiem COINC a szeregiem odniesienia SIPR



Wykres 10. Wyznaczone rekurencyjnie współczynniki korelacji liniowej pomiędzy wskaźnikiem LEAD a szeregiem odniesienia SIPR



Wszystkie oszacowane wskaźnik charakteryzują się wysoką, bliską jedności korelacją, można zatem przypuszczać, iż zastosowana metoda jest odporna na dodawanie nowych obserwacji. Ponadto, jak pokazane jest na powyższym

wykresie długość wyprzedzenia dla oszacowanych wskaźników względem szeregu odniesienia jest stała – dla wskaźnika COINC najwyższa wartość współczynnika korelacji jest dla korelacji jednoczesnej, natomiast dla wskaźnika LEAD wyprzedzenie wynosi 7 miesięcy.

4.3 Wprowadzenie miar ryzyka

Rozszerzając badania podjęto próbę oszacowania błędów prognoz dla wskaźników koniunktury i przedstawienia wykresu wachlarzowego wskaźników wraz z zaznaczonymi błędami. Należy zwrócić uwagę, iż wskaźniki koniunktury nie są tradycyjnymi prognozami opartymi o metody ekonometryczne, nie da się zatem oszacować oczekiwanych błędów prognozy jak w przypadku modeli ekonometrycznych. Jednocześnie w literaturze dotyczącej analizy zagregowanych wskaźników koniunktury nie bada się błędów tych szacunków. Podjęto jednak próbę opracowania metodologii symulacyjnego wyznaczenia analogonów takich błędów, w tym tych, które pojawiają się w wyniku szacowania komponentu cyklicznego dla ostatnich obserwacji (niepewności wskazania kierunku zmiany koniunktury przez wskaźnik wynikającej z problemu niestabilności wartości wskaźnika z uwagi na problem końca próby).

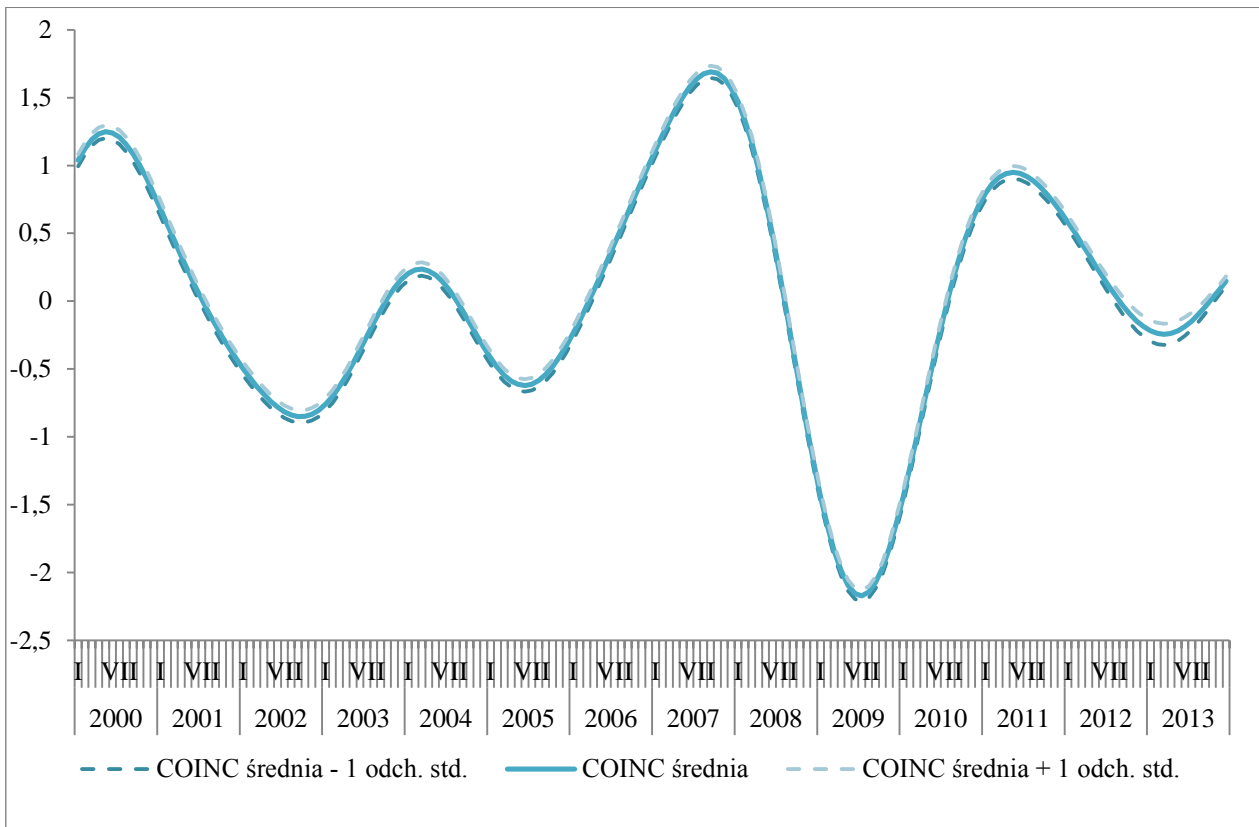
4.3.1 Symulacja Monte Carlo – uwzględnienie niepewności związanej z oszacowaniem komponentu cyklicznego

Przeprowadzono eksperymenty symulacyjne (Monte Carlo) mające na celu ocenę odporności wskaźników na błąd szacunku wynikający z różnic pomiędzy oszacowaniem komponentu cyklicznego a badaną zmienną losową (po wyeliminowaniu trendu).

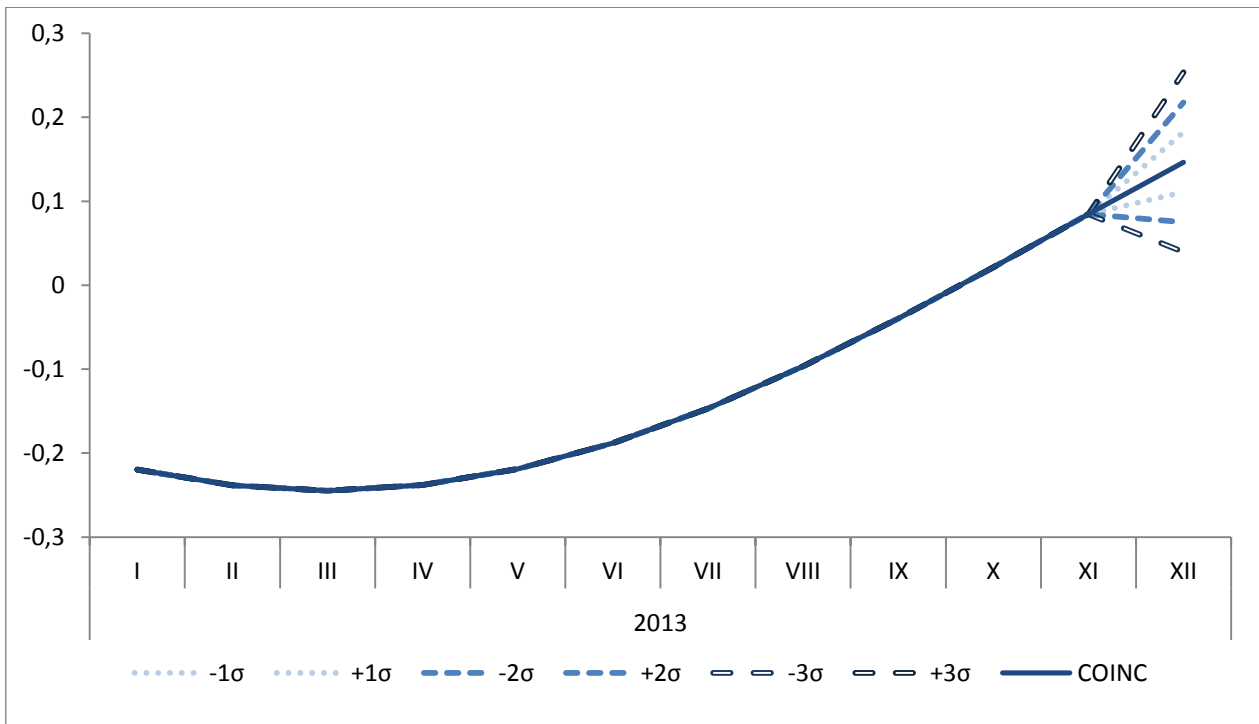
Niech X_{it} oznacza i -tą zmienną losową, $t = 1, \dots, T$, $i = 1, \dots, I$. Zmienną losową X_{it} można zapisać jako: $X_{it} = X_{it}^C + X_{it}^T + X_{it}^E$, gdzie: X_{it}^C - oznacza komponent cykliczny zmiennej X_{it} , X_{it}^T - oznacza długookresowy trend zmiennej X_{it} , X_{it}^E - oznacza komponent nieregularny zmiennej X_{it} . Komponent cykliczny X_{it}^C oszacowano za pomocą filtru pasmowego Christiano-Fitzgeralda, komponent X_{it}^T reprezentujący długookresowy trend oszacowano za pomocą filtru Hodricka-Prescotta. X_{it}^E wyznaczono rezydualnie jako: $X_{it}^E = X_{it} - X_{it}^C - X_{it}^T$. Komponent ten można interpretować jako błąd szacunku wynikających z różnic pomiędzy komponentem cyklicznym a badaną zmienną losową (pozbawioną trendu filtrem HP).

Ekspertyment symulacyjny polegał na wygenerowaniu szoków zgodnie z rozkładem komponentu nieregularnego każdej zmiennej losowej. Przeprowadzono 1000 replikacji dodając do zmiennej losowej szoki wygenerowane zgodnie z rozkładem $v_{it} \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$, gdzie μ_i – wartość oczekiwana składnika nieregularnego zmiennej losowej X_{it} , σ_i^2 – wariancja składnika nieregularnego zmiennej losowej X_{it} . Każdą i -tą zmienną zaburzono addytywnie o tak wygenerowane szoki a następnie ponownie oszacowano komponent cykliczny oraz oszacowano wskaźniki zagregowane COINC i LEAD. Otrzymano następujące oszacowania wskaźników COINC oraz LEAD (na rysunku zaznaczono średnią arytmetyczną oraz pasmo +/-1 odchylenie standardowe – por. Wykres 11, Wykres 13):

Wykres 11. Wskaźnik jednoczesny COINC - średnia arytmetyczna oraz pasmo +/- 1 odchylenie standardowe

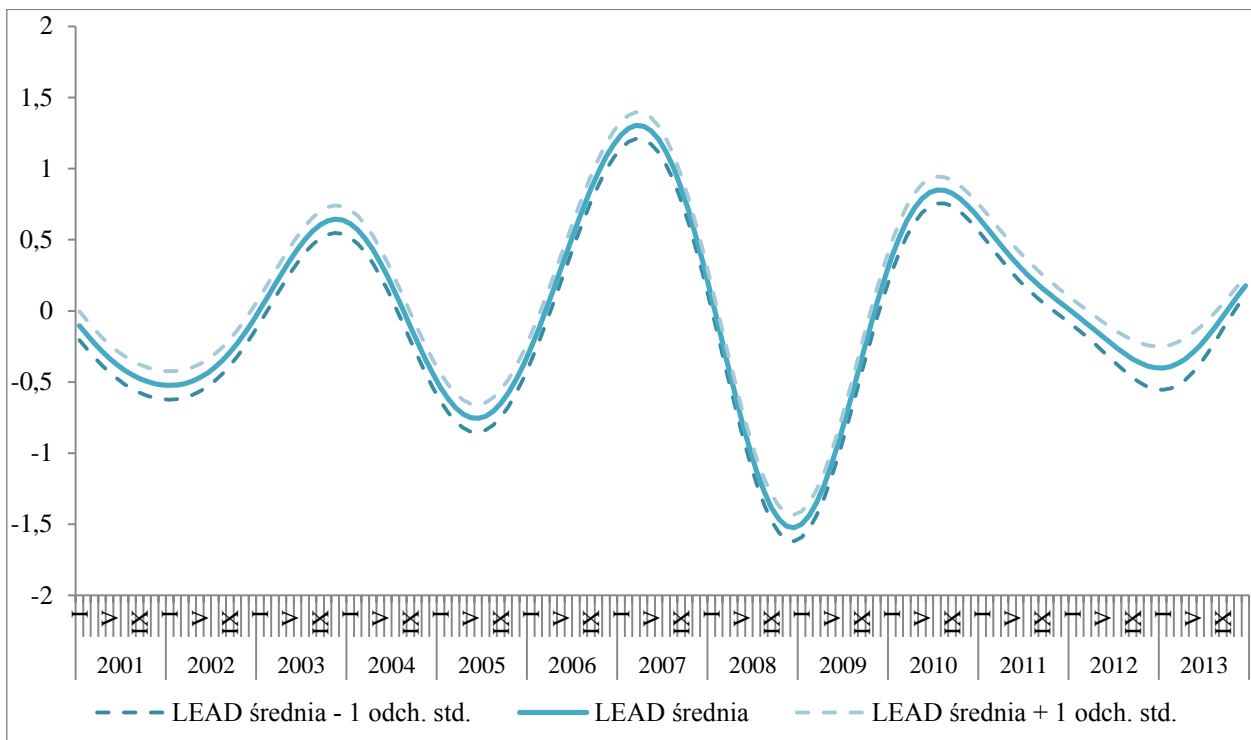


Wykres 12. Wskaźnik jednoczesny COINC wraz z przedziałami +/- 1 sigma; +/- 2 sigma; +/- 3 sigma

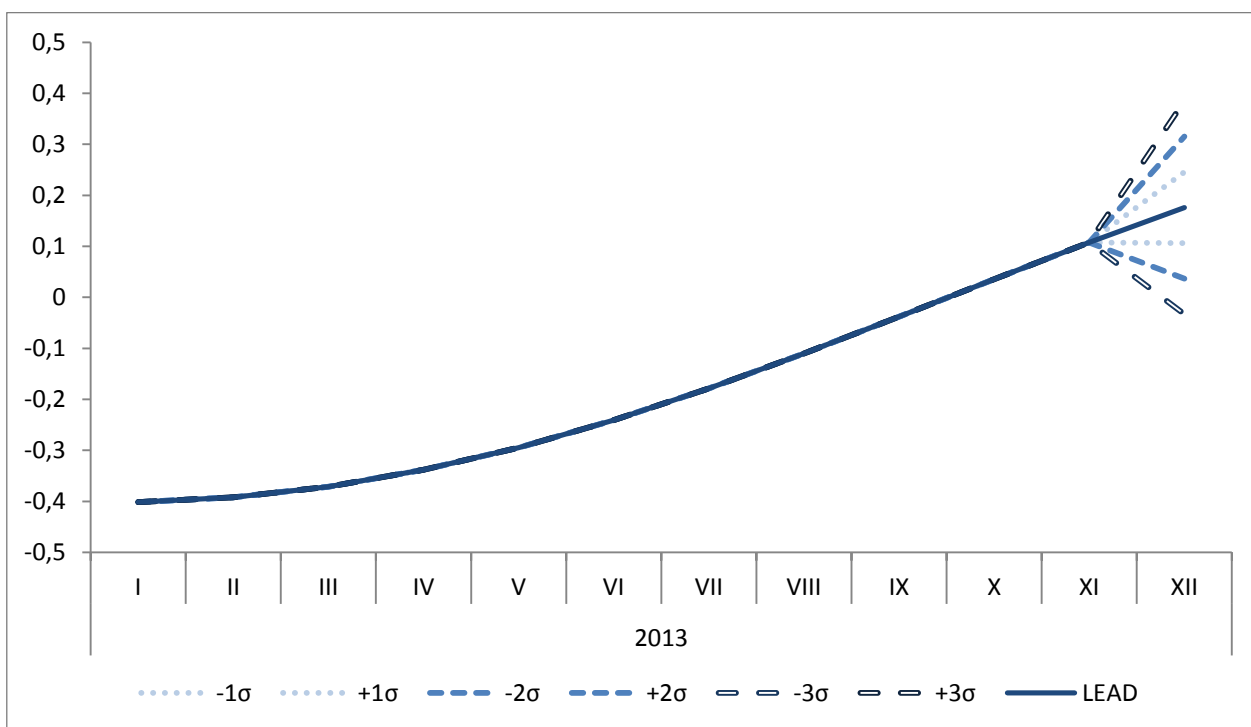


Na powyższym wykresie (Wykres 12) zaznaczono wskaźnik jednoczesny COINC wraz z oszacowanymi przedziałami $\pm 1\sigma$; $\pm 2\sigma$; $\pm 3\sigma$. Z prawdopodobieństwem ok. 68% można powiedzieć, iż przedział o krańcach: (0,11; 0,18) pokryje wartość wskaźnika COINC dla grudnia 2013. Dla przyrostu tej zmiennej jest to przedział o krańcach (0,03; 0,10), zatem z prawdopodobieństwem ok. 68% można powiedzieć, że poziom zarówno poziom jak i przyrost wskaźnika COINC będzie dodatni, co oznacza, iż wskaźnik reprezentujący jednoczesne zmiany w gospodarce będzie wskazywał na wzrost gospodarczy.

Wykres 13. Wskaźnik wyprzedzający LEAD - średnia arytmetyczna oraz pasmo +/- 1 odchylenie standardowe



Wykres 14. Wskaźnik wyprzedzających LEAD wraz z przedziałami +/- 1 σ ; +/- 2 σ ; +/- 3 σ



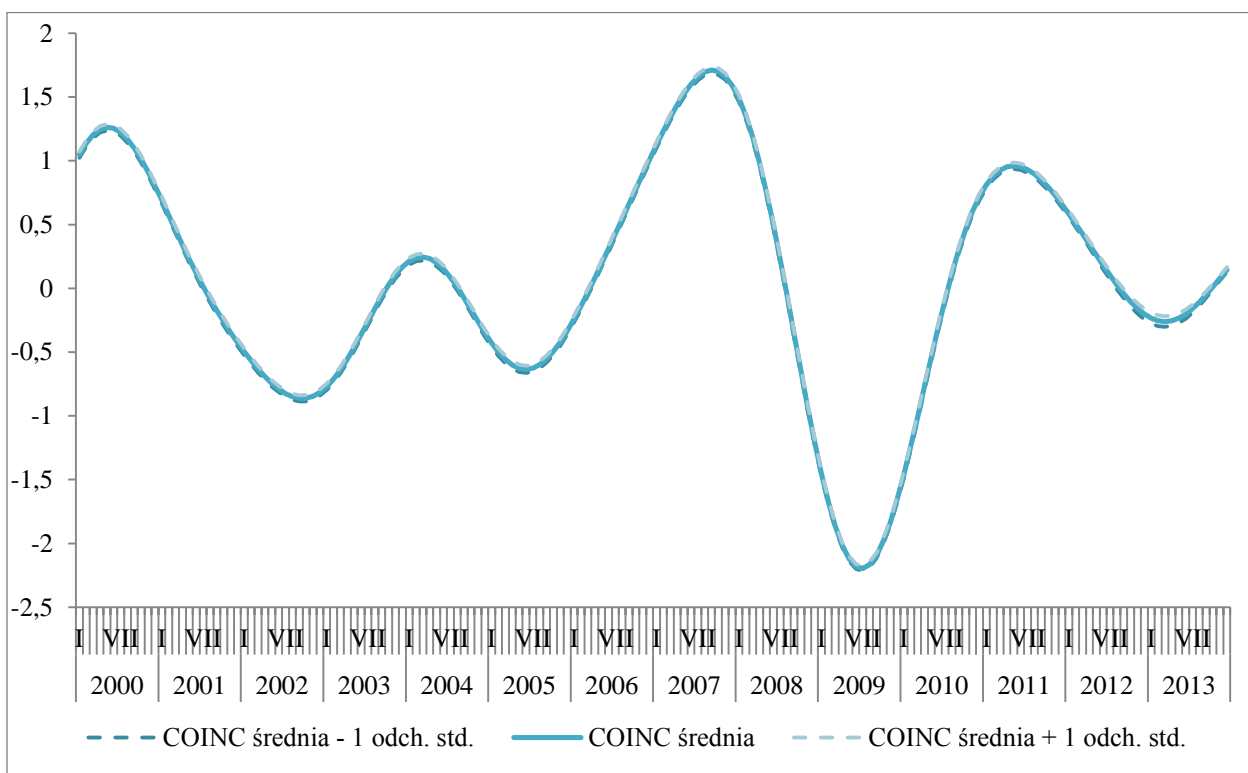
Na powyższym wykresie (Wykres 14). zaznaczono wskaźnik jednoczesny LEAD wraz z oszacowanymi przedziałami $\pm 1\sigma$; $\pm 2\sigma$; $\pm 3\sigma$. Z prawdopodobieństwem ok. 68% można powiedzieć, iż przedział o krańcach: (0,11;0,25) pokryje wartość wskaźnika LEAD dla grudnia 2013. Dla przyrostu tej zmiennej jest to przedział o krańcach (0,00;0,14), zatem z prawdopodobieństwem ok. 68% można powiedzieć, że zarówno poziom jak i przyrost wskaźnika LEAD będzie dodatni, co oznacza, iż wskaźnik wyprzedzający zmiany w gospodarce będzie wskazywał na wzrost gospodarczy.

4.3.2 Symulacja Monte Carlo – uwzględnienie niepewności związanej z błędem końcówki próby

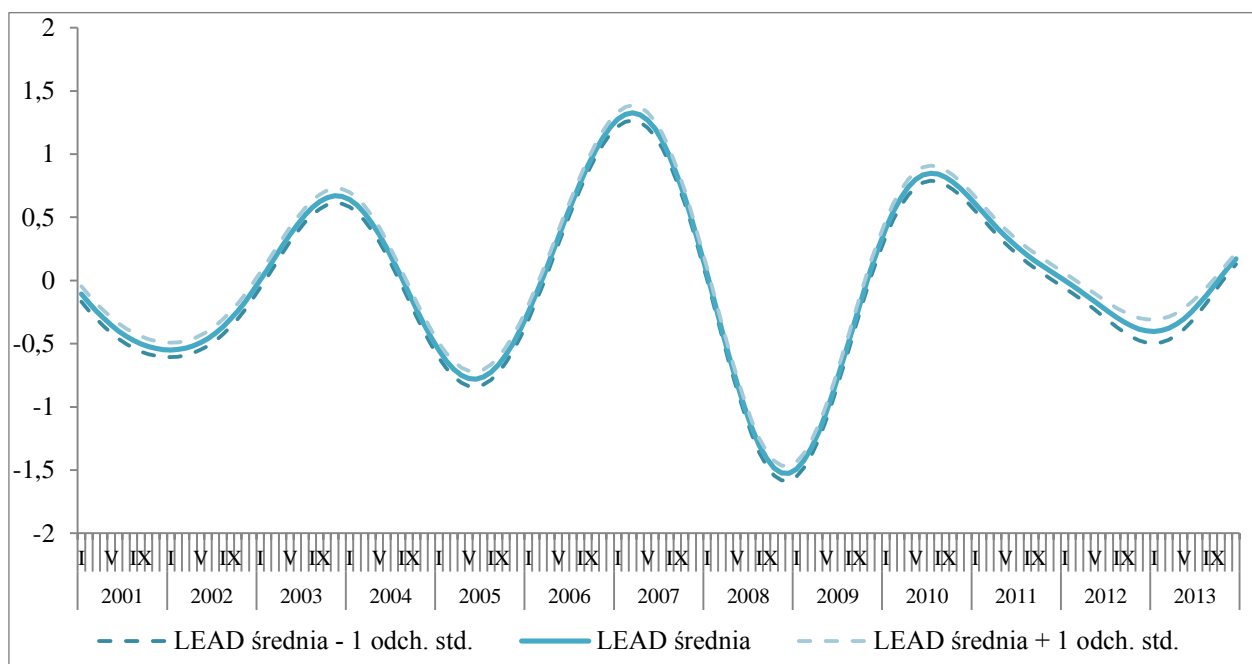
Metody dekompozycji szeregów czasowych za pomocą filtrów pasmowych są wrażliwe na dodawanie nowych obserwacji. Rekurencyjne oszacowanie wskaźników potwierdziło ich stabilne zachowanie. Pozostaje jednak konieczność uwzględnienia dodatkowego błędu szacunku wskaźników wynikającego z pewnej niestabilności zachowań pod koniec próby. Przyjmując oszacowania na podstawie całej próby jako punkt odniesienia wyznaczono różnice pomiędzy oszacowaniami komponentów cyklicznych każdej zmiennej dla różnych długości próby a oszacowaniem dla pełnej próby. Analiza wykresów wskazuje na stabilizację oszacowań wraz ze wzrostem liczby uwzględnionych obserwacji, w szczególności dla wskaźników zagregowanych, większe błędy są widoczne dla pojedynczych zmiennych.

Następnie wykonano symulację Monte Carlo przyjmując jako aproksymantę błędu szacunku średnią wartość obserwowanych różnic. Każdą i -tą zmienną zaburzono addytywnie o tak wygenerowane szoki a następnie ponownie oszacowano komponent cykliczny oraz oszacowano wskaźniki zagregowane *COINC* i *LEAD*. Otrzymano następujące oszacowania wskaźników *COINC* oraz *LEAD* (na rysunku zaznaczono średnią arytmetyczną oraz pasmo +/-1 odchylenie standardowe). Wykonano 500 replikacji.

Wykres 15. Wskaźnik jednoczesny COINC - średnia arytmetyczna oraz pasmo +/- 1 odchylenie standardowe



Wykres 16. Wskaźnik wyprzedzający LEAD - średnia arytmetyczna oraz pasmo +/- 1 odchylenie standardowe



Należy podkreślić, iż błąd ten nie jest znaczny i nie zmienia ogólnych wniosków, ponadto analiza wskaźników zagregowanych wskazuje na większą ich odporność na uwzględnianie nowych obserwacji niż w przypadku analizy pojedynczy zmiennych.

5 Organizacja badania oraz sposób prezentacji danych

Publikacja wyników badania powinna odnosić się do prezentacji jednoczesnego wskaźnika koniunktury oraz wskazania prognozy zmian koniunktury gospodarczej na podstawie wyprzedzającego wskaźnika koniunktury. Jednym z najwygodniejszych sposobów publikacji zagregowanych wskaźników koniunktury jest ich prezentacja na wykresach fazowych cyklu koniunkturalnego, tzw. zegarach koniunktury.

Comiesięczna publikacja wskaźników koniunktury wymaga ich bieżącej aktualizacji, jak pokazano wcześniej zastosowana metoda dekompozycji szeregów czasowych jest odporna na nowe obserwacje, jednak nie należy przyjmować, iż wybrane zmienne reprezentujące zmiany koniunktury w Polsce w długim okresie będą zachowywały się stabilnie. Może się zdarzyć, iż w dłuższym okresie inne zmienne okażą się bardziej reprezentatywnymi dla analiz zmian koniunktury bądź też zmianie ulegną wagi tych zmiennych. **Należałoby zatem uwzględnić coroczną rewizję budowy wskaźnika zagregowanego.**

Publikacja wskaźników koniunktury wymaga gromadzenia aktualnych danych dotyczących szeregów, z których skonstruowanych jest wskaźnik, ponadto coroczna rewizja składu zagregowanego wskaźnika koniunktury wymaga dostępności szeregów czasowych innych potencjalnych zmiennych określających zmiany koniunkturalne w Polsce. Wszystkie dane muszą być urealnione, następnie poddawane filtracji (oczyszczenie z efektu sezonowego, wyłonienie komponentu cyklicznego); tak opracowane szeregi są łączone w zagregowane wskaźniki koniunktury.

6 Prezentacja graficzna na zegarach koniunktury

Najbardziej rozwiniętym graficznie narzędziem prezentowania wskaźników koniunktury wydaje się być w obecnej chwili tzw. **zegar koniunktury** (ang. *business cycle clock (BCC)*, ewentualnie: *business cycle tracer*). Pionierem

w tworzeniu tego narzędzia był holenderski CBS³⁸, na którego wiedzy i doświadczeniu opart się później Eurostat³⁹. Zegar cyklu koniunkturalnego (wykres fazowy cyklu koniunkturalnego)⁴⁰ staje się bardzo popularnym narzędziem ułatwiającym analizę przebiegu cyklu koniunkturalnego. Przedstawia on w sposób graficzny miejsce różnych zmiennych gospodarczych (np. barometrów bądź pojedynczych wskaźników koniunktury) w cyklu koniunkturalnym. Służy on przede wszystkim do analiz średnioterminowych. Główny nacisk położony jest na analizę dynamiki wskaźników koniunktury i identyfikację punktów zwrotnych, mniejszą wagę przykładają się natomiast do precyzyjnej oceny odległości od trendu i wyznaczenia temp zmian. Zegar jest przedstawiany graficznie, w formie układu współrzędnych: na osi poziomej oznaczone są zmiany odchylenia analizowanej zmiennej od jej długoterminowego trendu, na osi pionowej oznaczone są odchylenia danej zmiennej od jej długookresowego trendu. Powstają zatem 4 części układu współrzędnych:

Schemat 1. Podział wykresu zegara cyklu koniunkturalnego

<p style="text-align: center;">2. spowolnienie</p> <p>zmienna jest powyżej trendu i jej odchylenia od trendu zmniejszają się</p>	<p style="text-align: center;">1. ekspansja</p> <p>zmienna jest powyżej trendu i jej odchylenia od trendu się zwiększają</p>
<p style="text-align: center;">3. depresja</p> <p>zmienna jest poniżej trendu i odchylenia od trendu zwiększają się</p>	<p style="text-align: center;">4. ożywienie</p> <p>zmienna jest poniżej trendu i odchylenia od trendu zmniejszają się</p>

Źródło: opracowanie własne na podstawie Ruth, Schouten, Wekker, 2006.

Dla czytelniejszego graficznego zobrazowania zmian cyklu można użyć również kolorów, stosuje się np.: zielony – ekspansja, pomarańczowy – spowolnienie, czerwony – depresja, żółty – ożywienie (Ruth et al., 2006).

Na jednym zegarze można przedstawić ruchy pojedynczej zmiennej bądź kilku zmiennych. Można zatem zobrazować jak wybrane zmienne podążają za sobą. Ruchy koniunkturalne na zegarze widoczne są w kierunku przeciwnym do ruchu wskazówek zegara.

7 Cytowane prace

1. Adamowicz, E. (2013), *Badania koniunktury. Fakty. Użyteczność*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
2. Adamowicz, E., Dudek, S., Pachucki, D., Walczyk, K. (2009), *Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy Euro w kontekście struktury tych gospodarek*. w: Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej. Projekty badawcze, część I, s. 8-244, NBP, Warszawa.
3. Altissimo, F., Bassanetti, A., Cristadoro, R., Forni, M., Lippi, M., Reichlin, L., i inni. (2001), *EuroCOIN: A Real Time Coincident Indicator of the Euro Area Business Cycle*. CEPR Discussion Paper No. 3108, s. 1-49.
4. Bandholtz, H. (2005), *New Composite Leading Indicators for Hungary and Poland*. IFO Working Paper No. 3.
5. Banerji, A., Hiris, L. (2001), *A framework for measuring international business cycles*. *International Journal of Forecasting* 17, s. 333-348.
6. Baranowski, P., Leszczyńska, A., Szafranski, G. (2010), *Krótkookresowe prognozowanie inflacji z użyciem modeli czynnikowych*. *Bank i Kredyt* 41 (4), s. 23-44.

³⁸por. np.: [http://www.cbs.nl/en-](http://www.cbs.nl/en-GB/menu/themas/dossiers/conjunctuur/publicaties/conjunctuurbericht/inhoud/conjunctuurklok/conjunctuurklok2.htm)

[GB/menu/themas/dossiers/conjunctuur/publicaties/conjunctuurbericht/inhoud/conjunctuurklok/conjunctuurklok2.htm](http://www.cbs.nl/en-GB/menu/themas/dossiers/conjunctuur/publicaties/conjunctuurbericht/inhoud/conjunctuurklok/conjunctuurklok2.htm)

³⁹por.: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/BCC2/group1/xdis_en.html

⁴⁰Por.: Zegar koniunktury – w jakim punkcie cyklu jesteśmy? oraz Gradzewicz et. al. (2010).

7. Baxter, M., King, R. G. (1995), Measuring Business Cycles Approximate Band-pass filters for Economic Time Series. NBER Working Paper No. 5022, s. 1-51.
8. Bergman, U. M., Jonung, L. (2010), Business Cycle Synchronization in Europe: Evidence from the Scandinavian Currency. European Commission Economic Papers 402, s. 1-37.
9. Bondt, d. G., Hahn, E. (2010), Predicting Recessions and Upturns in Real Time: the Euro Area-wide Leading Indicator (ALI), European Central Bank Working Paper Series, No 1246.
10. Bry, G., Boschan, C. (1971), Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs. NBER.
11. Burns, A. F., Mitchell, W. C. (1946), Measuring Business Cycles. NBER.
12. Canova, F. (1998), Detrending and business cycle facts. Journal of Monetary Economics 41, s. 475-512.
13. Christiano, L. J., Fitzgerald, T. J. (2003), The Band Pass Filter. International Economic Review, Vol. 44, No. 2, s. 435-465.
14. Decewicz, A., Dędyś, M. (1999), Przełącznikowe łańcuchy markowa w badaniach koniunktury. Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH, Zeszyt 63, s. 177-184.
15. Drozdowicz-Bieć, M. (2006), Wskaźniki wyprzedzające. Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH, Warszawa.
16. Fic, T. (2009), Cykl koniunkturalny w Polsce. Wnioski z modeli Markowa. Ekonomista, nr 1, s. 49-61.
17. Fundowicz, J., Wyżnikiewicz, B. (2008), Badania koniunktury metodą tygodniowego barometru - metodologia i wyniki analiz. Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH, nr 80, Warszawa.
18. Gradzewicz, M., Growiec, J., Hegemejer, J., Popowski, P. (2010), Cykl koniunkturalny w Polsce - wnioski z analizy spektralnej. Bank i Kredyt 41 (5), s. 41-76.
19. Granger, C. (1966), The Typical Spectral Shape of an Economic Variable. Econometrica 34, s. 150-161.
20. Hamilton, J. D. (1994), Time Series Analysis. New Jersey: Princeton University Press.
21. 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, s. 1-16.
22. Juriová, J. (2012), Investigation of Business Cycle Indicators for Visegrad Countries. 31 St, CIRET Conference, Vienna, September 2012, https://www.ciret.org/conferences/vienna_2012/papers/upload/p_34-631540.pdf
23. Kelm, R. (2008), Prognozowanie składników PKB w przekroju miesięcznym. W: M. Plich, Rachunki narodowe. Wybrane problemy zastosowań (strony 77-101), Główny Urząd Statystyczny, Uniwersytet Łódzki, Warszawa.
24. Kijek, A. (2013), Analiza cykliczności zamian sytuacji społeczno-finansowej w polskim przemyśle przetwórczym. Bank i Kredyt 44 (3), s. 287-312.
25. Kolasa, M. (2013), Business cycles in EU new member states: How and why are they different? National Bank of Poland Working Paper, 156, Warszawa.
26. Konopczak, K. (2009), Analiza zbieżności cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej ze strefą euro na tle krajów Europy Środkowo-Wschodniej oraz państw członkowskich strefy. W: Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, Projekty badawcze część III, s. 68-102, Warszawa.
27. Kudrycka, I., Nilsson, R. (1993), Cykle koniunkturalne w Polsce (Analiza wstępna). Zakład Badań Statystyczno-Ekonomicznych Głównego Urzędu Statystycznego i Polskiej Akademii Nauk, Warszawa.
28. Kudrycka, I., Nilsson, R. (1993), Business Cycles in the Period of Transition. Z Prac Zakładu Badań Statystycznych GUS i PAN 216, Warszawa.
29. Kydland, F. E., Prescott, E. C. (1990), Business Cycles: Real Facts and Monetary Myth. Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review (Spring), s. 3-18.
30. Layton, A. P., Smith, D. R. (2007), Business cycle dynamics with duration dependence and leading indicators. Journal of Macroeconomics 29, s. 855-875.

31. Lenart Ł., Pipień, M. (2012), Almost periodically correlated time series in business fluctuations analysis, NBP Working Paper, 107, Warszawa.
32. Łupiński, M. (2007), Prezentacja badań nad konstrukcją wskaźnika wyprzedzającego aktywności ekonomicznej w Polsce. Warszawa.
33. Maddala, G. (2006), Ekonometria. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
34. Marczak, K., Piech, K. (2009), Cykle koniunkturalne: ujęcie historyczne i przegląd głównych teorii. W: Czech-Rogosz J., Pietrucha, J., Żelazny, R., Koniunktura gospodarcza. Od bańki internetowej do kryzysu subprime, s. 15-23, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
35. Marczak, K., Piech, K. (2009), Czy grozi nam recesja? Egzogeniczności i synchronizacja cyklu koniunkturalnego Polski i obecny kryzys finansowy W: Czech-Rogosz J., Pietrucha, J., Żelazny, R., Koniunktura gospodarcza. Od bańki internetowej do kryzysu subprime, s. 42-57, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
36. Mazurek, S. (2009), Ścieżki międzynarodowej transmisji kryzysów. W: Czech-Rogosz J., Pietrucha, J., Żelazny, R., Koniunktura gospodarcza. Od bańki internetowej do kryzysu subprime, s. 24-33, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
37. Mazzi, G. L., Museux, J.-M., Savio, G. (2005), Quality Measures for Economic Indicators. Luksemburg: Statistical Office of the European Communities, Eurostat.
38. Milo, W. (1990), Szeregi czasowe. PWE, Warszawa.
39. Mönch, E., Uhlig, H. (2005), Towards a Monthly Business Cycle Chronology for the Euro Area. Berlin: SFB 649 Discussion Paper.
40. Nilsson, R., Guidetti, E. (2008), Predicting the Business Cycles. How good are early estimates of OECD Composite Leading Indicators. Statistics Brief, No. 14, s. 1-12.
41. Nilsson, R., Gyomai, G. (2011), A comparison of the Phase-Average-Trend method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald filters. OECD Working Paper No 39.
42. Nilsson, R., Gyomai, G. (2009), Cycle Extracion. A comparison of the Phase-Average Trend method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald filters. OECD Working Paper, s. 1-23.
43. OECD. (2006), Composite Leading Indicators for Major Non-Member Economies and Recently New OECD Member Countries. OECD Working Paper No. 36414874.
44. Rawdanowicz, Ł. (2002), Cykl koniunkturalny w Polsce a cykl koniunkturalny w UE. Zeszyty BRE-Bank-CASE pt. Wpływ światowej recesji na polską gospodarkę, nr 58, s. 7-12, Warszawa.
45. Reijer, A. H. (2009), The Dutch Business Cycle: A Finite Sample Approximation of Selected Leading Indicators. Journal of Business Cycle Measurement and Analysis, s. 89-110.
46. Rua, A., Nunes, L. C. (2003), Coincident and Leading Indicators for the Euro Area: A Frequency Band Approach. Banco de Portugal, Economics and Research Department Working Papers nr w200307, s. 1-40.
47. Rua, A., Nunes, L. C. (2005), Coincident and leading indicators fro the euro area: A frequency band approach. International Journal of Forecasting 21, s. 503-523.
48. Ruth, F., Schouten, B., Wekker, R. (2006), The Statistics Netherlands Business Cycle Tracer. Methodological aspects; Concept; Cycle Computation and Indicator Selection. Voorbung/Heerlen: Statistics Netherlands Discussion Paper.
49. Skrzypczyńska, M. (2011), Pomiar cyklu koniunkturalnego w Polsce – analiza porównawcza. Bank i Kredyt 42 (4), s. 31-54.
50. Skrzypczyńska, M. (2013), Cykl koniunkturalny w Polsce – analiza sektorowa. Bank i Kredyt 44 (2), 2013, s. 175-206.
51. Skrzypczyński, P. (2006), Analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro. NBP, Materiały i Studia, Zeszyt 210, s. 1-48, Warszawa.

52. Skrzypczyński, P. (2009), Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie Euro. W: Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej. Projekty badawcze, część V (strony 213-276), NBP, Warszawa.
53. Skrzypczyński, P. (2010), Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej, Materiały i Studia NBP nr 252, Warszawa.
54. Talaga, L., Zieliński, Z. (1986), Analiza spektralna w modelowaniu ekonometrycznych. PWN, Warszawa.
55. Walkowska, K. (2010), Badanie koniunktury gospodarczej. Zeszyt metodologiczny GUS, s. 1-48, Warszawa.
56. Wośko, Z. (2009), Czy filtry liniowe są przydatnym narzędziem badania koniunktury? Analiza spektralna na przykładzie ankietowych wskaźników koniunktury. W: Czech-Rogosz J., Pietrucha, J., Żelazny R., Koniunktura gospodarcza. Od bańki internetowej do kryzysu subprime, s. 83-98, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
57. Zarnowitz, V., Ozyildirim, A. (2006), Time series decomposition and measurement of business cycles, trends and growth cycles. *Journal of Monetary Economics* 53, s. 1717-1739.
58. Zegar koniunktury – w jakim punkcie cyklu jesteśmy? (listopad 2009), MAKROskop, BZ WBK, Warszawa.

8 Dodatek

Tablica 7. Szczegółowe wyniki oraz opis zmiennych.

opis zmiennej	współczynnik koherencji	średnie przesunięcie fazowe	korelacje krzyżowe			średnie opóźnienie punktów zwrotnych ⁱ			mediana opóźnienia punktów zwrotnych ⁱ		
			r ₀	r _{max}	t _{max} ⁱ	GPZ	DPZ	łącznie	GPZ	DPZ	łącznie
Koniunktura w budownictwie - wykorzystanie mocy produkcyjnych przedsiębiorstwa	0,46	0,26	0,68	0,86	6,00	5	6,33	5,67	2	5,5	5,5
Koniunktura w budownictwie - przewidywane zatrudnienie w zakresie działalności budowlano-montażowej	0,71	-0,10	0,84	0,87	-2,00	-3	-5,5	-4,25	-3	-5,5	-3,5
Koniunktura w budownictwie - przewidywana sytuacja finansowa przedsiębiorstwa	0,73	-0,10	0,85	0,88	-2,00	4,33	2,33	3,33	-3,5	-3	-0,5
Koniunktura w budownictwie - przewidywana ogólna sytuacja gospodarcza	0,59	-0,14	0,76	0,81	-3,00	-8	-8,67	-8,33	-11,5	-12	-9
Koniunktura w budownictwie - przewidywana wartość produkcji budowlano-montażowej na rynku krajowym	0,71	-0,14	0,84	0,89	-3,00	3,33	1,33	2,33	-4	-4,5	-1
Koniunktura w budownictwie - ogólna sytuacja gospodarcza przedsiębiorstwa	0,65	-0,04	0,80	0,81	-1,00	-4,67	-6	-5,33	-6,5	-9	-4,5
Koniunktura w budownictwie - bieżący portfel zamówień na roboty budowlano-montażowe na rynku krajowym	0,73	-0,11	0,85	0,88	-2,00	-4,5	-3	-3,75	-4,5	-3	-3,5
Koniunktura w przemyśle - przewidywane zatrudnienie	0,65	-0,22	0,80	0,91	-4,00	-0,33	-2,33	-1,33	-6	-8	-3
Koniunktura w przemyśle - przewidywana ogólna sytuacja gospodarcza przedsiębiorstwa	0,30	-0,50	0,55	0,82	-6,00	-6,67	-6,67	-6,67	-9	-8	-5,5
Koniunktura w przemyśle - przewidywana produkcja	0,42	-0,39	0,64	0,87	-5,00	-7	-6,67	-6,83	-9,5	-8	-6
Koniunktura w przemyśle - bieżąca ogólna sytuacja gospodarcza przedsiębiorstwa	0,78	-0,06	0,88	0,89	-1,00	-1,67	-0,33	-1	-4	-5	-1
Koniunktura w przemyśle - portfel zamówień krajowy i zagraniczny - dobra konsumpcyjne	0,56	-0,26	0,74	0,90	-5,00	-4	-2,67	-3,33	-6,5	-7	-5
Koniunktura w przemyśle - portfel zamówień krajowy i zagraniczny - trwałe dobra konsumpcyjne	0,42	-0,38	0,64	0,94	-7,00	-5,33	-5,67	-5,5	-7	-9	-7
Koniunktura w przemyśle portfel zamówień krajowy i zagraniczny - energia	0,02	-1,90	0,14	-0,75	12,00	-8,33	-7,33	-7,83	-11	-11,5	-6,5
Koniunktura w przemyśle - portfel zamówień krajowy i zagraniczny - dobra pośrednie	0,43	-0,38	0,65	0,89	-6,00	-5,33	-5,67	-5,5	-7	-9,5	-5

opis zmiennej	współczynnik koherencji	średnie przesunięcie fazowe	korelacje krzyżowe			średnie opóźnienie punktów zwrotnych ⁱ			mediana opóźnienia punktów zwrotnych ⁱ		
			r ₀	r _{max}	t _{max} ⁱ	GPZ	DPZ	łącznie	GPZ	DPZ	łącznie
Koniunktura w przemyśle - portfel zamówień krajowy i zagraniczny - dobra inwestycyjne	0,65	-0,20	0,80	0,90	-3,00	-3	-3	-3	-4,5	-6	-2,5
Koniunktura w przemyśle - portfel zamówień krajowy i zagraniczny - nietrwałe dobra konsumpcyjne	0,54	-0,25	0,73	0,87	-4,00	-3,67	-2,67	-3,17	-7	-7	-4,5
Koniunktura w przemyśle - portfel zamówień krajowy i zagraniczny - ogółem	0,47	-0,36	0,68	0,90	-5,00	-6,33	-5	-5,67	-7,5	-7,5	-4
Koniunktura w przemyśle - bieżący stan zapasów wyrobów gotowych	0,77	-0,08	0,88	0,89	-1,00	-2	1	-0,5	-4,5	-1	-1
Koniunktura w handlu detalicznym - przewidywane zatrudnienie	0,57	-0,14	0,75	0,79	-2,00	-2,25	-1,5	-1,88	-1,5	-1	-1
Koniunktura w handlu detalicznym - przewidywana ogólna sytuacja gospodarcza przedsiębiorstwa	0,41	-0,13	0,63	0,66	-2,00	-2,2	2,6	0,2	-5	0	1,5
Koniunktura w handlu detalicznym - przewidywana ilość sprzedanych towarów	0,48	-0,08	0,69	0,70	-2,00	-1,2	3,2	1	-4,5	0,5	1,5
Koniunktura w handlu detalicznym - ogólna sytuacja gospodarcza przedsiębiorstwa	0,36	0,01	0,59	0,59	0,00	1	3	2	-1,5	-1	-0,5
Koniunktura w handlu detalicznym - bieżąca ilość sprzedanych towarów	0,79	0,02	0,89	0,89	1,00	-2	-1,25	-1,63	-2	1	0
Wskaźniki koniunktury konsumenckiej - bieżący wskaźnik ufności konsumenckiej	0,38	-0,04	0,61	0,62	-1,00	-5,5	-2	-4,33	-5,5	-2	-7,5
Cena węgla, USD/tona; węgiel australijski, 12000 btu/funt, mniej niż 1% siarki, 14% popiołu, FOB Newcastle/Port Kembla	0,17	0,52	0,41	-0,60	-12,00	4,6	6,4	5,5	1,5	3	3,5
Cena węgla, PLN/tona, ceny stałe przy roku odniesienia 2010; węgiel australijski, 12000 btu/funt, mniej niż 1% siarki, 14% popiołu, FOB Newcastle/Port Kembla	0,16	0,47	0,41	0,54	4,00	4,6	5,6	5,1	1	2	3
Wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych, analogiczny okres roku poprzedniego=100	0,00	19,21	-0,03	-0,42	-12,00	4,8	7,4	6,1	3,5	5,5	5,5
Oczekiwania inflacyjne osób prywatnych - średnia oczekiwana stopa inflacji w ciągu najbliższych 12 m-cy	0,10	0,55	0,32	0,55	7,00	6,2	5,8	6	6	3,5	6
Należności monetarnych instytucji finansowych od sektora niefinansowego	0,32	21,79	-0,56	-0,76	-6,00	5,33	11	8,17	-0,5	9	9
Kredyty i pożyczki udzielone przedsiębiorstwom przez pozostałe monetarne instytucje finansowe - o charakterze bieżącym	0,11	21,78	-0,33	-0,45	-6,00	3,5	2,67	3,14	6,5	-3	6,5

opis zmiennej	współczynnik koherencji	średnie przesunięcie fazowe	korelacje krzyżowe			średnie opóźnienie punktów zwrotnych ⁱ			mediana opóźnienia punktów zwrotnych ⁱ		
			r ₀	r _{max}	t _{max} ⁱ	GPZ	DPZ	łącznie	GPZ	DPZ	łącznie
Kredyty i pożyczki udzielone przedsiębiorstwom przez pozostałe monetarne instytucje finansowe - o charakterze bieżącym, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,11	21,86	-0,33	-0,40	-5,00	3,75	2,33	3,14	7	-3,5	7
Kredyty i pożyczki udzielone przedsiębiorstwom przez pozostałe monetarne instytucje finansowe - na inwestycje	0,19	21,78	-0,43	-0,56	-6,00	-4,33	9	1	-9,5	9	-3
Kredyty i pożyczki udzielone przedsiębiorstwom przez pozostałe monetarne instytucje finansowe - na inwestycje, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,20	21,87	-0,44	-0,53	-5,00	-4	8	0,8	-9	8	-3,5
Kredyty i pożyczki udzielone przedsiębiorstwom przez pozostałe monetarne instytucje finansowe	0,14	21,43	-0,38	-0,78	-9,00	7,75	2,5	5,13	11	3	11
Kredyty i pożyczki udzielone przedsiębiorstwom przez pozostałe monetarne instytucje finansowe, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,14	21,50	-0,37	-0,74	-9,00	2,5	1	1,75	2	0,5	2
Kredyty i pożyczki udzielone gospodarstwom domowym przez pozostałe monetarne instytucje finansowe - konsumpcyjne	0,53	-22,11	-0,73	-0,73	0,00	4	12	8	4	12	12
Kredyty i pożyczki udzielone gospodarstwom domowym przez pozostałe monetarne instytucje finansowe - konsumpcyjne, mln PLN, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,50	-22,10	-0,71	-0,71	1,00	6,67	3,67	5,17	-1	-5,5	6
Kredyty i pożyczki udzielone gospodarstwom domowym przez pozostałe monetarne instytucje finansowe - na inwestycje, mln PLN	0,00	4,65	0,04	-0,70	-12,00	6,5	9	7,75	6,5	9	8,5
Kredyty i pożyczki udzielone gospodarstwom domowym przez pozostałe monetarne instytucje finansowe - na inwestycje, mln PLN, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,00	3,33	0,05	-0,63	-12,00	0,67	8	3,6	-3,5	8	3,5
Kredyty i pożyczki udzielone gospodarstwom domowym przez pozostałe monetarne instytucje finansowe - na nieruchomości, mln PLN	0,07	21,83	-0,27	-0,33	-4,00	-2,67	10,67	4	-5,5	10	6
Kredyty i pożyczki udzielone gospodarstwom domowym przez pozostałe monetarne instytucje finansowe - na nieruchomości, mln PLN, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,13	21,95	-0,36	-0,40	-3,00	-3,67	10	3,17	-6	9,5	4,5
Kredyty i pożyczki udzielone gospodarstwom domowym przez pozostałe monetarne instytucje finansowe, mln PLN	0,33	21,99	-0,57	-0,61	-3,00	7,33	10	8,67	2	8,5	8,5

opis zmiennej	współczynnik koherencji	średnie przesunięcie fazowe	korelacje krzyżowe			średnie opóźnienie punktów zwrotnych ⁱ			mediana opóźnienia punktów zwrotnych ⁱ		
			r ₀	r _{max}	t _{max} ⁱ	GPZ	DPZ	łącznie	GPZ	DPZ	łącznie
Kredyty i pożyczki udzielone gospodarstwom domowym przez pozostałe monetarne instytucje finansowe, mln PLN, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,37	22,03	-0,61	-0,63	-3,00	2	8,5	4,6	-6,5	8,5	1,5
Należności monetarnych instytucji finansowych od sektora niefinansowego, mln PLN, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,35	21,85	-0,59	-0,75	-6,00	4,33	7,33	5,83	-2	3,5	7
DAX, kurs zamknięcia	0,52	0,00	0,72	0,72	0,00	-1	2	0,5	0,5	2	2
DAX, wolumen	0,56	-0,02	0,74	0,74	-1,00	-3,67	0	-2,2	-7,5	0	-6
Mieszkania oddane do użytkowania	0,05	21,71	-0,21	-0,48	-12,00	4,67	2	3,33	1,5	-6	2,5
Mieszkania, na realizację których wydano pozwolenia	0,42	0,20	0,65	0,72	3,00	1,33	3	2,17	0,5	2,5	2,5
Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw	0,23	0,29	0,48	0,64	6,00	-1,75	4,6	1,78	0	1,5	1,5
ESI - wskaźnik ufności w budownictwie	0,86	-0,01	0,93	0,93	0,00	-0,33	0,33	0	-2,5	-2	0
ESI - wskaźnik ufności w budownictwie - Niemcy	0,33	-0,12	0,57	0,62	-4,00	-7,5	-1	-4,25	-6,5	-1	-3,5
ESI - wskaźnik ufności w budownictwie - EU	0,65	-0,04	0,81	0,81	-1,00	1	1	1	-1	0	1,5
ESI - wskaźnik ufności konsumenckiej	0,41	0,00	0,64	0,64	0,00	2,67	5	3,6	-5	5	-0,5
ESI - wskaźnik ufności konsumenckiej - Niemcy	0,64	-0,07	0,80	0,81	-1,00	-1,33	3,67	1,17	-5	2,5	2,5
ESI - wskaźnik ufności konsumenckiej - EU	0,38	-0,25	0,61	0,73	-4,00	-2	1,25	-0,38	-0,5	1,5	1,5
ESI - wskaźnik ufności w przemyśle	0,71	-0,13	0,84	0,88	-2,00	-2,5	-1	-1,75	-2	0,5	-2
ESI - wskaźnik ufności w przemyśle - Niemcy	0,66	-0,16	0,81	0,87	-3,00	-0,6	-1,2	-0,9	-1,5	-1	0
ESI - wskaźnik ufności w przemyśle - EU	0,66	-0,16	0,81	0,87	-3,00	-1,4	0,6	-0,4	-2	1	1
ESI - wskaźnik ufności w handlu detalicznym	0,67	-0,01	0,81	0,81	0,00	-3,2	-0,6	-1,9	-3,5	-1	-0,5
ESI - wskaźnik ufności w handlu detalicznym - Niemcy	0,34	-0,35	0,58	0,77	-6,00	-5,2	-4,5	-4,89	-8,5	-4	-6
ESI - wskaźnik ufności w handlu detalicznym - EU	0,30	-0,38	0,55	0,75	-6,00	-2	0,25	-1	-3,5	1,5	0
ESI - wskaźnik ufności w usługach	0,74	-0,15	0,86	0,91	-3,00	-4,67	-3,5	-4,2	-6,5	-3,5	-3,5
ESI - wskaźnik ufności w usługach - Niemcy	0,41	-0,25	0,64	0,76	-5,00	-7,2	-1	-4,44	-7,5	-4	-4
ESI - wskaźnik ufności w usługach - EU	0,54	-0,22	0,73	0,84	-4,00	-1,25	-1	-1,13	-0,5	-0,5	-0,5
Wskaźniki koniunktury konsumenckiej – prognoza na najbliższe 12 miesięcy - zmiana sytuacji finansowej gospodarstwa domowego	0,11	-0,42	0,33	0,43	-4,00	-7,5	-4	-6,33	-7,5	-4	-9,5
Wskaźniki koniunktury konsumenckiej – prognoza na najbliższe 12 miesięcy - zmiana ogólnej sytuacji ekonomicznej kraju	0,15	-0,28	0,39	0,45	-3,00	-6,5	-4	-5,67	-6,5	-4	-9,5
Wskaźniki koniunktury konsumenckiej – prognoza na najbliższe 12 miesięcy - dokonywanie ważnych zakupów	0,53	0,13	0,73	0,76	2,00	-3,5	1	-2	-3,5	1	-4,5

opis zmiennej	współczynnik koherencji	średnie przesunięcie fazowe	korelacje krzyżowe			średnie opóźnienie punktów zwrotnych ⁱ			mediana opóźnienia punktów zwrotnych ⁱ		
			r ₀	r _{max}	t _{max} ⁱ	GPZ	DPZ	łącznie	GPZ	DPZ	łącznie
Wskaźniki koniunktury konsumenckiej – prognoza na najbliższe 12 miesięcy - zmiana cen konsumpcyjnych	0,59	0,26	0,76	0,90	4,00	0,5	3	1,33	0,5	3	-1
Wskaźniki koniunktury konsumenckiej – prognoza na najbliższe 12 miesięcy - oszczędzanie pieniędzy	0,02	-0,77	0,14	-0,43	12,00	-7,5	-4	-6,33	-7,5	-4	-9,5
Indeks cen paliw (energii), uwzględnia indeksy cen ropy naftowej, gazu ziemnego i węgla, rok 2010 = 100	0,48	0,19	0,69	0,76	3,00	-0,4	-2	-1,2	-2	-1	0
Wskaźniki koniunktury konsumenckiej – prognoza na najbliższe 12 miesięcy - zmian poziomu bezrobocia	0,75	-22,10	-0,87	-0,87	0,00	18	19	18,33	18	19	17
Cena gazu ziemnego, rosyjski gaz ziemny cena na granicy Niemiec, USD/1000 metrów sześciennych	0,06	1,16	0,25	0,77	9,00	1	2,75	1,78	3	4	4
Cena gazu ziemnego, rosyjski gaz ziemny cena na granicy Niemiec, USD/1000 metrów sześciennych, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,02	1,47	0,14	0,63	10,00	4,6	0	2,3	2,5	-3	1,5
Stopa zwrotu z obligacji rządowych 10-letnich (zgodnie z definicją z Maastricht)	0,04	0,61	0,21	-0,34	-12,00	-1,33	6	2,33	-4,5	4,5	4
Stopa zwrotu z obligacji rządowych 10-letnich (zgodnie z definicją z Maastricht) - Niemcy	0,05	0,32	0,22	-0,36	-12,00	-1	2,8	0,9	-1,5	1,5	2
Stopa zwrotu z obligacji rządowych 10-letnich (zgodnie z definicją z Maastricht) - strefa euro	0,00	18,07	-0,01	-0,38	-12,00	-3,2	5	0,44	1	5,5	2
Oferty pracy zgłoszone w ciągu miesiąca, tys.	0,21	-0,34	0,46	0,57	-4,00	-4,8	-5,6	-5,2	-4	-4	-3,5
Wydajność pracy, tys. PLN/osoba, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,86	-0,10	0,93	0,95	-2,00	-1,6	0	-0,8	-2	0	0
Podaż pieniądza M1, mln PLN	0,06	-0,02	0,25	0,25	-1,00	-4	-4	-4	-5,5	-2	-5
Podaż pieniądza M1, mln PLN, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,06	-0,24	0,25	-0,29	12,00	-4,75	-5,5	-5,13	-6,5	-3,5	-6,5
Podaż pieniądza M2, mln PLN	0,13	21,43	-0,36	-0,71	-8,00	14	5	8,86	12	6,5	9
Podaż pieniądza M2, mln PLN, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,14	21,66	-0,38	-0,59	-8,00	4	1,33	2,4	4	-6	-4,5
Podaż pieniądza M3, mln PLN, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,03	20,78	-0,19	0,79	12,00	15	6	10,5	14	1,5	14
Podaż pieniądza M3, mln PLN	0,04	21,22	-0,20	0,64	12,00	3,5	-0,33	1,2	3,5	-8	-6,5

opis zmiennej	współczynnik koherencji	średnie przesunięcie fazowe	korelacje krzyżowe			średnie opóźnienie punktów zwrotnych ⁱ			mediana opóźnienia punktów zwrotnych ⁱ		
			r ₀	r _{max}	t _{max} ⁱ	GPZ	DPZ	łącznie	GPZ	DPZ	łącznie
Indeks cen metali, uwzględnia indeksy cen miedzi, aluminium, rudy żelaza, cyny, niklu, cynku, ołowiu i uranu, rok 2010 = 100	0,63	-0,18	0,79	0,87	-3,00	-2,4	0	-1,2	-3,5	-2	-2
Nowe zamówienia w przemyśle	0,76	0,12	0,87	0,91	2,00	2,67	3	2,83	1,5	0	1,5
Cena ropy Brent, PLN/baryłka (light blend 38 API, Wielka Brytania)	0,54	0,14	0,73	0,77	2,00	4,6	-3	1,22	3	-1,5	1
Indeks cen ropy naftowej, rok 2010 = 100	0,51	0,15	0,71	0,75	2,00	-0,6	-2,6	-1,6	-2	-2	-0,5
Cena ropy Brent, PLN/baryłka (light blend 38 API, Wielka Brytania), ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,45	0,00	0,67	0,67	0,00	-0,8	-4,8	-2,8	-2	-5,5	-3
Cena benzyny silnikowej bezołowiowej, 95-oktanowej	0,64	-0,05	0,80	0,80	1,00	4,5	-2	2,33	4,5	-2	-0,5
Cena benzyny silnikowej bezołowiowej, 95-oktanowej, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,76	-0,02	0,86	0,86	0,00	4,5	-2	2,33	4,5	-2	-0,5
Średni kurs Euro w zł	0,08	-21,73	-0,28	-0,38	6,00	-4	3,67	-0,71	-4	-2,5	-4
Średni kurs USD w zł	0,04	-21,45	-0,19	0,46	-12,00	-0,8	-6,8	-3,8	-1	-8,5	-1
Produkcja pralek automatycznych, tys. sztuk	0,17	-21,78	-0,40	-0,58	6,00	-9,2	-5	-7,1	-11	-4,5	-4
Produkcja sprzedana przemysłu - górnictwo i wydobywanie, rok 2010 = 100	0,11	-0,02	0,34	0,34	-1,00	-2,4	-0,5	-1,56	-5	-0,5	-2
Produkcja sprzedana przemysłu - górnictwo i wydobywanie, górnictwo i wydobywanie, wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i powietrze do układów klimatyzacyjnych, rok 2010 = 100	0,96	-0,04	0,98	0,99	-1,00	0,2	-0,2	0	0	0	0
Produkcja sprzedana przemysłu - górnictwo i wydobywanie, górnictwo i wydobywanie, wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i powietrze do układów klimatyzacyjnych, Niemcy, rok 2010 = 100	0,82	0,07	0,90	0,92	1,00	2	-0,25	0,88	2,5	2	2,5
Produkcja sprzedana przemysłu - górnictwo i wydobywanie, Niemcy, rok 2010 = 100	0,35	0,19	0,59	0,66	4,00	-4,6	-3	-3,8	-8	-4,5	-4
Produkcja sprzedana przemysłu - górnictwo i wydobywanie, górnictwo i wydobywanie, wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i powietrze do układów klimatyzacyjnych, EU, rok 2010 = 100	0,85	0,05	0,92	0,92	1,00	0,4	1	0,7	-0,5	1,5	2

opis zmiennej	współczynnik koherencji	średnie przesunięcie fazowe	korelacje krzyżowe			średnie opóźnienie punktów zwrotnych ⁱ			mediana opóźnienia punktów zwrotnych ⁱ		
			r ₀	r _{max}	t _{max} ⁱ	GPZ	DPZ	łącznie	GPZ	DPZ	łącznie
Produkcja sprzedana przemysłu - górnictwo i wydobywanie, przetwórstwo przemysłowe, wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i powietrze do układów klimatyzacyjnych, budownictwo, rok 2010 = 100	0,82	0,01	0,92	0,92	0,00	1	0,4	0,7	-0,5	0	0
Produkcja sprzedana przemysłu - górnictwo i wydobywanie, przetwórstwo przemysłowe, wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i powietrze do układów klimatyzacyjnych, budownictwo, Niemcy, rok 2010 = 100	0,83	0,07	0,91	0,92	1,00	2	-0,5	0,75	2,5	1,5	2
Produkcja sprzedana przemysłu - górnictwo i wydobywanie, przetwórstwo przemysłowe, wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i powietrze do układów klimatyzacyjnych, budownictwo, EU, rok 2010 = 100	0,81	0,06	0,90	0,91	1,00	1	0,25	0,63	1,5	1,5	1,5
Produkcja sprzedana przemysłu - górnictwo i wydobywanie, EU, rok 2010 = 100	0,06	0,00	0,25	0,25	0,00	-9,2	-3,5	-6,67	-13	-4,5	-10
Produkcja sprzedana przemysłu - przetwórstwo przemysłowe, rok 2010 = 100	0,96	-0,04	0,98	0,99	-1,00	0,2	-0,4	-0,1	-0,5	-0,5	0
Produkcja sprzedana przemysłu - przetwórstwo przemysłowe, Niemcy, rok 2010 = 100	0,82	0,07	0,90	0,92	1,00	2	-0,25	0,88	2,5	2	2,5
Produkcja cementu, tys. ton	0,56	-0,04	0,74	0,75	-1,00	-2,2	-0,8	-1,5	-3,5	-3,5	-2
Produkcja sprzedana przemysłu - przetwórstwo przemysłowe, EU, rok 2010 = 100	0,85	0,06	0,92	0,93	1,00	0,6	1,4	1	-0,5	2	2
Produkcja stali surowej, tys. ton	0,50	0,00	0,71	0,71	0,00	0,6	1,2	0,9	0	1	1
Produkcja sprzedana przemysłu - produkcja wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i powietrze do układów klimatyzacyjnych, rok 2010 = 100	0,24	0,18	0,51	0,55	3,00	4,2	-4	0,56	-1,5	-1,5	-1,5
Produkcja sprzedana przemysłu - produkcja wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i powietrze do układów klimatyzacyjnych, Niemcy, rok 2010 = 100	0,08	-0,56	0,27	0,44	-6,00	-7	-7,75	-7,33	-10	-9	-9
Produkcja sprzedana przemysłu - produkcja wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i powietrze do układów klimatyzacyjnych, EU, rok 2010 = 100	0,10	-0,20	0,31	0,33	-2,00	-5,8	-3,75	-4,89	-9	-2,5	-4
Produkcja oleju napędowego, tys. ton	0,05	0,51	0,22	0,43	8,00	0,25	7	4	0	4,5	0

opis zmiennej	współczynnik koherencji	średnie przesunięcie fazowe	korelacje krzyżowe			średnie opóźnienie punktów zwrotnych ⁱ			mediana opóźnienia punktów zwrotnych ⁱ		
			r ₀	r _{max}	t _{max} ⁱ	GPZ	DPZ	łącznie	GPZ	DPZ	łącznie
Produkcja energii elektrycznej, GW	0,32	-0,22	0,56	0,66	-5,00	3	3	3	-1	-2,5	2
Produkcja sprzedana przemysłu - budownictwo, rok 2010 = 100	0,39	0,12	0,64	0,67	3,00	1,67	5,33	3,5	-1	4	4
Produkcja sprzedana przemysłu - budownictwo, Niemcy, rok 2010 = 100	0,17	-0,05	0,39	0,40	-1,00	-3,6	1,8	-0,9	-4,5	0,5	-1
Produkcja sprzedana przemysłu - budownictwo, EU, rok 2010 = 100	0,35	0,10	0,59	0,61	2,00	0,5	-1,33	-0,29	0	-4,5	-1,5
Produkcja benzyny silnikowej i oleju napędowego razem, tys. ton	0,05	0,25	0,21	0,30	7,00	1,6	-0,5	0,67	0,5	-0,5	0
Produkcja węgla kamiennego, tys. ton	0,00	-18,08	-0,02	0,17	-12,00	-0,2	-3,2	-1,7	-6	-4,5	-3,5
Produkcja węgla brunatnego, tys. ton	0,06	0,57	0,23	0,49	9,00	6	3,6	4,8	5,5	-1	5,5
Produkcja benzyny silnikowej, tys. ton	0,00	6,91	0,01	-0,16	-10,00	-5,8	-2,6	-4,2	-7,5	0,5	1
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra kapitałowe (wg MIG), rok 2010 = 100	0,84	0,10	0,92	0,94	2,00	1,67	1,67	1,67	1	1	2,5
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra kapitałowe (wg MIG) - Niemcy, rok 2010 = 100	0,75	0,13	0,86	0,91	3,00	4	1	2,5	4,5	3,5	4
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra kapitałowe (wg MIG) - EU, rok 2010 = 100	0,80	0,11	0,89	0,93	2,00	2	2	2	0	3	3
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra konsumpcyjne (wg MIG), rok 2010 = 100	0,38	-0,37	0,59	0,80	-5,00	1,67	-3,67	-1	-3	-5	-3
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra konsumpcyjne (wg MIG) - Niemcy, rok 2010 = 100	0,62	0,02	0,78	0,78	1,00	0,25	-3	-1,38	-1	-0,5	-1
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra konsumpcyjne (wg MIG) - EU, rok 2010 = 100	0,74	0,00	0,85	0,85	0,00	1	0	0,5	0,5	1	1
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra konsumpcyjne trwałego użytku (wg MIG), rok 2010 = 100	0,19	-0,65	0,40	-0,73	12,00	2,67	-2,33	0,17	-2,5	-4,5	-2,5
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra konsumpcyjne trwałego użytku (wg MIG) - Niemcy, rok 2010 = 100	0,69	0,04	0,83	0,84	1,00	1,6	1,8	1,7	-0,5	1,5	1,5
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra konsumpcyjne trwałego użytku (wg MIG) - EU, rok 2010 = 100	0,73	0,06	0,86	0,87	1,00	1,8	1,8	1,8	1	1,5	2,5
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra zaopatrzeniowe (wg MIG), rok 2010 = 100	0,91	-0,08	0,95	0,97	-2,00	-1,67	-1	-1,33	-2,5	-1,5	-1,5
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra zaopatrzeniowe (wg MIG) - Niemcy, rok 2010 = 100	0,85	0,02	0,92	0,92	0,00	-0,4	0,4	0	-1	0,5	1

opis zmiennej	współczynnik koherencji	średnie przesunięcie fazowe	korelacje krzyżowe			średnie opóźnienie punktów zwrotnych ⁱ			mediana opóźnienia punktów zwrotnych ⁱ		
			r ₀	r _{max}	t _{max} ⁱ	GPZ	DPZ	łącznie	GPZ	DPZ	łącznie
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra zaopatrzeniowe (wg MIG) - EU, rok 2010 = 100	0,87	0,02	0,93	0,93	0,00	0	0,6	0,3	-0,5	0,5	1
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra konsumpcyjne nietrwałego użytku (wg MIG), rok 2010 = 100	0,43	-0,19	0,64	0,74	-4,00	0,67	-4,67	-2	-4	-5,5	-4
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra konsumpcyjne nietrwałego użytku (wg MIG) - Niemcy, rok 2010 = 100	0,52	0,01	0,71	0,71	0,00	-1,5	-5,5	-3,5	-2,5	-4,5	-4,5
Produkcja sprzedana przemysłu - dobra konsumpcyjne nietrwałego użytku (wg MIG) - EU, rok 2010 = 100	0,64	-0,05	0,78	0,79	-1,00	2,25	-0,25	1	-0,5	0	0
Referencyjna stopa procentowa NBP	0,07	0,61	0,27	0,47	7,00	9,5	7,75	8,63	9,5	6	8
Realna referencyjna stopa procentowa NBP	0,00	0,93	0,06	-0,22	-12,00	0,67	-1,33	-0,33	-5,5	-5,5	1,5
Oprocentowanie 10 letnich obligacji skarbowych - oprocentowanie WIBOR1M	0,04	-21,12	-0,19	-0,63	12,00	-9	-9	-9	-13,5	-15,5	-13,5
Sprzedaż hurtowa i detaliczna, (z wyłączeniem pojazdów mechanicznych oraz motocyklowych), rok 2010 = 100	0,15	0,09	0,44	0,45	1,00	-1,33	1,67	0,17	-4	1,5	1,5
Sprzedaż hurtowa i detaliczna, (z wyłączeniem pojazdów mechanicznych oraz motocyklowych), rok 2010 = 100, Niemcy	0,26	0,17	0,51	0,58	5,00	-2,75	7,67	1,71	-2,5	5	5
Sprzedaż hurtowa i detaliczna, (z wyłączeniem pojazdów mechanicznych oraz motocyklowych), rok 2010 = 100, EU	0,54	0,03	0,71	0,71	0,00	-11	-0,5	-6,8	-16	-0,5	-3,5
Przewozy ładunków, tys. ton	0,08	-0,52	0,28	0,59	-10,00	-0,4	1,2	0,4	0,5	-1	2
Przewozy ładunków w tys. ton (transport kolejowy)	0,17	-21,64	-0,41	-0,63	7,00	-0,6	-4,2	-2,4	-3	-9,5	-3
Przewozy ładunków w tys. ton (transport samochodowy)	0,59	0,22	0,77	0,89	4,00	1	4,8	3,11	2	1,5	1,5
Stopa bezrobocia rejestrowanego	0,14	-21,55	-0,37	-0,68	8,00	-14,4	-12	-13,5	-17,5	-14,5	-15
Zasiłki dla bezrobotnych (brutto)	0,16	-21,91	-0,40	-0,47	5,00	-9	-6	-7,71	-14,5	-9,5	-14
Zasiłki dla bezrobotnych (brutto), ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,12	-22,00	-0,35	-0,37	3,00	-8,5	-7,33	-8	-14,5	-10,5	-13,5
Bezrobotni nowo zarejestrowani	0,39	-21,90	-0,62	-0,71	4,00	10	-12,67	-1,33	4,5	-16,5	-7,5
Bezrobotni wyrejestrowani z tytułu podjęcia pracy	0,03	-1,99	0,15	-0,83	12,00	-7,6	-7,25	-7,44	-10	-5	-7,5
Bezrobotni zarejestrowani zwolnieni z przyczyn dotyczących zakładów pracy	0,03	22,08	-0,17	-0,20	-12,00	-9,33	-8,67	-9	-14	-11,5	-8
Przeciętne wynagrodzenia miesięczne brutto w sektorze przedsiębiorstw, PLN	0,01	2,13	0,08	-0,57	-12,00	3,25	6,25	4,75	3,5	8	4,5
Nominalna stopa WIBOR1M	0,12	0,51	0,34	0,52	6,00	7,6	7,2	7,4	7,5	5,5	7

opis zmiennej	współczynnik koherencji	średnie przesunięcie fazowe	korelacje krzyżowe			średnie opóźnienie punktów zwrotnych ⁱ			mediana opóźnienia punktów zwrotnych ⁱ		
			r ₀	r _{max}	t _{max} ⁱ	GPZ	DPZ	łącznie	GPZ	DPZ	łącznie
Realna stopa WIBOR1M	0,01	0,70	0,10	-0,18	-12,00	2,5	0,25	1,38	4	0,5	1,5
Nominalna stopa WIBOR3M	0,12	0,49	0,34	0,50	6,00	7,2	7	7,1	7,5	5	7,5
Realna stopa WIBOR3M	0,01	0,65	0,10	-0,18	-12,00	2	-0,25	0,88	3,5	0	1
Kurs zamknięcia WIG	0,61	-0,18	0,77	0,86	-3,00	-4	-3,25	-3,63	-4,5	-3,5	-4
Kurs zamknięcia WIG20	0,66	-0,17	0,81	0,89	-3,00	-3,75	0	-2,14	-4,5	-2	-3,5
Kurs zamknięcia WIG Polonia	0,60	-0,18	0,77	0,85	-3,00	-4	-3,25	-3,63	-4,5	-3,5	-4
Przeciętne wynagrodzenia miesięczne brutto w sektorze przedsiębiorstw, PLN, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,01	0,52	0,10	-0,31	-12,00	-2	0,25	-0,88	-3,5	0	-1,5
Fundusz wynagrodzeń miesięcznych brutto w sektorze przedsiębiorstw, ceny stałe przy roku odniesienia 2010	0,09	0,37	0,31	0,44	8,00	-0,25	-1	-0,63	-0,5	-0,5	-0,5
Fundusz wynagrodzeń miesięcznych brutto w sektorze przedsiębiorstw	0,11	0,64	0,33	0,64	9,00	1,5	4,75	3,13	2	6	3,5

ⁱ Uwaga: + oznacza zmienną opóźnioną względem szeregu odniesienia, - oznacza zmienną wyprzedzającą względem szeregu odniesienia.