

Cykl koniunkturalny w Polsce – wnioski z analizy spektralnej

Michał Gradzewicz*, Jakub Growiec#, Jan Hagemeyer‡, Piotr Popowski‡‡

Nadesłany: 2 czerwca 2010 r. Zaakceptowany: 19 sierpnia 2010 r.

Streszczenie

W artykule przedstawiono najważniejsze „stylizowane fakty” dotyczące przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce w latach 1996–2009. Fakty te sformułowano na podstawie kwartalnych danych dotyczących realnej gospodarki Polski, poddanych odsezonowaniu oraz filtracji za pomocą filtru spektralnego Christiano-Fitzgeralda w celu wyodrębnienia składowych cyklu koniunkturalnego o okresie wahań 2–10 lat. Dla tak skonstruowanych szeregów zidentyfikowano minima i maksima oraz relatywne amplitudy poszczególnych cykli. Wyznaczono także dominujące częstotliwości wahań oraz omówiono współzależności omawianych zmiennych makroekonomicznych (korelacje dynamiczne, przesunięcie fazowe, wzmocnienie). Opracowanie kończą dwie aplikacje szczegółowe: zastosowanie składowych cyklicznych realnych zmiennych makroekonomicznych w „zegarach” cyklu koniunkturalnego, ułatwiających jego bieżące monitorowanie, a także ćwiczenie służące porównaniu przebiegu bieżącego okresu spowolnienia gospodarczego, którego początek datujemy na I kwartał 2008 r., z poprzednim takim okresem, który rozpoczął się w I kwartale 2000 r.

Słowa kluczowe: cykl koniunkturalny, częstotliwość wahań, amplituda wahań, filtr spektralny Christiano-Fitzgeralda, statystyki cross-spektralne

JEL: E32, C22, C32

* Narodowy Bank Polski, Instytut Ekonomiczny; e-mail: michal.gradzewicz@nbp.pl.

Narodowy Bank Polski, Instytut Ekonomiczny; Szkoła Główna Handlowa, Instytut Ekonometrii;
e-mail: jakub.growiec@nbp.pl.

‡ Narodowy Bank Polski, Instytut Ekonomiczny; Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych;
e-mail: jan.hagemeyer@nbp.pl.

‡‡ Narodowy Bank Polski, Instytut Ekonomiczny; e-mail: piotr.popowski@nbp.pl.

1. Wstęp

Światowy kryzys gospodarczy ostatnich dwóch lat uwydatnił, że w dyskusji nad przyczynami kryzysów czy – ogólnie – dynamiką cyklu koniunkturalnego brak jednoznacznej operacjonalizacji empirycznej tych pojęć, a przez to brak zgody co do właściwej interpretacji dostępnych danych. Poszczególne argumenty dyskutantów często bazują na różnych, czasem sprzecznych ze sobą odwzorowaniach cyklu koniunkturalnego, co prowadzi do wzajemnego niezrozumienia, a może i błędnych wniosków odnośnie do polityki gospodarczej.

Ponieważ również w literaturze naukowej brak jest konsensusu w tych kwestiach (por. Harding, Pagan 2008; Nelson 2008), jednoznaczne, ostateczne rozwiązanie problemu nie jest możliwe. Można jednak próbować ustalić pewne podstawowe „stylizowane fakty” dotyczące przebiegu dotychczasowych cykli koniunkturalnych w różnych krajach. O ile dla krajów wysoko rozwiniętych literatura podsumowująca najważniejsze charakterystyki cyklu koniunkturalnego jest relatywnie obszerna (zob. np. King, Rebelo 1999; Stock, Watson 1999), o tyle – wedle naszej najlepszej wiedzy – w przypadku Polski takich opracowań brakuje, mimo kilku wyjątków. W zakresie dotychczasowej literatury dotyczącej Polski Wośko (2009) przeprowadziła podobną do naszej analizę spektralną dla (znacznie węższego podzbioru) danych polskich, skupiając się jednak na własnościach stosowanych metod i wyciągając wnioski niemal wyłącznie o charakterze metodologicznym, a nie empirycznym. Badania Skrzypczyńskiego (2008) oraz Adamowicz i in. (2008) były natomiast skoncentrowane na stopniu synchronizacji cyklu koniunkturalnego w Polsce oraz strefie euro, przez co porównania były wykonywane raczej pomiędzy szeregami opisującymi te same zmienne, ale w różnych krajach, a nie pomiędzy różnymi zmiennymi w jednym kraju, jak w niniejszym opracowaniu. Fic (2009) scharakteryzowała z kolei przebieg cyklu koniunkturalnego w Polsce w latach 1995–2005 przy użyciu metodyki markowskich modeli przełącznikowych, uzyskując wnioski nieco mniej ogólne, acz bezpośrednio porównywalne z wnioskami niniejszego opracowania. Również Carmignani (2005) oraz Narożny (2007) omówili najważniejsze charakterystyki przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce na tle krajów wysoko rozwiniętych, w szczególności krajów strefy euro, nie wychodząc jednak poza proste statystyki, takie jak korelacje krzyżowe czy relatywne amplitudy wahań. Dalsza część pracy zawiera odniesienie do sformułowanych przez nich wstępnych wersji „stylizowanych faktów”, znacznie tu rozszerzonych.

Celem niniejszego artykułu jest więc wypełnienie luki w literaturze, bardzo ważnej zarówno z punktu widzenia modelowania cyklu koniunkturalnego, jak i jego skutków dla polityki gospodarczej. To właśnie ta potrzeba stanowi o unikatowości niniejszego artykułu, zdecydowanie bardziej niż np. dobór metodyki czy zakresu danych.

W kolejnych rozdziałach niniejszego artykułu przedstawione zostaną najważniejsze „stylizowane fakty” dotyczące przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce w latach 1996–2009. Fakty te sformułowane zostaną na podstawie kwartalnych danych dotyczących realnej gospodarki Polski, poddanych odsezonowaniu oraz filtracji za pomocą filtru Christiano-Fitzgeralda (por. Christiano, Fitzgerald 2003). Jest to spektralny filtr pasmowo-przepustowy (ang. *band-pass*), pozwalający wyodrębnić z każdego szeregu czasowego jego składową cykliczną, a więc tę jego część, której okres wahań zawiera się w przedziale od 2 do 10 lat

(8–40 kwartałów)¹. Tym samym odrzucony zostanie „szum” obejmujący krótkookresowe wahania o okresie poniżej 2 lat oraz „długookresowy trend” (fluktuacje o okresie przekraczającym 10 lat), mogący odzwierciedlać w przypadku Polski zarówno procesy wzrostowe, jak i konwergencyjne. Opis i uzasadnienie zastosowanej metodyki oraz analizowanych danych zawarto w rozdziale drugim.

Tak skonstruowane szeregi czasowe zostaną następnie poddane wielu analizom. W rozdziale trzecim wyznaczone zostaną dominujące częstotliwości wahań poszczególnych zmiennych. Zostanie też szczegółowo opisany przebieg ich wahań cyklicznych w latach 1996–2009: zidentyfikowane zostaną minima, maksima oraz okresy złej i dobrej koniunktury. Kolejnym etapem badania będzie omówienie współzależności omawianych zmiennych makroekonomicznych (rozdział czwarty). Cykl koniunkturalny w Polsce oddziaływał na poszczególne zmienne makroekonomiczne w sposób wyraźnie asymetryczny: dla niektórych z nich cykle były częstsze, dla innych rzadsze, mogły być też głębsze bądź płytsze, a do tego przesunięte względem siebie w fazie. „Stylizowane fakty” dotyczące tych współzależności zostaną zidentyfikowane za pomocą narzędzi analizy spektralnej. Korelacje dynamiczne pozwolą określić, w jakich pasmach częstotliwości zależności korelacyjne między poszczególnymi zmiennymi są szczególnie silne. Wskaźniki opóźnienia fazowego pozwolą stwierdzić, które zmienne wcześniej przechodzą w kolejne fazy cyklu, a które później. Korelacje bezpośrednie między zmiennymi oraz korelacje krzyżowe z wybranymi opóźnieniami PKB pozwolą określić pozycję cykliczną poszczególnych zmiennych względem siebie oraz względem produktu. Relatywne wariancje oraz spektralne wskaźniki wzmocnienia pozwolą określić relatywną amplitudę wahań cyklicznych poszczególnych zmiennych, zarówno ogółem, jak i w poszczególnych pasmach częstotliwości.

Rozdziały piąty i szósty prezentują szczegółowe zastosowania analizy spektralnej w badaniu przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce. W rozdziale piątym przedstawiono „zegary cyklu koniunkturalnego” dla Polski, czyli wykresy fazowe dla komponentów cyklicznych wybranych zmiennych z gospodarki realnej. Wskazano w nim, w jaki sposób przyjęta w niniejszym opracowaniu metoda może być pomocna w prowadzeniu krótkookresowej polityki gospodarczej.

Rozdział szósty zawiera omówienie ćwiczenia służącego porównaniu przebiegu bieżącego spowolnienia gospodarczego, zapoczątkowanego pęknięciem bańki spekulacyjnej na rynku instrumentów pochodnych w USA (w Polsce – na I kwartał 2008 r.), z kryzysem, który rozpoczął się w I kwartale 2000 r. w reakcji na kryzys rosyjski. Opracowanie kończy się podsumowaniem.

2. Metodyka badania i dane

2.1. Wartość dodana badania szeregów czasowych w dziedzinie częstotliwości

Wedle powszechnie przyjmowanego w literaturze ekonomicznej podejścia fundamentalnym źródłem fluktuacji cyklicznych w gospodarce jest występowanie „egzogenicznych szoków”, czyli

¹ Wybór dokładnej cezurę czasowej, ograniczającej okres wahań, a tym samym definiującej składową cykliczną, musi zostać dokonany arbitralnie. W literaturze (Burns, Mitchell 1946; King, Rebelo 1999; Stock, Watson 1999; Benhabib, Wen 2004; Comin, Gertler 2006) postuluje się najczęściej, by był to okres 0,5 roku – 8 lat, 1,5 roku – 8 lat lub 2 lata – 10 lat. W niniejszym artykule wybraliśmy tę ostatnią możliwość (zob. też Benhabib, Wen 2004). Uzyskane tu wyniki nie różnią się jakościowo od wyników, które uzyskiwane są w przypadku zastosowania pozostałych definicji składowej cyklicznej, jednak są nieco bardziej konkluzywne, a przez to łatwiej interpretowane ekonomicznie.

w pełni losowych zaburzeń, skokowo modyfikujących produktywność określonych technologii, wysokość niektórych kosztów lub preferencje podmiotów gospodarczych (Kydland, Prescott 1982; King, Rebelo 1999; Smets, Wouters 2003; Christiano, Eichenbaum, Evans 2005). Zaburzenia te są następnie rozprzestrzeniane w złożonym układzie, jakim jest gospodarka, przez co wahania obserwowane na poziomie makroekonomicznych zmiennych agregatowych mają już wyraźnie inny charakter niż oryginalne zaburzenia. Z tego względu egzogeniczne szoki są trudne do identyfikacji, a w istocie to, co udaje się badaczom zidentyfikować, jest zależne od przyjętej przez nich specyfikacji modelu.

Z drugiej strony specyfikacja modelu dobierana jest zwykle pod kątem zgodności z obserwacjami empirycznymi. W przypadku Polski jest to niestety utrudnione ze względu na relatywną krótkość szeregów czasowych. Niniejsze opracowanie, analizujące dynamikę wybranych makroekonomicznych szeregów czasowych dla Polski pod kątem ich relatywnych wariacji, korelacji dynamicznych oraz przesunięć fazowych, może więc stanowić dobry punkt wyjścia do kalibracji modeli cyklu koniunkturalnego dla Polski, np. klasy DSGE – dynamicznych stochastycznych modeli równowagi ogólnej (zob. np. King, Rebelo 1999; Gradzewicz, Makarski 2009). Dodatkowym atutem zaprezentowanych tu wyników jest fakt, że dzięki zastosowaniu filtra pasmowo-przepustowego nie są one zaburzone przez nieistotny dla wielu modeli cyklu koniunkturalnego komponent długookresowy.

Jednym z ważnych powodów przeprowadzenia omówionych w niniejszym artykule ćwiczeń jest więc fakt, że mogą one ułatwić kalibrację modeli cyklu koniunkturalnego dla Polski. Surowe dane odzwierciedlają przecież zarówno regularności, jak i stochastyczne szoki; przeprowadzone tu analizy pozwolą przynajmniej częściowo oddzielić jedno od drugich. Interpretacja przebiegu dotychczasowych cykli może dodatkowo wspomóc ten proces, zwłaszcza że omówione będą też niektóre szeregi bardziej szczegółowe, niż jest to na ogół potrzebne bezpośrednio przy kalibracji modeli DSGE, np. produkcja w rozbiciu na kategorie sektorowe.

Drugim ważnym powodem, dla którego warto przyjrzeć się własnościom składowych cyklicznych szeregów czasowych dla Polski, jest ich istotność dla polityki gospodarczej. Sensem polityki stabilizacyjnej jest przecież łagodzenie objawów spowolnienia lub kryzysu w określonych obszarach gospodarki. Aby móc to efektywnie robić, trzeba dokładnie wiedzieć, w jakiej fazie cyklu gospodarka się znajduje. Tymczasem może być też tak, że niektóre gałęzie gospodarki znajdują się w fazie recesji, a inne w fazie wzrostu, że wysoka zmienność pewnych wskaźników makroekonomicznych wiąże się z większymi kosztami dla dobrobytu niż innych itd. Wydaje się, że wartością dodaną analiz składowych cyklicznych szeregów czasowych jest możliwość dokładniejszego wyjaśniania przebiegu cyklu koniunkturalnego w złożonej gospodarce.

Narzędziem analitycznym coraz częściej wykorzystywanym w polityce gospodarczej (zwłaszcza monetarnej) jest „zegar” cyklu koniunkturalnego (np. *business cycle clock* Eurostatu czy OECD; zegar taki jest wykorzystywany także przez Narodowy Bank Polski), czyli wykres fazowy zmian wybranych zmiennych makroekonomicznych. Na jednej z jego osi umieszczany jest poziom danej zmiennej, a na drugiej kierunek i tempo jej zmian. W niniejszym opracowaniu przedstawionych zostanie kilka takich „zegarów”, opartych na komponentach cyklicznych różnych wskaźników z gospodarki realnej. Zaletą wyboru zmiennych realnych w tym kontekście jest fakt, że w przypadku składowych cyklicznych zmiennych realnych ryzyko wyciągnięcia błędnych wniosków, opartych na losowych, przejściowych szokach, jest mniejsze niż w przypadku np. zmiennych wyrażających oczekiwania, które są równie często poddawane takim analizom.

2.2. Filtr pasmowo-przepustowy Christiano-Fitzgeralda

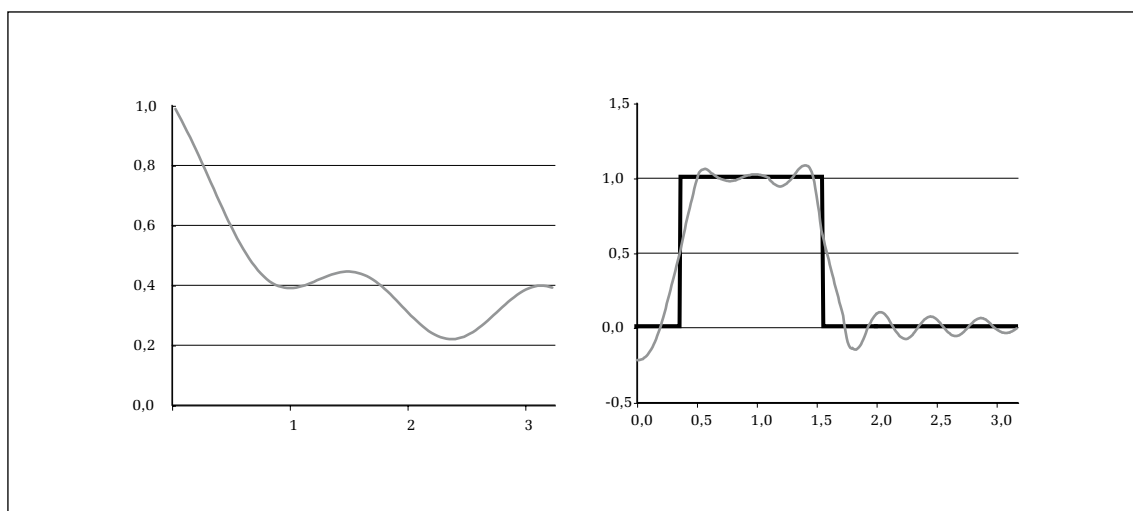
W niniejszym opracowaniu wykorzystany został filtr pasmowo-przepustowy Christiano i Fitzgeralda (2003) sparametryzowany tak, by wyodrębnić z surowych szeregów czasowych ich składowe cykliczne o okresie wahań od 2 do 10 lat. Metodyka ta zakłada, że szeregi czasowe opisujące kategorie makroekonomiczne charakteryzują się występowaniem trzech komponentów:

- trend, odwzorowujący średnio- i długookresowe wahania aktywności gospodarczej, o okresie ponad 10 lat, w przypadku Polski związane zarówno z procesami wzrostowymi, jak i konwergencyjnymi,
- wahania koniunkturalne o okresie 2–10 lat, stanowiące przedmiot badań w niniejszym artykule,
- sezonowość i krótkookresowe, szybko wygasające zaburzenia o okresie poniżej 2 lat, mające raczej charakter szumu.

Analiza spektralna opiera się na przedstawieniu badanych szeregów czasowych w dziedzinie częstotliwości. Przed przystąpieniem do filtracji szeregi te są bowiem transformowane do postaci kombinacji liniowych ciągu składowych cyklicznych o różnych częstotliwościach wahań i różnej pozycji w fazie. Przykład dekompozycji spektralnej szeregu czasowego zawarto na lewym panelu wykresu 1. Na osi poziomej oznaczono tam częstotliwość: liczby bliskie 0 oznaczają wahania o małej częstotliwości, czyli długim okresie – trend, natomiast liczby bliskie π oznaczają wahania krótkookresowe. Można tu zaobserwować tzw. typowy kształt spektralny Grangera (1966), z trzema maksimumami lokalnymi funkcji gęstości spektralnej – duża część wariancji szeregu skupiona jest w paśmie niskich częstotliwości, związanych z trendem, jak również w przedziale 2–10 lat (środkowa część wykresu) oraz w przedziale wahań krótkookresowych (prawa część wykresu).

Wykres 1

Ilustracja typowego rozkładu wariancji oraz działania filtru Christiano-Fitzgeralda w dziedzinie częstotliwości



Uwaga: wykres spektralny kwartalnego PKB w USA oraz obraz idealnego i przybliżonego filtru pasmowo-przepustowego.

Źródło: Christiano, Fitzgerald (2003).

Filtracja szeregu czasowego w dziedzinie częstotliwości polega na wzmocnieniu fluktuacji o wybranych częstotliwościach oraz osłabieniu lub usunięciu pozostałych. Konstrukcję filtra, który przepuszcza w niezmięnionej postaci wahania w określonym zakresie częstotliwości, a usuwa wahania poza tym zakresem – tzw. filtra pasmowo-przepustowego (*band-pass*) – zaproponowali po raz pierwszy na gruncie analizy ekonomicznej Baxter i King (1999). Idealny obraz takiego filtra został przedstawiony jako czarna linia na prawym panelu wykresu 1. W praktyce konstrukcja idealnego filtra wymaga jednak dysponowania nieskończonym szeregiem czasowym, zatem Baxter i King zaproponowali optymalną aproksymację idealnego filtra – charakterystyka filtra tego typu przedstawiona jest jako cienka szara linia na prawym panelu wykresu 1.

Niestety, stosowanie filtra Baxter-Kinga do oceny bieżącego stanu koniunktury jest niemożliwe, gdyż do konstrukcji poszczególnych obserwacji filtr ten używa danych zarówno poprzedzających badany okres, jak i następujących po nim. W konsekwencji, przefiltrowany szereg może być skonstruowany tylko dla okresów wewnątrz próby. Problem ten został rozwiązany przez Christiano i Fitzgeralda (2003), którzy dokonali korekt wzorów wyprowadzonych przez Baxter i Kinga, pozwalających również na ocenę bieżącego stanu koniunktury przy użyciu analizy spektralnej. Korzystając z metod projekcji, zaproponowali aproksymację idealnego filtra, która jest optymalna, jeśli dane podlegające filtracji albo mają pierwiastek jednostkowy, albo są stacjonarne wokół deterministycznego trendu. Zaproponowana przez nich aproksymacja jest więc dobrze dopasowana do większości makroekonomicznych szeregów czasowych. Tak powstały filtr Christiano-Fitzgeralda pozwala już na skonstruowanie, na podstawie optymalnej aproksymacji idealnego filtra pasmowo-przepustowego, obrazu cyklu koniunkturalnego zarówno dla obserwacji początkowych, jak i końcowych próby. Autorzy porównali teoretyczne i empiryczne charakterystyki filtra Christiano-Fitzgeralda z charakterystykami często używanego do analiz cyklu koniunkturalnego filtra HP (Hodrick, Prescott 1997), stwierdzając, że ich aproksymacja idealnego filtra jest lepsza od filtra HP pod każdym rozważanym względem.

2.3. Charakterystyki przefiltrowanych danych omawiane w opracowaniu

W dalszej części opracowania zostaną omówione miary trzech podstawowych zależności zachodzących pomiędzy komponentami cyklicznymi poszczególnych szeregów: siły zależności korelacyjnej pomiędzy zmiennymi, charakteru ich relacji (wyprzedzającego, równoczesnego lub opóźnionego) oraz ich względnej zmienności. W tym celu wykorzystane zostaną współczynniki korelacji liniowej Pearsona, korelacje krzyżowe² oraz proporcje odchyleń standardowych, a także odpowiednie miary cross-spektralne: korelacje dynamiczne, wyprzedzenie fazowe oraz wzmocnienie.

Zastosowane w pracy miary cross-spektralne pozwalają przedstawić zależności pomiędzy poszczególnymi zmiennymi jako funkcję częstotliwości, tzn. w rozbiciu poszczególnych zmiennych na ich składowe o różnych pasmach częstotliwości. Dzięki temu możliwe stało się przeanalizowanie związków pomiędzy zmiennymi w różnych horyzontach czasowych. W niniejszej analizie wykorzystano następujące miary cross-spektralne³:

² Korelacje krzyżowe pozwalają na określenie charakteru (wyprzedzającego, równoczesnego lub opóźnionego) jednej zmiennej względem drugiej. W niniejszej analizie ograniczono się do korelacji pomiędzy szeregiem PKB oraz kolejnymi opóźnieniami i wyprzedzeniami (do trzech kwartałów) pozostałych zmiennych. Zgodnie z interpretacją występowanie maksimum współczynnika korelacji dla n -tego opóźnienia (wyprzedzenia) danej zmiennej względem PKB sugeruje, że dana zmienna jest o n kwartałów wyprzedzająca (opóźniona) względem PKB.

³ Przy szacowaniu statystyk spektralnych w celu wygładzenia cross-spektrum wykorzystano okno Parzena.

- korelację dynamiczną – przedstawia ona współczynnik korelacji liniowej jako funkcję częstotliwości, czyli pozwala na zbadanie siły i znaku współzależności pomiędzy badanymi zmiennymi dla różnych okresów wahań cyklicznych,
- przesunięcie fazowe – pozwala określić charakter powiązań czasowych (wyprzedzający, równoczesny lub opóźniony) jako funkcję częstotliwości,
- wzmocnienie – określa względną amplitudę wahań analizowanych szeregów jako funkcję częstotliwości.

O ile statystyki określone w dziedzinie czasowej, tzn. współczynniki korelacji, korelacje krzyżowe oraz odchylenia standardowe zostaną obliczone dla komponentów cyklicznych poszczególnych szeregów (poddanych uprzednio odsezonowaniu), o tyle miary spektralne będą już zastosowane do szeregów nieprzefiltrowanych, lecz skorygowanych o deterministyczny trend log-liniowy i sezonowość. Celem korekty trendu było pozbycie się z danych wahań o najniższej częstotliwości (trendu), które są nieistotne z punktu widzenia niniejszej analizy, a mogą pogorszyć dokładność oszacowań statystyk spektralnych dla interesujących nas częstotliwości. Z drugiej strony zdecydowano się nie korzystać z filtrów spektralnych, pozwalających usunąć trend stochastyczny, aby pozostawić periodogramy poszczególnych szeregów czasowych bez istotnych zmian (mogących zakłócić dalsze wyniki) w interesujących nas pasmach częstotliwości.

2.4. Dane wykorzystane w badaniu

W badaniu wykorzystano następujące szeregi czasowe dla Polski w latach 1996–2009, mierzone z częstotliwością kwartalną:

- PKB,
- wartość dodaną wytworzoną w sektorze przemysłowym, budowlanym oraz w sektorze usług rynkowych,
- spożycie indywidualne, spożycie publiczne, import, eksport, akumulację, nakłady na środki trwałe,
- przeciętne miesięczne wynagrodzenie na jednego zatrudnionego oraz liczbę osób zatrudnionych w gospodarce narodowej.

Dodatkowo, w celu przeprowadzenia porównań, w rozdziale czwartym zostaną także wykorzystane szeregi wartości dodanej ogółem, wartości dodanej w rolnictwie, w sektorze usług nierynkowych oraz popytu krajowego.

Dane pochodzą z kwartalnych Rachunków Narodowych GUS (indeksy w cenach stałych z 2000 r.), z badań BAEL (dane o liczbie pracujących) oraz Biuletynu Statystycznego GUS (przeciętne miesięczne wynagrodzenie w gospodarce narodowej, urealnione wskaźnikiem CPI).

Dane wykorzystywane we wszystkich analizach poddano zlogarytmowaniu oraz odsezonowaniu metodą TRAMO-SEATS. Od danych, które były analizowane pod kątem charakterystyk cross-spektralnych, odjęto dodatkowo deterministyczny trend log-liniowy, oszacowany klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Test stacjonarności KPSS oraz test pierwiastka jednostkowego ADF wskazują, że przygotowane w ten sposób, pozbawione

trendu szeregi są stacjonarne, więc nie ma przeszkód do analizowania ich za pomocą narzędzi analizy spektralnej⁴.

Jak wspomniano, deterministyczny trend i sezonowość odjęto od surowych szeregów czasowych ze względu na ryzyko wystąpienia obciążenia statystyk obliczanych w dziedzinie częstotliwości. Wstępne odsezonowanie danych przed przystąpieniem do filtracji miało natomiast na celu poprawę jakości aproksymacji filtru idealnego przez filtr Christiano-Fitzgeralda dla fluktuacji krótkookresowych (por. Christiano, Fitzgerald 2003). Praktyka wskazuje bowiem, że w przypadku skończonych, relatywnie krótkich szeregów może wystąpić tzw. efekt Gibbsa, prowadzący do niepełnego usunięcia sezonowości przez filtr Christiano-Fitzgeralda (por. Skrzypczyński 2009). Zasadność zastosowania metod odsezonowania przed przystąpieniem do wyprowadzania statystyk cross-spektralnych i filtracji w dziedzinie częstotliwości wynika także z faktu, że periodogram szeregu czasowego nie jest zgodnym estymatorem jego funkcji gęstości spektralnej. Wstępne usunięcie wahań o największym natężeniu pozwala na poprawę jego efektywności.

Do analiz wykorzystano program EViews (wstępna obróbka danych – odsezonowanie, usunięcie trendu, badania stacjonarności) oraz środowisko Matlab (filtr Christiano-Fitzgeralda oraz analizy spektralne). W szczególności skorzystano z kodów autorstwa Pawła Skrzypczyńskiego. Szczegółowe wyniki dostępne są u autorów na życzenie.

3. Przebieg cyklu koniunkturalnego w Polsce

3.1. Dominujące częstotliwości wahań

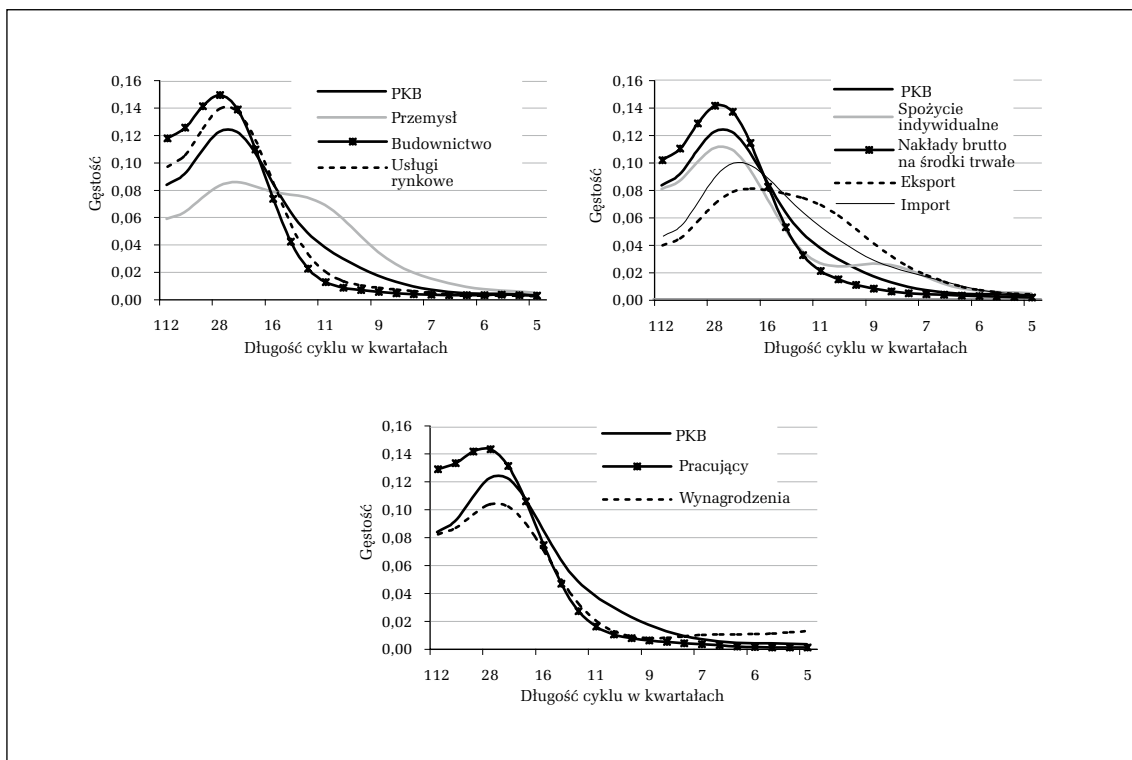
Aby zidentyfikować najważniejsze zjawiska warunkujące przebieg cyklu koniunkturalnego w Polsce, należy przede wszystkim wyodrębnić dominujące częstotliwości wahań najważniejszych kategorii makroekonomicznych. To właśnie one zdeterminują potencjalnie bardzo złożoną dynamikę cykliczną PKB. Okazuje się, że dla niektórych szeregów czasowych otrzymujemy inne dominujące częstotliwości wahań koniunkturalnych niż dla innych. W dużym stopniu potwierdzają to funkcje gęstości spektralnej tych szeregów. Funkcje te przedstawiono na wykresie 2. Na pierwszy rzut oka wszystkie omawiane zmienne mają podobne funkcje gęstości spektralnej⁵. Na zmienność analizowanych szeregów (poza długookresowym trendem oraz sezonowością, których nie bierzemy tu pod uwagę) najsilniej wpływają bowiem wahania o częstotliwości odpowiadającej długości cyklu około 6–8 lat. Krótsze cykle (o długości minimalnej około 3–4 lat) widoczne są jedynie w przypadku przemysłu oraz eksportu. Fakt ten, jak się okaże w następnym rozdziale, jest decydujący dla zrozumienia dynamiki PKB w Polsce w latach 1996–2009. Ponadto rola wahań o okresie dłuższym niż czas trwania cyklu koniunkturalnego (czyli ponad 8–10 lat) jest szczególnie duża w przypadku spożycia indywidualnego oraz liczby pracujących, a także wynagrodzeń oraz wartości dodanej

⁴ Statystyki testu KPSS nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, mówiącej o stacjonarności szeregów, przy jakimkolwiek konwencjonalnym poziomie istotności. Test ADF wskazuje, że należy odrzucić hipotezę zerową zakładającą występowanie pierwiastka jednostkowego przy 5-procentowym poziomie istotności dla zdecydowanej większości szeregów i przy 10-procentowym poziomie istotności dla pozostałych dwóch szeregów. Szczegółowe wyniki znajdują się w załączniku 3.

⁵ Może to po części wynikać z krótkości okresu, na podstawie którego wyznaczono funkcję gęstości spektralnej analizowanych szeregów czasowych.

Wykres 2

Funkcje gęstości spektralnej wybranych szeregów czasowych



w budownictwie⁶. Wyniki te są zgodne z teorią ekonomii, która stwierdza z jednej strony skłonność gospodarstw domowych do wygładzania ścieżki konsumpcji w czasie, a z drugiej – występowanie sztywności na rynku pracy, zarówno w odniesieniu do wielkości zatrudnienia, jak i płac. Równocześnie uzasadniają one oparcie analiz na składowej cyklicznej, obejmującej okres 2–10 lat (Benhabibem, Wen 2004), a nie od 1,5 roku do 8 lat, jak się najczęściej przyjmuje w literaturze (por. np. Baxter, King 1999; Christiano, Fitzgerald 2003). W przypadku Polski, w porównaniu np. z USA, fluktuacje o okresie 8–10 lat wydają się relatywnie silne.

3.2. Okresy dobrej i słabej koniunktury, amplituda wahań oraz punkty zwrotne

Już pierwsze spojrzenie na składowe cykliczne makroekonomicznych szeregów czasowych oraz omówiona powyżej analiza dominujących częstotliwości wahań pozwalają uchwycić najważniejsze charakterystyki ich zachowania w cyklu koniunkturalnym. Na wykresie 3 przedstawiono przebieg składowych cyklicznych PKB oraz wartości dodanej w przemyśle, budownictwie i usługach rynkowych. Na osi pionowej oznaczono odchylenia procentowe poszczególnych szeregów od

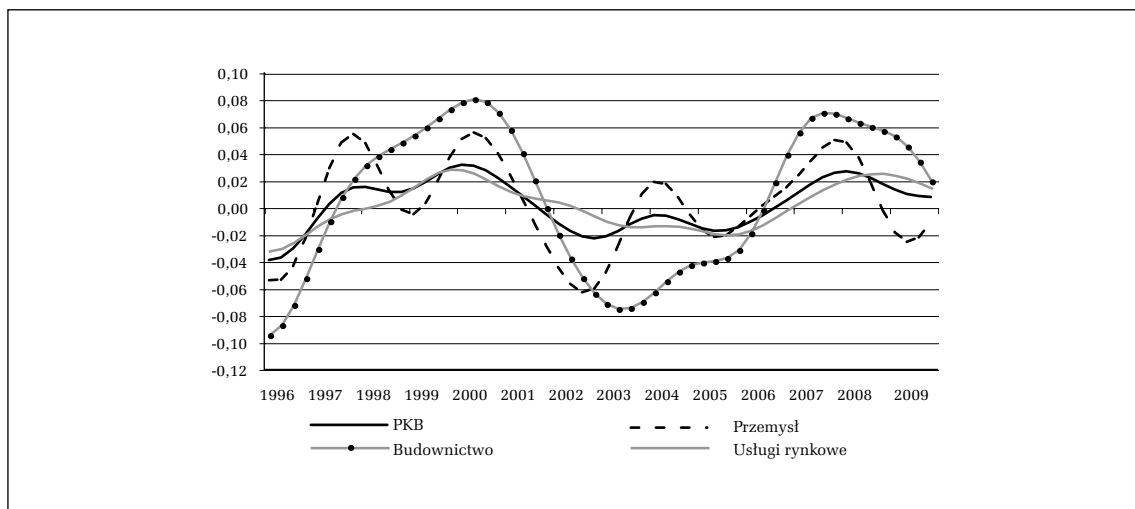
⁶ Wyniki te nie zmieniają się przy zmianie szerokości okna wygładzania.

ich stochastycznego trendu długookresowego⁷. Łatwo zaobserwować, że PKB oraz usługi rynkowe charakteryzują się o wiele mniejszą zmiennością niż wartość dodana w przemyśle i budownictwie. Ponadto przemysł oraz (za jego sprawą i w mniejszym stopniu) PKB charakteryzują się występowaniem krótszych cykli niż w sektorze budowlanym oraz usługowym. Oczywiście jest to zgodne z wynikami omówionymi w poprzednim podrozdziale, gdzie zidentyfikowano szczególną rolę fluktuacji o okresie 3–4 lat w przypadku przemysłu i eksportu. O ile w całym badanym okresie 1996–2009 w przypadku przemysłu zaobserwowano cztery minima i cztery maksima lokalne składowej cyklicznej, o tyle w przypadku usług i budownictwa można zidentyfikować tylko dwa maksima i jedno minimum. Co więcej, na wykresie 3 wyraźnie widać, że dynamika PKB w cyklu koniunkturalnym stanowi splot dynamik jego składników: na krótsze cykle przemysłu nakładają się dłuższe cykle budownictwa i usług.

Jeśli chodzi o identyfikację maksimów cyklu koniunkturalnego, czyli początków okresów spowolnienia gospodarczego, na szczególną uwagę zasługują pierwsze kwartały lat 2000 i 2008, kiedy nałożyły się na siebie maksima obu cykli: „przemysłowego” i „usługowego”, powodując najsilniejsze w całym okresie odchylenie PKB w górę od długookresowego stochastycznego trendu. Z drugiej strony badany okres nie obejmuje żadnego momentu, kiedy skumulowałyby się minima obu cykli; w latach 2002–2005 obserwowaliśmy jedynie przedłużony okres relatywnie niskiej aktywności gospodarczej, kiedy słaba koniunktura w budownictwie i usługach nałożyła się na krótkotrwałe ożywienie w przemyśle, z maksimum w II kwartale 2004 r. Według wykresu 3 dynamika usług wydaje się ponadto nieco opóźniona względem PKB (wyjąwszy lata 1999–2001). Co prawda znajduje to odzwierciedlenie w odpowiedniej statystyce testowej, lecz hipotezy zerowej o braku

Wykres 3

Przebieg cyklu koniunkturalnego w Polsce w latach 1996–2009: PKB oraz wartość dodana w przemyśle, budownictwie i usługach



⁷ Ścisłe rzecz biorąc, są to odchylenia bezwzględne logarytmów tych zmiennych od ich stochastycznego trendu długookresowego. Dla niewielkich odchyłeń działa jednak reguła aproksymacyjna, zgodnie z którą są one w (bardzo dobrym) przybliżeniu równe odchyleniom procentowym tych zmiennych. W ten sposób możemy łatwo porównać ze sobą amplitudy odchyłeń poszczególnych zmiennych, mimo że ich wartości bezwzględne mogą się od siebie znacznie różnić.

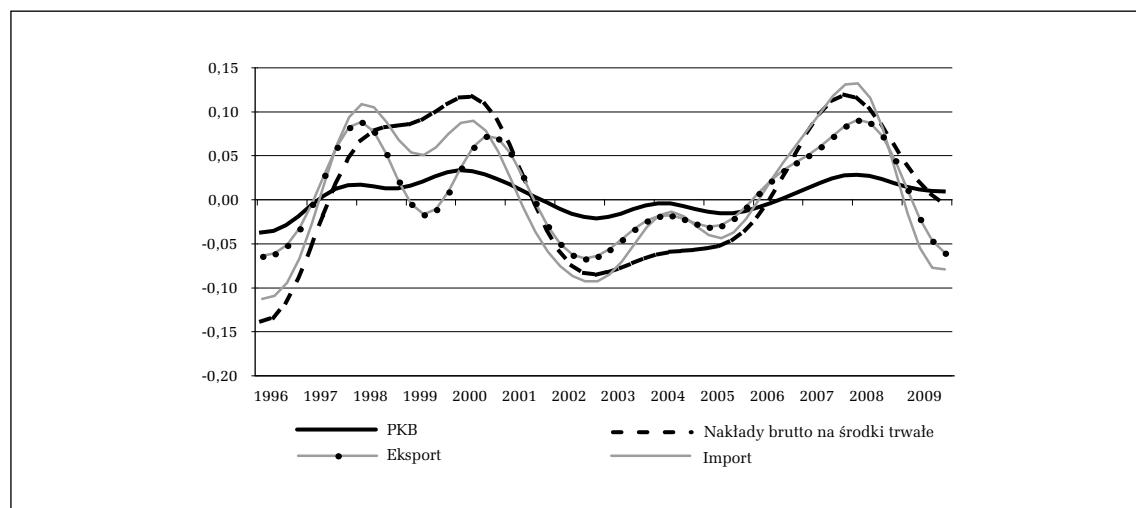
opóźnienia nie można odrzucić przy poziomie istotności 5%. Dokładniejsza analiza tej zależności zostanie przeprowadzona w dalszej części tekstu.

Na wykresie 4 przedstawiono na tle PKB składowe cykliczne nakładów na środki trwałe, importu i eksportu. Wszystkie trzy wskaźniki charakteryzują się znacznie większą wariancją niż PKB, co potwierdza znany z literatury „stylizowany fakt” (por. King, Rebelo 1999; Stock, Watson 1999). W przypadku zmiennych handlu zagranicznego większa jest ponadto nie tylko amplituda, ale i częstość wahań, co sugeruje relatywnie dużą podatność tych kategorii na fluktuacje koniunkturalne, zbliżoną do zmienności wartości dodanej w przemyśle. Związek wahań koniunktury w handlu zagranicznym z wahaniami koniunktury w przemyśle jest zresztą naturalny, bowiem to właśnie produkty przemysłowe (a nie usługi rynkowe ani tym bardziej nieruchomości) są przede wszystkim przedmiotem handlu zagranicznego. Dynamika nakładów na środki trwałe jest natomiast zbliżona (pod względem częstości wahań i czasu występowania poszczególnych szczytów koniunktury oraz kryzysów) do dynamiki wartości dodanej w budownictwie. Potwierdza to obserwację, że budownictwo – wraz z gałęziami usługowymi – wyznacza cykl „koniunktury wewnętrznej”, jako że ich produkcja kierowana jest głównie na rynek krajowy.

Na wykresie 5 zaprezentowano przebieg cyklu koniunkturalnego na rynku pracy. W przypadku zatrudnienia jest on w niewielkim stopniu powiązany z dynamiką PKB: liczba osób pracujących wzrosła początkowo powyżej długookresowego trendu w latach 1997–1999, by następnie wpaść w okres przedłużonej stagnacji po kryzysie rosyjskim 1999 r., trwającej w zasadzie aż do 2006 r., z minimum składowej cyklicznej odnotowanym w 2002 r. Dynamika wynagrodzeń realnych podążała natomiast za PKB, początkowo z mniejszą, a później z większą amplitudą wahań. Znaczne rozbieżności odnotowano jedynie w latach 2000–2002, kiedy spadkom komponentu cyklicznego PKB nie towarzyszyło równie silne obniżanie się wynagrodzeń realnych. Należy jednak pamiętać, że był to równocześnie okres szybkiego wzrostu bezrobocia, a więc obniżka koniunktury znajdowała wówczas odzwierciedlenie w zwolnieniach z pracy, a nie obniżkach płacy realnej.

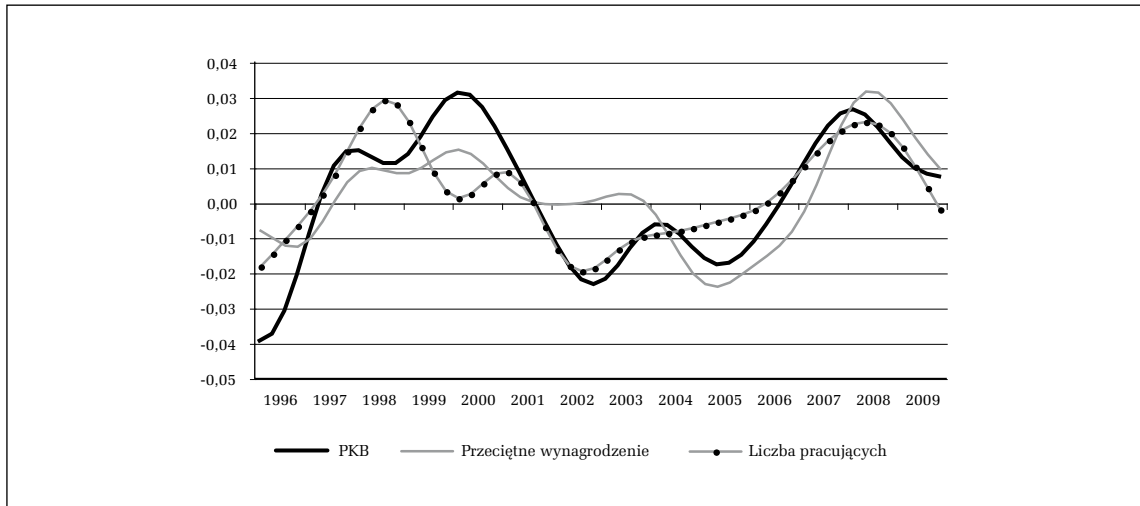
Wykres 4

Przebieg cyklu koniunkturalnego w Polsce w latach 1996–2009: PKB, nakłady na środki trwałe, eksport oraz import



Wykres 5

Przebieg cyklu koniunkturalnego w Polsce w latach 1996–2009: PKB, wynagrodzenia realne, liczba pracujących



Analiza kształtowania się składowych cyklicznych wybranych zmiennych makroekonomicznych w latach 1996–2009 (por. załącznik 2) pozwala wyodrębnić następujące okresy koniunktury⁸:

1. Okres dobrej koniunktury 1997–2001, z podwójnym szczytem⁹ PKB w I kwartale 1998 r. oraz I kwartale 2000 r., przedzielonym obniżeniem się tempa wzrostu w wyniku kryzysu rosyjskiego, szczególnie silnie w eksporcie i przemyśle.

2. Okres słabej koniunktury 2001–2006, z podwójnym minimum w IV kwartale 2002 r. oraz II kwartale 2005 r., obejmujący też okres krótkotrwałego ożywienia w niektórych działach gospodarki, przede wszystkim przemyśle i eksporcie, ze szczytem w I kwartale 2004 r., tuż przed wstąpieniem Polski do Unii Europejskiej.

3. Okres dobrej koniunktury 2006–2008, z bardzo wysokim szczytem w I kwartale 2008 r., kiedy wszystkie główne działy gospodarki dynamicznie rosły.

Równocześnie każdy z tych okresów miał swoją specyfikę, co znalazło odzwierciedlenie w zróżnicowaniu dynamik składowych cyklicznych poszczególnych zmiennych makroekonomicznych, zaprezentowanych na wykresach 3–4¹⁰.

⁸ Bardzo podobnie datowane są także okresy dobrej i słabej koniunktury w opracowaniu Fic (2009), mimo przyjęcia przez Autorkę zupełnie innej metodyki badania.

⁹ Dokładne datowanie minimum i maksimum składowych cyklicznych PKB i innych zmiennych makroekonomicznych jest funkcją wybranej metody badawczej. Przy zastosowaniu innych specyfikacji filtru spektralnego (np. innego typu lub o innym oknie) jako minima i maksima mogłyby więc być zidentyfikowane np. sąsiednie kwartały. Przy silniejszym wygładzeniu ów szczyt koniunktury mógłby też stać się pojedynczy zamiast podwójnego.

¹⁰ Porównywalne, choć znacznie mniej szczegółowe wyniki zawarto także w Tab. 3 artykułu Fic (2009, s. 55).

4. Przebieg cyklu dla wybranych zmiennych – identyfikacja współzależności

Opisawszy dynamikę wahań cyklicznych poszczególnych szeregów czasowych, przejdziemy teraz do omówienia ich współzależności. Kolejno będziemy przedstawiać najpierw prostsze charakterystyki cyklu koniunkturalnego, oparte na miarach klasycznych, stopniowo przechodząc do omówienia wyników dwuwymiarowej analizy spektralnej, pozwalającej wychwycić również współzależności analizowanych szeregów w dziedzinie częstotliwości.

4.1. Cykliczność analizowanych zmiennych

Współczynniki korelacji liniowej przedstawione w tabeli 1 pozwalają wychwycić, które szeregi charakteryzują się wspólnym przebiegiem cyklu koniunkturalnego, a które ewoluują odrębnie. Naturalnym punktem odniesienia jest tu dynamika PKB, względem której będziemy definiować procykliczność, antycykliczność oraz acykliczność pozostałych zmiennych. Wykres 6 przedstawia natomiast korelacje dynamiczne pomiędzy najważniejszymi analizowanymi zmiennymi a PKB. Przedstawiono na nim wielkość współczynnika korelacji pomiędzy wybranymi zmiennymi makroekonomicznymi a PKB¹¹ w zależności od częstotliwości (odłożonej na osi poziomej). Uzyskane wyniki pozwalają ocenić, w jakim paśmie wahań koncentrują się powiązania między analizowanymi zmiennymi. Na wykresie oznaczono też górną granicę przedziału, w którym przy 5-procentowym poziomie istotności brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o nieskorelowaniu zmiennych.

Wyniki są następujące. Po pierwsze, większość analizowanych zmiennych można scharakteryzować jako procykliczne, o stosunkowo wysokiej korelacji z PKB¹². Najbardziej wyróżnia się w tym kontekście dynamika wartości dodanej w rolnictwie, która – jako jedyna spośród rozpatrywanych zmiennych – jest antycykliczna. Umiarkowaną procyklicznością charakteryzuje się natomiast wartość dodana w usługach nierynkowych oraz spożycie publiczne, choć w tym ostatnim przypadku korelacja jest zaskakująco wysoka – około 0,72 – a zarazem wyraźnie wyższa niż w strefie euro (por. Lamo, Pérez, Schuknecht 2007)¹³. Procykliczność spożycia publicznego w Polsce stawia pod znakiem zapytania stabilizacyjny charakter dotychczasowej polityki fiskalnej – o ile po stronie przychodów faktycznie działały automatyczne stabilizatory, o tyle po stronie wydatków już niekoniecznie. Owe silnie procykliczne wydatki na spożycie publiczne stanowią przecież znaczną część wydatków budżetowych ogółem. Ponadto za umiarkowanie procykliczne można też uznać wynagrodzenia realne, choć zależność ta wydaje się bardziej skomplikowana i zostanie opisana później.

¹¹ W analizie tej uwzględniono szeregi surowe, poddane zlogarytmowaniu, odsezonowaniu i po odjęciu deterministycznego trendu log-liniowego.

¹² W opracowaniu przyjęto następującą kategoryzację siły korelacji: acykliczność związana jest z korelacją nieprzekraczającą co do modułu 0,25, umiarkowana procykliczność to korelacja pomiędzy 0,25 a 0,75 oraz silna procykliczność – korelacja powyżej 0,75, z analogicznym podziałem dla antycykliczności.

¹³ Lamo, Pérez i Schuknecht (2007) szczegółowo zbadali skalę procykliczności spożycia publicznego w krajach strefy euro, porównując różne metody jej szacowania. Uzyskane przez nich wyniki, oparte na metodologii najbardziej zbliżonej do zastosowanej tutaj, wskazują, że w latach 1960–2005 w strefie euro korelacja równoczesna składowych cyklicznych spożycia publicznego i PKB oscylowała wokół zera, ale już przy uwzględnieniu jednokwartalnego opóźnienia wydatków publicznych wynosiła około 0,32–0,44. Narożny (2007) stwierdził natomiast, korzystając z innej metodyki filtracji oraz danych z okresu III kwartał 1995 – I kwartał 2007 r., ujemną korelację równoczesną spożycia publicznego i PKB w cyklu koniunkturalnym w Polsce.

Tabela 1

Współczynniki korelacji liniowej dla składowych cyklicznych wybranych szeregów czasowych

	PKB	Wartość dodana	Przemysł	Budownictwo	Usługi rynkowe	Usługi nierynkowe	Rolnictwo	Popyt krajowy	Spożycie ogółem
PKB	1,00*								
Wartość dodana	1,00*	1,00*							
Przemysł	0,83*	0,82*	1,00*						
Budownictwo	0,95*	0,95*	0,70*	1,00*					
Usługi rynkowe	0,89*	0,89*	0,50*	0,89*	1,00*				
Usługi nierynkowe	0,35*	0,37*	0,24*	0,22*	0,37*	1,00*			
Rolnictwo	-0,32*	-0,34*	-0,13	-0,28*	-0,51*	-0,30*	1,00*		
Popyt krajowy	0,98*	0,98*	0,81*	0,93*	0,87*	0,29*	-0,31*	1,00*	
Spożycie ogółem	0,89*	0,90*	0,58*	0,83*	0,93*	0,49*	-0,35*	0,87*	1,00*
Spożycie indywidualne	0,89*	0,90*	0,58*	0,83*	0,93*	0,51*	-0,34*	0,88*	0,99*
Spożycie publiczne	0,72*	0,72*	0,48*	0,67*	0,72*	0,38*	-0,22*	0,65*	0,85*
Akumulacja	0,92*	0,92*	0,87*	0,89*	0,73*	0,15	-0,23*	0,96*	0,71*
Nakłady brutto na środki trwałe	0,97*	0,96*	0,79*	0,97*	0,84*	0,22*	-0,23*	0,97*	0,82*
Eksport	0,81*	0,81*	0,89*	0,77*	0,53*	0,20	-0,19	0,80*	0,56*
Import	0,87*	0,86*	0,90*	0,82*	0,60*	0,16	-0,11	0,91*	0,65*
Przeciętne wynagrodzenie	0,74*	0,75*	0,42*	0,68*	0,86*	0,49*	-0,65*	0,75*	0,81*
Liczba pracujących	0,80*	0,80*	0,67*	0,82*	0,63*	0,31*	0,03	0,82*	0,68*
		Spożycie indywidualne	Spożycie publiczne	Akumulacja	Nakłady brutto na środki trwałe	Eksport	Import	Przeciętne wynagrodzenie	Liczba pracujących
Spożycie indywidualne	1,00*								
Spożycie publiczne	0,78*	1,00*							
Akumulacja	0,73*	0,48*	1,00*						
Nakłady brutto na środki trwałe	0,82*	0,65*	0,95*	1,00*					
Eksport	0,55*	0,54*	0,86*	0,84*	1,00*				
Import	0,66*	0,51*	0,96*	0,92*	0,93*	1,00*			
Przeciętne wynagrodzenie	0,80*	0,67*	0,62*	0,68*	0,51*	0,53*	1,00*		
Liczba pracujących	0,69*	0,58*	0,82*	0,86*	0,81*	0,85*	0,61*	1,00*	

* Współczynnik korelacji istotnie różny od 0 przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Również wśród zmiennych silnie procyklicznych widoczne są pewne różnice, łatwe do zauważenia dzięki analizie korelacji dynamicznych. Szczególnie silna korelacja budownictwa z PKB występuje głównie dla dłuższych cykli, o okresie przekraczającym 3 lata, choć wysoka jest także korelacja krótkookresowa (około 1 roku). Podobnie (lecz nieco bardziej równomiernie) kształtuje się cykliczna struktura korelacji usług rynkowych z PKB. Odmienny obraz daje natomiast analiza cykliczności przemysłu – najsilniejsze powiązanie występuje dla cykli liczących około 2 lat (przy tych częstotliwościach korelacja budownictwa i usług rynkowych z PKB jest najsłabsza); słaba jest korelacja krótkookresowa, także korelacja długookresowa jest słabsza niż w przypadku pozostałych sekcji gospodarki.

Wysoka procykliczność inwestycji jest skoncentrowana zarówno w paśmie wahań długookresowych, jak i (choć w mniejszym stopniu) krótkookresowych, natomiast najsłabsza jest dla wahań o okresie 1,5 roku – 2 lat. Z kolei spożycie indywidualne jest relatywnie silnie skorelowane z PKB dla okresu cyklu poniżej 1,5 roku. Umiarkowana korelacja występuje dla wahań o długości około 2 lat i stopniowo rośnie wraz z wydłużaniem się horyzontu czasowego analizy, choć nawet w długim okresie jest niższa niż odpowiednia korelacja inwestycji.

Import jest silnie powiązany z PKB, głównie w zakresie niższych częstotliwości; dla wahań krótkookresowych korelacja dynamiczna wyraźnie maleje. Wynik ten jest spójny ze strukturą korelacji dynamicznych komponentów popytu wewnętrznego, które również charakteryzują się wysoką procyklicznością w długim okresie. Zachowanie eksportu odbiega natomiast od tych tendencji. Przebieg rozkładu korelacji dynamicznej eksportu z PKB znajduje się poniżej pozostałych analizowanych zmiennych, a jego maksimum przypada na długości cyklu około dwóch lat. Szczególnie znamienna jest słaba korelacja eksportu z PKB w zakresie niskich częstotliwości, co może wskazywać na relatywnie małe znaczenie czynników wewnętrznych w kształtowaniu się eksportu w długim okresie. Ponadto z porównania długookresowych powiązań konsumpcji, inwestycji i eksportu z PKB wynika, że w motorem wzrostu gospodarczego w Polsce w latach 1996–2009 były inwestycje oraz, w mniejszym stopniu, spożycie indywidualne. Z kolei wahania eksportu miały wyraźny wpływ na relatywnie krótkie – dwuletnie – oscylowanie wzrostu gospodarczego wokół długookresowego trendu. Spośród badanych sekcji gospodarki przemysł ma strukturę powiązań korelacyjnych najbardziej zbliżoną do eksportu (z istotną różnicą w dłuższym okresie), natomiast budownictwo – do nakładów inwestycyjnych.

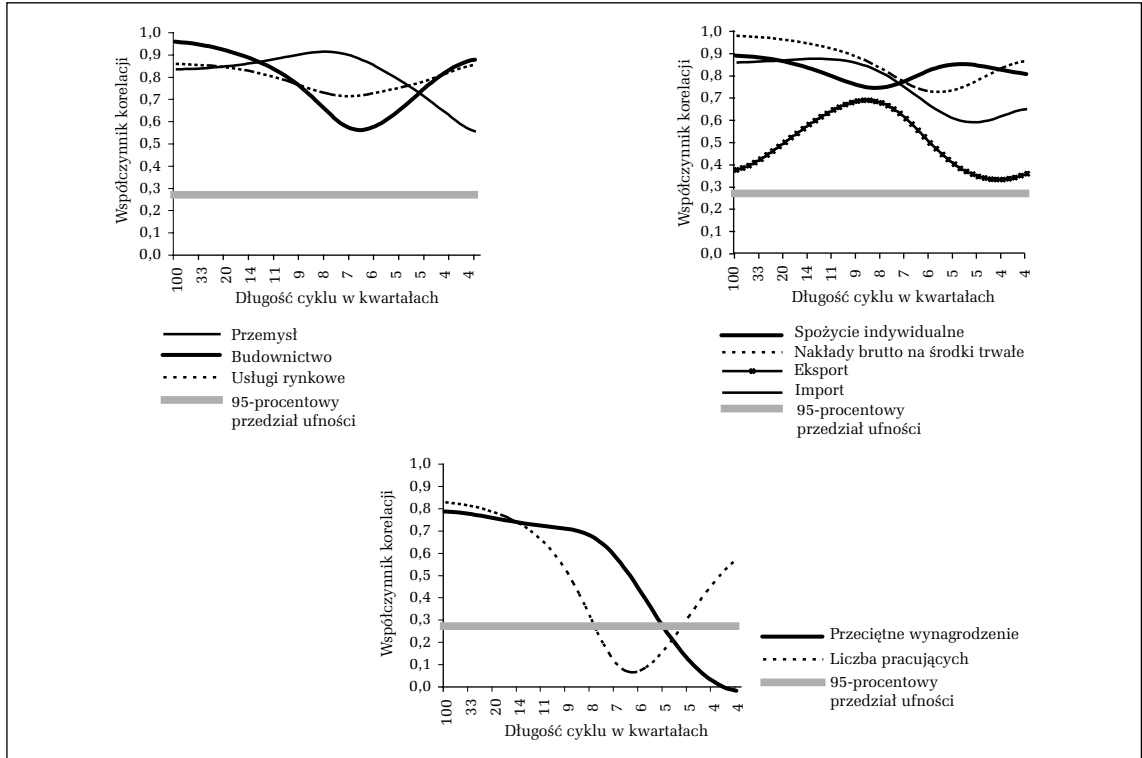
Interesująco przedstawia się także struktura korelacji wynagrodzeń realnych z PKB. Mimo że słaba procykliczność wynagrodzeń (około 0,1–0,2; por. King, Rebelo 1999) uznawana jest w literaturze za „stylizowany fakt”, w przypadku gospodarki polskiej ich korelacja z PKB jest znacznie silniejsza, rzędu 0,7. Jest ona jednak skoncentrowana głównie w dłuższym okresie, natomiast w krótkim okresie płace są słabo procykliczne lub nawet acykliczne. Wysoka długookresowa korelacja wynagrodzeń z PKB może być związana z procesami transformacji i konwergencji realnej, która dokonuje się również przez wzrost wynagrodzeń realnych¹⁴.

Liczba pracujących jest natomiast silnie skorelowana z PKB w długim okresie, lecz stopień skorelowania następnie drastycznie spada dla wyższych częstotliwości wahań koniunkturalnych, aby ponownie wzrosnąć dla okresów wahań poniżej 1,5 roku. Surowy współczynnik korelacji liczby pracujących z PKB wyniósł 0,8, a więc zmienną tę należy jednak uznać za silnie procykliczną.

¹⁴ Różnica ta może wynikać również z krótkości próby, ze względu na którą w badanym okresie w Polsce nie zdążyły wystąpić szoki oddziałujące asymetrycznie na płace i produkt.

Wykres 6

Korelacje dynamiczne pomiędzy wybranymi zmiennymi makroekonomicznymi a PKB



Uwaga: wartości oszacowań parametrów przedstawiano na lewej osi, a współczynników determinacji na prawej osi.

4.2. Analiza wyprzedzeń/opóźnień względem PKB

Zaprezentowana w poprzednim rozdziale analiza pozwala stwierdzić, jak duża jest siła równoczesnej współzależności pomiędzy poszczególnymi kategoriami makroekonomicznymi. Oprócz samego charakteru cykliczności w analizie charakterystyk koniunkturalnych kategorii makroekonomicznych istotne jest jednak również określenie, czy dana zmienna reaguje z opóźnieniem na zmiany PKB, czy ma raczej charakter wyprzedzający. W niniejszej analizie wykorzystano do tego celu dwa rodzaje miar – korelacje krzyżowe (por. King, Rebelo 1999; Smets, Wouters 2003), zebrane w tabeli 2 i prezentujące przeciętne opóźnienie/wyprzedzenie w badanym okresie¹⁵, oraz spektralne miary przesunięcia fazowego, zebrane na wykresie 7, przedstawiające charakter powiązania czasowego pomiędzy zmiennymi dla różnych pasm częstotliwości koniunkturalnych. Czcionką pogrubioną oznaczono tam opóźnienie/wyprzedzenie danego szeregu czasowego, dla którego współczynnik korelacji z PKB jest najwyższy co do wartości bezwzględnej.

¹⁵ Charakter zmiennej w tym kontekście określono za pomocą najwyższego co do wartości absolutnej współczynnika korelacji, choć warto wspomnieć, że w przypadku wielu zmiennych różnice pomiędzy tymi współczynnikami były bardzo małe.

Tabela 2

Korelacje krzyżowe poszczególnych zmiennych makroekonomicznych z PKB

Opóźnienie/wyprzedzenie (w kwartałach)	Szereg opóźniony względem PKB			Szereg równoczesny	Szereg wyprzedzający względem PKB		
	-3	-2	-1	0	1	2	3
Wartość dodana	0,71	0,87	0,97	1,00	0,96	0,85	0,68
Przemysł	0,25	0,51	0,71	0,82	0,84	0,77	0,63
Budownictwo	0,76	0,87	0,93	0,95	0,92	0,84	0,72
Usługi rynkowe	0,85	0,90	0,91	0,89	0,81	0,70	0,54
Usługi nierynkowe	0,08	0,17	0,27	0,35	0,32	0,25	0,15
Rolnictwo	-0,33	-0,34	-0,35	-0,33	-0,28	-0,19	-0,07
Popyt krajowy	0,63	0,81	0,92	0,98	0,97	0,89	0,75
Spożycie ogółem	0,73	0,83	0,89	0,89	0,84	0,73	0,57
Spożycie indywidualne	0,72	0,83	0,89	0,89	0,84	0,73	0,58
Spożycie publiczne	0,52	0,61	0,68	0,71	0,66	0,56	0,43
Akumulacja	0,50	0,70	0,84	0,92	0,94	0,90	0,79
Nakłady brutto na środki trwałe	0,67	0,82	0,92	0,97	0,95	0,89	0,77
Eksport	0,37	0,58	0,72	0,79	0,80	0,74	0,64
Import	0,36	0,59	0,76	0,85	0,89	0,87	0,79
Przeciętne wynagrodzenie	0,68	0,74	0,77	0,74	0,68	0,59	0,46
Liczba pracujących	0,52	0,66	0,75	0,80	0,81	0,79	0,74

Jak widać na wykresie 7, większość cross-spektralnych miar przesunięcia fazowego jest bliska zera i nieistotna statystycznie przy poziomie istotności 5%¹⁶. Dostępne dane nie pozwalają zatem jednoznacznie rozstrzygnąć kwestii opóźnień/wyprzedzeń poszczególnych zmiennych względem PKB w cyklu koniunkturalnym. Wynik ten sugeruje ponadto, że również do przedstawionych w tabeli 2 różnic między współczynnikami korelacji należy podchodzić ostrożnie.

Uzyskane wyniki są jednak, co do znaku oceny punktowej, zgodne z intuicją ekonomiczną i wynikami uzyskanymi dla innych krajów (por. np. Carmignani 2005). Obserwujemy bowiem, że wartość dodana wytworzona w przemyśle ma wyprzedzający charakter względem PKB, choć dotyczy to głównie horyzontu co najmniej 2–3-letniego. Dla okresu wahań od 1,5 roku do 2 lat, kiedy siła powiązania z PKB jest największa, ma ona już charakter jednoznacznie równoczesny.

¹⁶ W przypadku niektórych zmiennych i niektórych częstotliwości obliczenie 95-procentowego przedziału ufności dla przesunięcia fazowego nie było możliwe. Wynika to z faktu, że dla tych częstotliwości odpowiednia miara odchylenia od oceny punktowej przekraczała ¼ okresu wahań. Tymczasem szereg przesunięty w fazie o ¼ – ¾ okresu wahań należy uznać już za antycykliczny.

Wyprzedzający charakter wydają się mieć również zmienne związane z wymianą międzynarodową – eksport i import – przy czym również tu jest on skoncentrowany raczej w długim okresie, wahań powyżej 2–3 lat (oszacowane przesunięcie fazowe jest dla tych częstotliwości relatywnie wysokie i sięga – w przypadku eksportu – nawet czterech kwartałów). W wypadku wahań koniunkturalnych o krótkim okresie obie zmienne okazują się nieznacznie opóźnione względem PKB, a w częstotliwościach odpowiadających największej sile powiązania z PKB zmienne te mają charakter równoczesny.

Wahania liczby pracujących w gospodarce narodowej¹⁷ również wydają się nieznacznie wyprzedzać wahania PKB, i to zarówno w krótkim, jak i długim okresie – kiedy ich powiązanie z PKB jest najsilniejsze. Ten ostatni wynik wydaje się mało zgodny z intuicją i może być związany z procesami restrukturyzacyjnymi, istotnie wpływającymi na zatrudnienie¹⁸, oraz faktem, że o wiele większa część wariancji liczby pracujących niż PKB skoncentrowana jest w niższych częstotliwościach.

Wydaje się, że wyprzedzający charakter względem PKB ma również akumulacja, co widać zwłaszcza w przypadku wahań o dłuższym okresie. Warto jednak zaznaczyć, że skala wyprzedzenia (mierzonego przesunięciem fazowym) jest tu relatywnie nieznaczna w porównaniu z pozostałymi analizowanymi zmiennymi. Z kolei inwestycje mają raczej charakter równoczesny, skoncentrowany w wysokich częstotliwościach (w których powiązanie z PKB jest stosunkowo silne). Wraz z wydłużaniem horyzontu czasowego wahań inwestycje stają się coraz bardziej opóźnione, choć opóźnienie to wciąż jest stosunkowo krótkie i nie przekracza jednego kwartału.

Kolejną zmienną równoczesną względem PKB jest wartość dodana budownictwa – choć może to wynikać z efektu „uśrednienia” charakteru zależności dla różnych częstotliwości. Wydaje się, że budownictwo ma nieznacznie wyprzedzający charakter w krótkim okresie, natomiast w długim staje się opóźnione względem PKB (budownictwo jest silnie związane z PKB zarówno w bardzo krótkim, jak i w długim okresie, ale nie w zakresie średnich częstotliwości).

Do zmiennych opóźnionych względem PKB należy też wartość dodana wytworzona w sektorze usług rynkowych. Opóźnienie to dotyczy głównie wahań średnio- i długookresowych; w krótkim okresie zmienna ta ma raczej charakter równoczesny. Podobnie jest w przypadku spożycia indywidualnego, choć tu wielkość opóźnienia jest nieznacznie mniejsza. W obu przypadkach opóźnienie występuje przede wszystkim w długim okresie, a więc w zakresie częstotliwości, dla których obie zmienne są najsilniej powiązane z PKB.

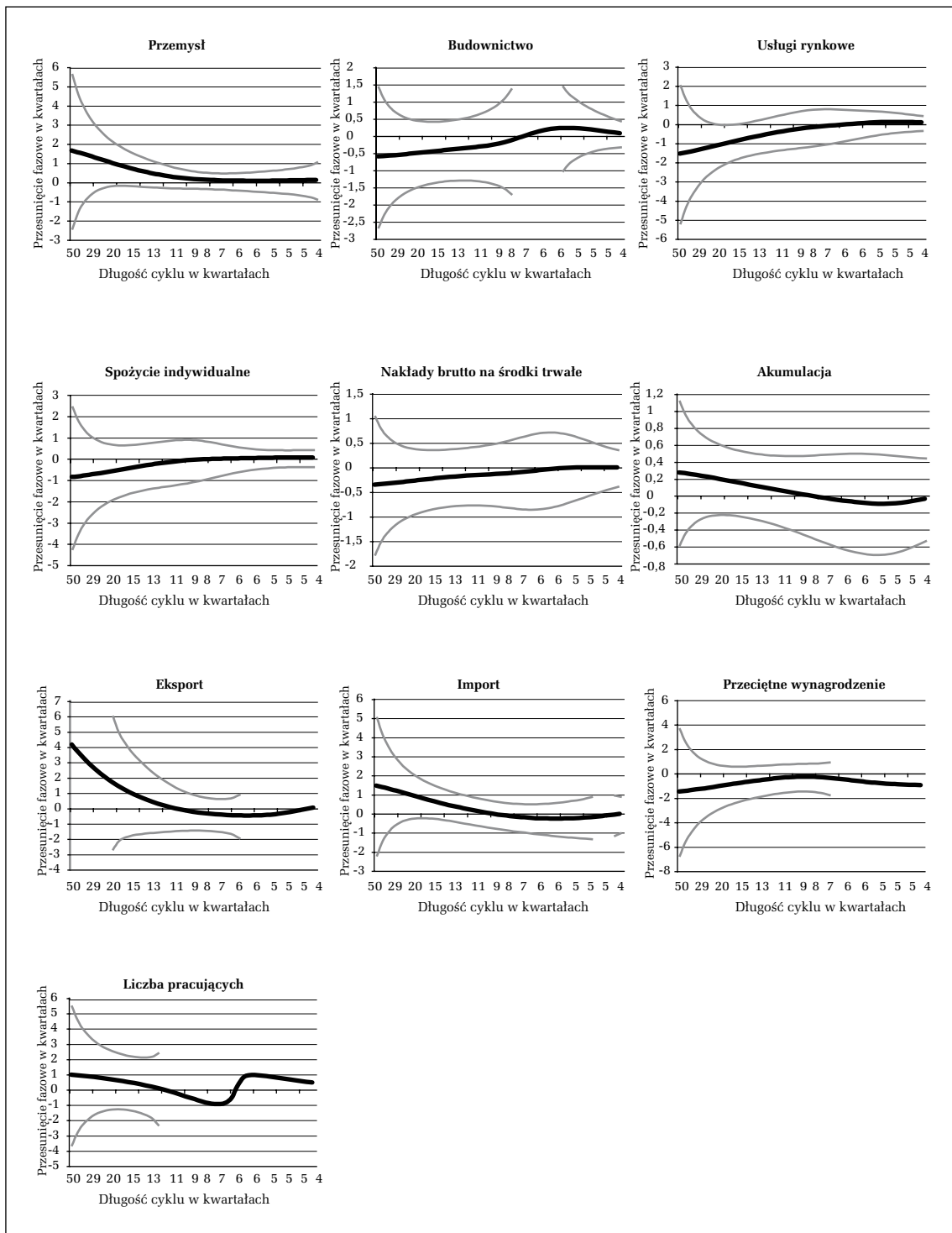
Kolejną istotną zmienną o nieznacznie opóźnionym charakterze względem PKB są wynagrodzenia realne, przy czym opóźnienie to rozciąga się w całym paśmie analizowanych wahań, choć jest bardziej widoczne dla bardzo wysokich częstotliwości oraz dla wahań długookresowych. Przeprowadzona analiza sugeruje zatem, że w cyklu koniunkturalnym reakcje dostosowawcze na rynku pracy najpierw obejmują zmiany pracujących, a dostosowanie wynagrodzeń następuje z pewnym opóźnieniem, co potwierdzają również wyniki późniejszych analiz (por. rozdział szósty oraz wykres 11).

¹⁷ Wynik ten należy interpretować ostrożnie, gdyż może on wynikać z faktu, że w latach 1996–2009 na wahaniami cykliczne liczby pracujących w Polsce nałożyły się również zmiany wynikające ze stopniowej restrukturyzacji gospodarki, konwergencji realnej oraz wystąpienia fali emigracji zarobkowej po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej.

¹⁸ Według alternatywnej interpretacji mogłoby to oznaczać, że wzrost liczby pracujących (aktywizacja siły roboczej) może być motorem wzrostu gospodarczego w krótkim i średnim okresie. Zważywszy na niskie wskaźniki zatrudnienia w Polsce w całym badanym okresie, zjawisko takie faktycznie mogło mieć miejsce.

Wykres 7

Przesunięcie fazowe względem PKB



Uwaga: wartość dodatnia na osi pionowej oznacza, że dany szereg jest wyprzedzający względem PKB.

4.3. Relatywna amplituda wahań

Kolejnym elementem analizy zachowania się najważniejszych zmiennych makroekonomicznych w cyklu koniunkturalnym jest określenie ich relatywnej zmienności. Podobnie jak w poprzednich rozdziałach w analizie wykorzystano zarówno standardową miarę relatywnej zmienności poszczególnych szeregów czasowych w stosunku do zmienności PKB (stosunek odchyłeń standardowych), jak i odpowiadającą jej miarę z zakresu analizy spektralnej – wzmocnienia.

Uzyskane wyniki przedstawiono w tabeli 3 oraz na wykresie 8. Na wykresie 8 należy zwrócić uwagę na poziom jednostki na osi pionowej, oznaczający równość amplitud wahań PKB oraz analizowanego szeregu czasowego dla określonej częstotliwości wahań. W przypadku tych zmiennych i tych częstotliwości, dla których 95-procentowy przedział ufności nie zawiera jednostki, można uznać, że obserwowane różnice między relatywnymi amplitudami wahań są statystycznie istotne. Jak widać, w przeciwieństwie do wyników dotyczących przesunięcia fazowego tym razem uzyskane wyniki są jednoznaczne i konkluzywne.

Można zatem stwierdzić, że wartość dodana w przemyśle jest o około 80% bardziej zmienna niż PKB i zmienność ta skoncentrowana jest w częstotliwościach odpowiadających długości cyklu 1,5 roku – 2 lata (są to też częstotliwości, dla których występuje najsilniejsze powiązanie z PKB). Choć budownictwo jest o wiele (prawie dwukrotnie) bardziej zmienne od PKB, w jego przypadku wykres wzmocnienia jest niemal lustrzanym odbiciem odpowiedniego wykresu dla przemysłu – większość zmienności skoncentrowana jest albo w długim okresie, albo w okresie bardzo krótkim, poniżej 1,5 roku. Podobną charakterystykę jak budownictwo mają też inwestycje, choć są one zde-

Tabela 3

Odchylenie standardowe komponentu cyklicznego (w %)

	Odchylenie standardowe komponentu cyklicznego	Odchylenie standardowe w relacji do odchylenia standardowego PKB
PKB	1,8	100
Wartość dodana	1,7	94
Przemysł	3,3	181
Budownictwo	5,4	295
Usługi rynkowe	1,7	92
Usługi nierynkowe	0,6	34
Rolnictwo	2,0	108
Popyt krajowy	2,9	157
Spożycie ogółem	1,4	75
Spożycie indywidualne	1,5	83
Spożycie publiczne	1,0	53
Akumulacja	9,6	519
Nakłady brutto na środki trwałe	7,7	418
Eksport	4,9	268
Import	7,2	393
Przeciętne wynagrodzenie	1,4	75
Liczba pracujących	1,3	72

cydowanie bardziej zmienne (aż 418% zmienności PKB), a zmienność ta ma w większym stopniu charakter długookresowy.

Szeregi czasowe charakteryzujące wymianę międzynarodową – eksport i import – są również bardziej zmienne niż PKB, przy czym wyraźnie wyższa jest tu zmienność importu. W obu przypadkach zmienność ta dotyczy głównie długości cyklu rzędu 1,5 roku – 2 lata, czyli częstotliwości, w których są one silnie powiązane z PKB. Na wyższą zmienność importu wpływają ponadto takie czynniki, jak relatywnie wysoka zmienność popytu krajowego (o około 60% wyższa niż PKB), relatywnie wysoka zmienność aktywności ekonomicznej w przemyśle, w którym istotnym elementem procesu produkcji jest import zaopatrzeniowy, a także kurs walutowy oraz zmienność cen w krajach pochodzenia. Na relatywnie niższą w stosunku do importu zmienność eksportu wpływa m.in. słabsze powiązanie tej zmiennej z PKB, a także relatywnie stabilny popyt zagraniczny (zmienność wzrostu w przypadku głównego odbiorcy polskiego eksportu – krajów Unii Europejskiej – jest wyraźnie niższa niż w Polsce, por. Gradzewicz, Makarski 2009).

Spożycie indywidualne jest z kolei mniej zmienne niż PKB (około 83% zmienności) i dotyczy to całego pasma analizowanych częstotliwości. Jest to spójne z hipotezą wygładzania konsumpcji w czasie przez gospodarstwa domowe¹⁹. Analiza wzmocnienia pokazuje jednak, że spożycie jest relatywnie bardziej zmienne (wzmocnienie jest bliższe jedności) w paśmie wyższych częstotliwości, odpowiadających okresowi cyklu poniżej 1,5 roku, co sugeruje, że w krótkim okresie wahania dochodu mają znaczny wpływ na spożycie. Na relatywnie mniejszą zmienność spożycia mogą mieć również wpływ sztywności na rynku pracy, które powodują niepełną transmisję zmian ogólnej sytuacji gospodarczej na sytuację dochodową gospodarstw domowych w krótkim okresie. Sztywności te znajdują odzwierciedlenie również w relatywnie małej zmienności przeciętnych wynagrodzeń i liczby pracujących, wynoszącej około 75% zmienności PKB. O ile w przypadku wynagrodzeń realnych zmienność ta jest relatywnie stabilna w całym zakresie analizowanych częstotliwości, o tyle w przypadku liczby pracujących jest bardzo niska dla długości cyklu rzędu sześciu kwartałów i wyraźnie wyższa dla częstotliwości związanych z wahaniami długookresowymi. Przeprowadzona analiza sugeruje, że w krótkim okresie dostosowania do cyklu koniunkturalnego następują na rynku pracy w większym stopniu za pośrednictwem wynagrodzeń niż liczby pracujących, w przypadku której dostosowania mają charakter bardziej długookresowy.

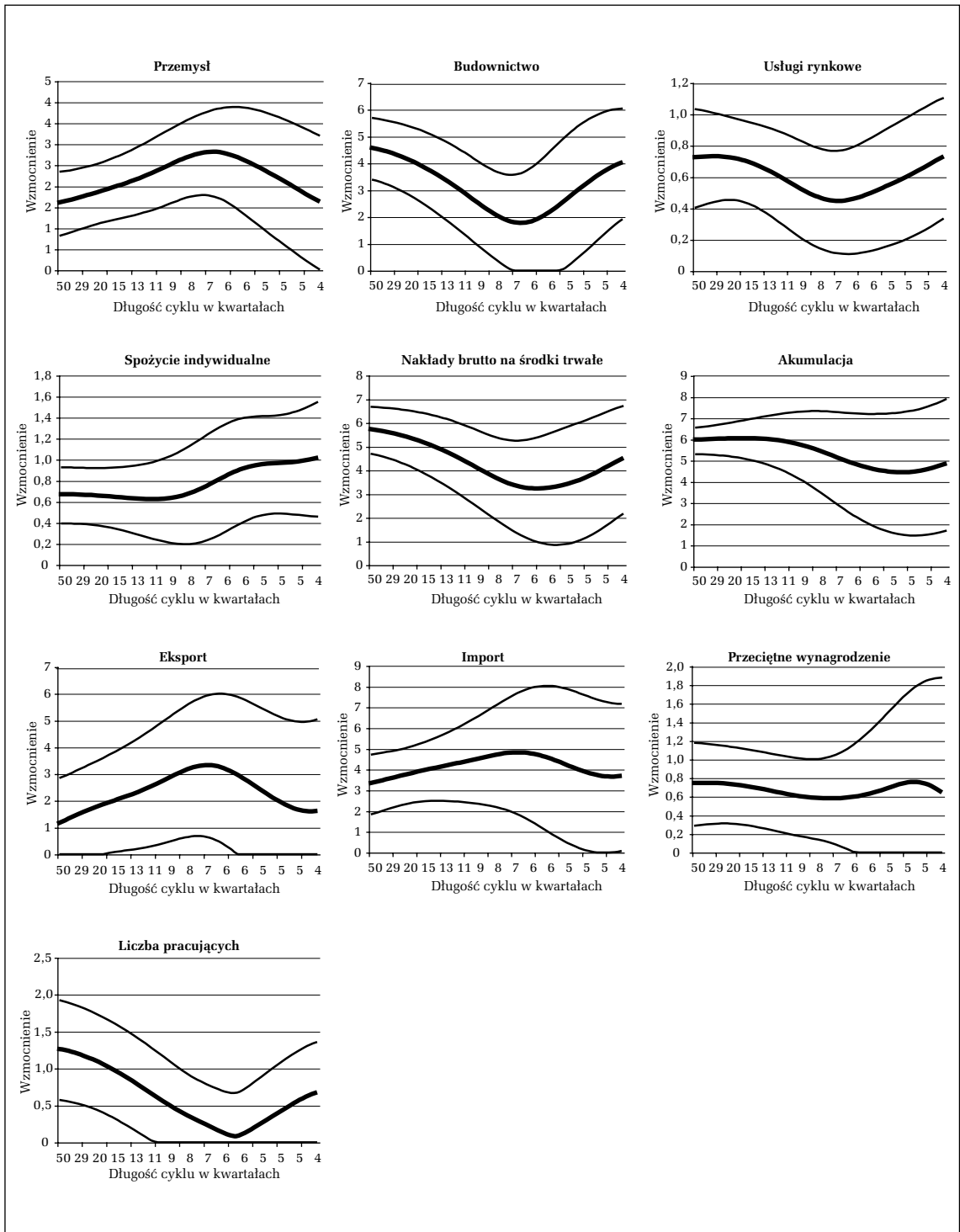
Również usługi rynkowe, silnie powiązane ze spożyciem indywidualnym, są mniej zmienne niż PKB w całym paśmie częstotliwości. Zmienność ta rośnie jednak wyraźnie w długim oraz w bardzo krótkim okresie. Choć przeprowadzona wcześniej analiza cykliczności wskazywała na procykliczny charakter wydatków rządowych w Polsce w latach 1996–2009, to stosunkowo mała zmienność tej kategorii w relacji do PKB (około 50%) sugeruje, że wydatki rządowe przyczyniały się do zwiększenia zmienności PKB jedynie w ograniczonym stopniu.

Ogólne wnioski z omówionych powyżej analiz dla Polski są więc w przybliżeniu zgodne ze „stylizowanymi faktami” dotyczącymi gospodarki amerykańskiej (por. King, Rebelo 1999). W Polsce wyraźnie większa jest jedynie relatywna amplituda wahań inwestycji (418% w Polsce wobec 293% w USA) oraz zmiennych charakteryzujących rynek pracy. Ponadto w Stanach Zjednoczonych na wahania kosztów pracy w znacznie większym stopniu wpływa zmienność wielkości zatrudnienia (mierzonej łączną liczbą przepracowanych godzin) niż zmienność przeciętnych wy-

¹⁹ Nie ma zgody w literaturze, czy ów efekt wygładzania jest słabszy niż w „dojrzałych” gospodarkach, np. strefy euro, jak twierdzi Narożny (2007), czy raczej silniejszy, jak sugeruje Carmignani (2005).

Wykres 8

Wzmocnienie poszczególnych zmiennych względem PKB



nagrodzeń (wynoszące odpowiednio 99% i 38% zmienności PKB), natomiast w Polsce zmienność łącznych kosztów pracy jest bardziej równomiernie rozłożona pomiędzy oba komponenty (w obu przypadkach około 75–80% zmienności PKB).

Podobnie, zgodnie ze wskazaniem Carmignaniego (2005) oraz Narożnego (2007), charakterystyki cyklu koniunkturalnego w Polsce są w dużej mierze zgodne z ich odpowiednikami dla strefy euro. W szczególności, na podstawie porównania korelacji krzyżowych wybranych zmiennych makroekonomicznych z PKB oraz ich amplitud Carmignani (2005) stwierdził większą bezwzględną zmienność PKB, spożycia indywidualnego oraz inwestycji w Polsce niż w strefie euro, przy bardzo zbliżonych miarach amplitud względnych oraz równie procyklicznym kształtowaniu się spożycia publicznego. Omówione powyżej charakterystyki pozwalają lepiej zrozumieć dynamikę przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce w latach 1996–2009. Z konieczności są to jednak wyniki bardzo ogólne. W następnym rozdziale pokażemy jednak, że metodyka niniejszego badania może zostać zastosowana do analizy interesujących problemów szczegółowych. Należy do nich ocena bieżącej pozycji gospodarki Polski i jej składowych w cyklu koniunkturalnym oraz porównanie przebiegu bieżącego okresu recesji, związanej ze światowym kryzysem gospodarczym, z poprzednim takim okresem, który rozpoczął się z początkiem 2000 r.

5. Wykresy fazowe i identyfikacja aktualnej fazy cyklu

Zidentyfikowawszy przebieg cyklu koniunkturalnego dla najważniejszych kategorii makroekonomicznych w Polsce w całym okresie 1996–2009 oraz jego szczegółowe charakterystyki, przejdziemy teraz do bardziej specyficznego ćwiczenia, w którym można wykorzystać przyjętą w niniejszym opracowaniu metodykę badawczą. Omówiony zostanie tu mianowicie przebieg cyklu koniunkturalnego w ostatnich kwartałach. Posłużymy się przy tym „zegarem cyklu” jako narzędziem pozwalającym łatwo uzyskać całościowy obraz bieżącej sytuacji gospodarczej w kraju. Wykres 9 zawiera takie zegary dla:

- spożycia ogółem, akumulacji i nakładów na środki trwałe (lewy górny panel),
- wartości dodanej w przemyśle, budownictwie i usługach rynkowych (prawy górny panel),
- PKB, wynagrodzeń realnych oraz liczby pracujących (lewy dolny panel),
- importu i eksportu (prawy dolny panel).

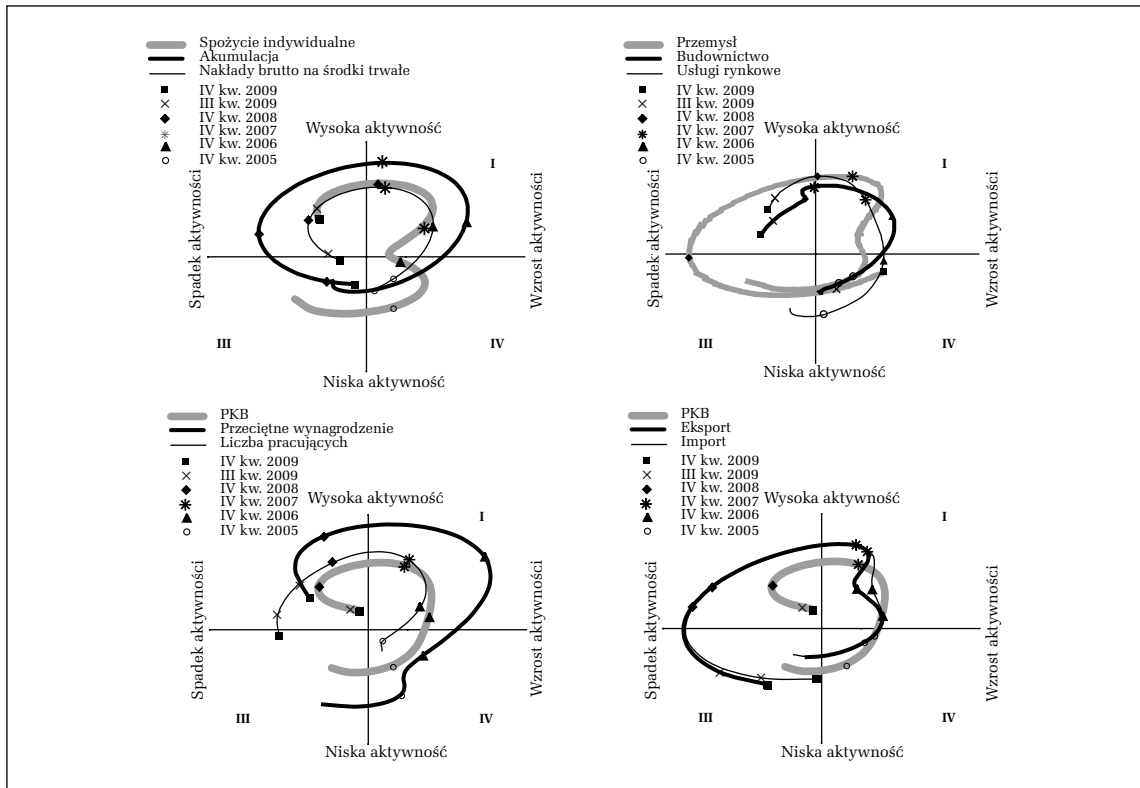
Na osi pionowej zaznaczony został bieżący stan koniunktury (mierzony wartością składowej cyklicznej odpowiedniego szeregu), natomiast na osi poziomej – tempo zmian tego stanu, mierzone przyrostem tej składowej między dwoma ostatnimi kwartałami.

Jak widać, na wszystkich wykresach fazowych dominuje „ruch okrężny” w kierunku przeciwnym do ruchu wskazówek zegara: typowy przebieg cyklu koniunkturalnego przechodzi kolejno przez I, II, III i IV ćwiartkę układu współrzędnych, a więc kolejno przez okres boomu, recesji, kryzysu i odbudowy koniunktury. Z asymetrii cyklu koniunkturalnego, widocznej także w polskich danych, wynika jednak, że czas przebywania w okresach odbudowy i boomu (a więc poprawiającej się koniunktury) powinien być na ogół dłuższy niż w okresach recesji i kryzysu.

Dane zobrazowane na wykresie 9, a zwłaszcza na wykresie 10 wyraźnie wskazują jednak na niedeterministyczny charakter cyklu koniunkturalnego: obserwowane oscylacje mają zmienną amplitudę, ponadto niektóre fazy cyklu bywają pomijane.

Wykres 9

Zegar cyklu koniunkturalnego (wykres fazowy) dla lat 2005–2009



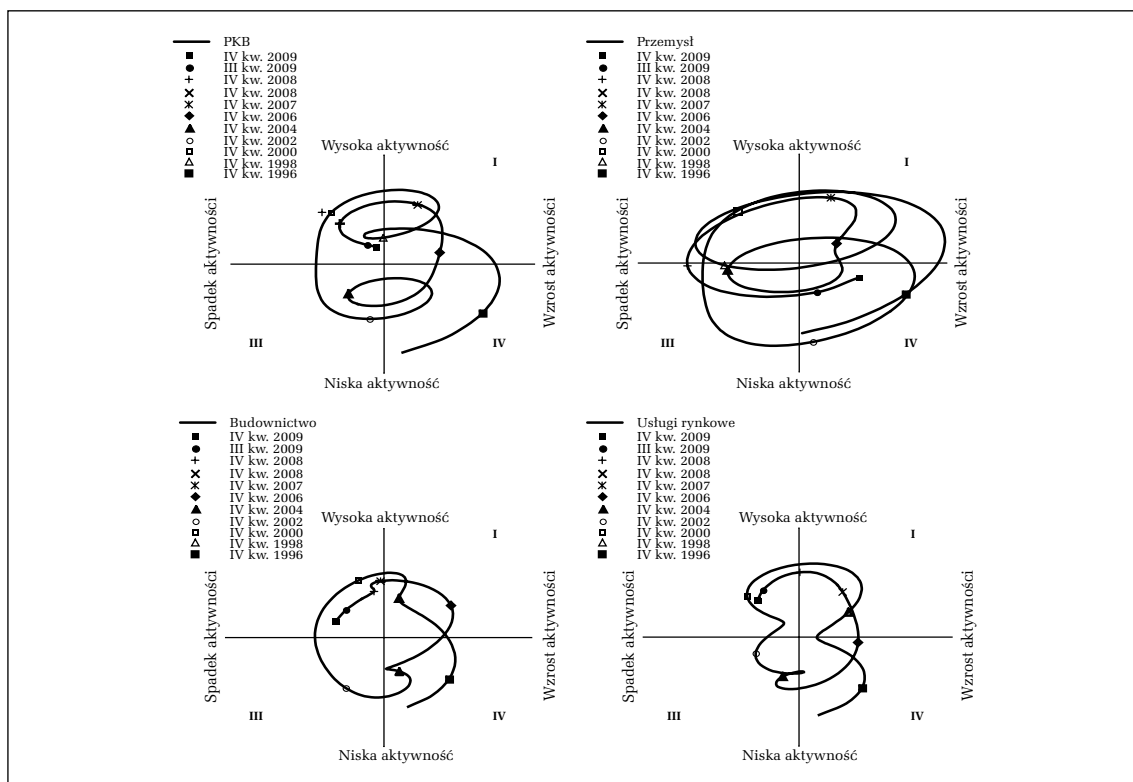
Obecnie (stan na IV kwartał 2009 r.) gospodarka polska znajduje się w fazie recesji: PKB znajduje się w II ćwiartce układu współrzędnych wykresu fazowego. Zmienne rynku pracy, wartość dodana brutto w sektorze budowlanym oraz usługowym, a także spożycie ogółem również są w fazie recesji. W przypadku eksportu, importu, a także akumulacji, w tym inwestycji w środki trwałe, jest to jednak faza kryzysowa, natomiast produkcja przemysłowa weszła już w fazę odbudowy. Obserwowane kierunki zmian pozwalają optymistycznie patrzeć na perspektywę odbudowy koniunktury w najbliższych latach, choć z rynku pracy (zwłaszcza ze względu na dynamikę zatrudnienia) oraz z sektora budowlanego i usługowego docierają niepokojące sygnały. Wykresy fazowe cyklu koniunkturalnego sugerują, że należy się spodziewać, iż w przypadku tych zmiennych może (choć nie musi) wkrótce nastąpić faza kryzysu. Z drugiej strony możliwe jest też odwrócenie obserwowanych dynamik, co zdarzało się już w przeszłości, i przejście z fazy recesji wprost do fazy boomu (I ćwiartka układu współrzędnych, por. wykres 10)²⁰.

Wykres 10 pokazuje też, że dynamika cykliczna wartości dodanej sektora przemysłowego znacznie różni się od swoich odpowiedników z sektora budowlanego oraz sektora usług rynkowych. Występują tam znacznie krótsze cykle, nie ma też okresów nieoczekiwanej zmiany dynamiki (złamań schematu ruchu okrężnego), jakie obserwowane są w usługach i budownictwie.

²⁰ Dodajmy, że skutkiem stosowania filtra Christiano-Fitzgeralda (jak też dowolnego innego filtra spektralnego) mogą być obciążone oszacowania składowej cyklicznej szeregu na końcu próby. Mimo że w analizowanym przypadku ryzyko to jest zminimalizowane (por. Christiano, Fitzgerald 2003), niemożliwe jest jego całkowite wyeliminowanie. W związku z tym wyniki bieżącego ćwiczenia mogą być nieznacznie zaburzone.

Wykres 10

Zegar cyklu koniunkturalnego (wykres fazowy) dla lat 1996–2009



Wykres 10 potwierdza, że o ile w budownictwie i usługach okres 1996–2009 obejmuje zaledwie niepełne dwa przebiegi cyklu, o tyle w przemyśle było tych przebiegów aż cztery.

6. Bezpośrednie porównanie przebiegu dwóch ostatnich okresów spadku koniunktury

Aby bezpośrednio porównać ze sobą przebieg dwóch ostatnich okresów spadku koniunktury w gospodarce Polski, można zastosować podejście oparte na dopasowaniu do siebie punktów zwrotnych, zidentyfikowanych *ex post* jako momenty maksymalnego odchylenia składowej cyklicznej PKB od długookresowego trendu w górę, oraz – w drugim kroku – porównaniu ze sobą dynamik zmian składowych cyklicznych poszczególnych zmiennych w kolejnych kwartałach²¹.

²¹ Przedstawione w bieżącym rozdziale szczegółowe wyniki empiryczne należy interpretować ostrożnie, ponieważ w ostatnim kwartale objętym badaniem (IV kwartał 2009 r.) spowolnienie gospodarcze wciąż się nie skończyło. Napływające dane dotyczące kolejnych kwartałów mogą tymczasem nieco zmienić uzyskane w drodze filtracji oszacowania składowych cyklicznych dla okresu historycznego, zwłaszcza dla kwartałów z końca analizowanej próby (2008–2009), czyli tych, na które w bieżącym rozdziale kładziony jest największy nacisk. Zaletą filtru Christiano-Fitzgeralda, w porównaniu z innymi stosowanymi w literaturze filtrami spektralnymi, np. filtrem Baxter-Kinga, jest jednak jego relatywna odporność na ów problem końca próby. Pozwala to mieć nadzieję, że rewizje uzyskanych tu wyników będą nieznaczne i nie będą zmieniać wniosków.

Zgodnie z opisem przedstawionym w rozdziale 3.1 szczyty dwóch ostatnich cykli koniunkturalnych można zidentyfikować na podstawie szeregu składowej cyklicznej PKB jako pierwsze kwartały 2000 r. i 2008 r. Właśnie te kwartały zostały więc uznane za początki okresów spadku koniunktury. Dalsze zmiany poszczególnych zmiennych przedstawiono na wykresie 11.

Na wykresie tym widzimy wiele ciekawych zjawisk, obrazujących, jak odmienne są doświadczenia poprzedniej i bieżącej recesji. W przeciwieństwie do obecnej sytuacji podczas poprzedniego spowolnienia obserwowany był silny wzrost stopy bezrobocia, któremu towarzyszył spadek liczby pracujących w gospodarce narodowej (por. wykresy 4 i 5). Zmiany te rozpoczęły się już w 1998 r., czyli jeszcze przed załamaniem popytu zagranicznego w związku z kryzysem rosyjskim. Zjawiska te widoczne są również na wykresie 11 w częściach poprzedzających zidentyfikowany szczyt wcześniejszego cyklu koniunkturalnego.

W przypadku PKB – najważniejszego miernika aktywności gospodarczej – porównanie obu zidentyfikowanych faz silnego spowolnienia aktywności gospodarczej wskazuje na istnienie pewnych różnic. Obecny spadek aktywności gospodarczej jest bowiem wyraźnie mniejszy niż spadek, który odnotowano w 2000 r., tymczasem obserwacje z ostatnich kwartałów 2009 r. wskazują już na wyhamowanie tendencji spadkowych. Ponadto do tej pory PKB nie przeszedł w negatywny stan koniunktury. Na taki przebieg zagregowanego cyklu koniunkturalnego złożyły się pewne procesy widoczne w jego komponentach, a zobrazowane na pozostałych panelach wykresu 11. Pierwsza wyraźna różnica dotyczy zachowania się eksportu – obecny spadek koniunktury zapoczątkowany został gwałtownym spadkiem popytu zagranicznego, przejawiającym się natychmiastowym i głębokim spadkiem produkcji eksportowanej, nieznacznie wyprzedzającym moment obniżenia się składowej cyklicznej PKB. W poprzednim okresie spowolnienia reakcja eksportu wystąpiła z opóźnieniem około 2–3 kwartałów i była nieco płytsza. W ślad za spadkiem eksportu w czasie obu spowolnień obniżył się import²², którego spadek, w przypadku bieżącego spowolnienia, wyraźnie wyhamował w końcu badanego okresu.

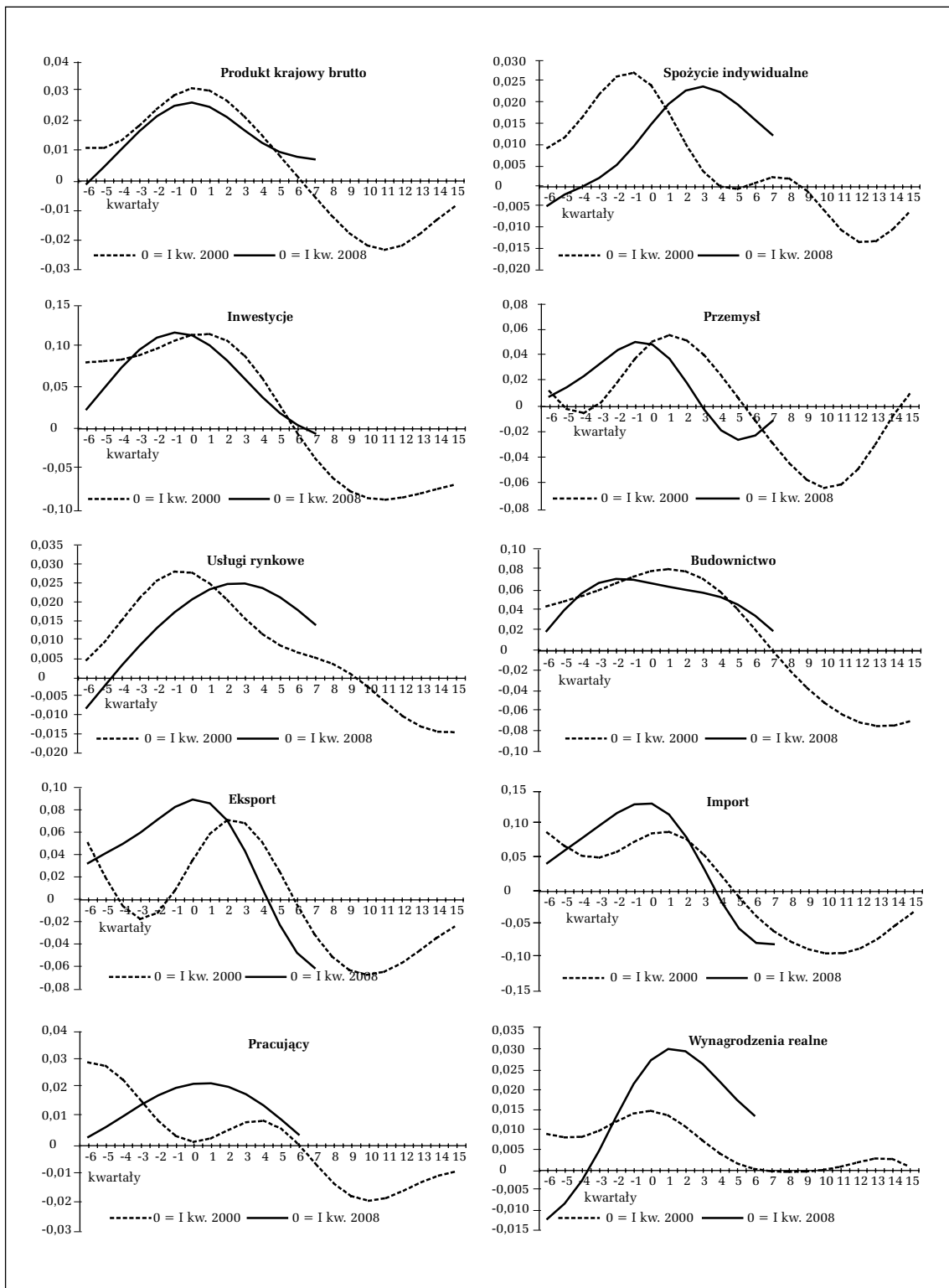
Ponieważ znaczna część dóbr podlegających wymianie handlowej ma charakter przemysłowy, to właśnie ta część gospodarki najwcześniej zareagowała spadkami wytworzonej wartości dodanej (z wyprzedzeniem również wynoszącym około jednego kwartału w stosunku do PKB). Skala obecnie obserwowanego spadku wartości dodanej przemysłu jest jednak wyraźnie mniejsza niż zaobserwowana w trakcie ostatniego spowolnienia. Co ważniejsze, ostatnie obserwacje wskazują, że przemysł zaczyna ponownie wchodzić w fazę ożywienia. Stanowi to wyraźną różnicę w stosunku do dostosowania przemysłu w trakcie poprzedniej recesji, kiedy spadki w przemyśle rozpoczęły się zdecydowanie później, były głębsze i trwały około 2–3 lat.

Podobne wnioski można wysnuć z kształtowania się nakładów brutto na środki trwałe – tu również spadek składowej cyklicznej w bieżącym spowolnieniu nastąpił wyraźnie wcześniej niż w trakcie poprzedniego spowolnienia, a pewne wyhamowanie tendencji spadkowych obserwowane w ostatnim kwartale 2009 r. sugeruje, że całkowite dostosowanie inwestycji w cyklu może być tym razem mniej głębokie. Czynnikiem, który hamował spadek inwestycji w ostatnim okresie, były znaczne nakłady na rozwój infrastruktury podstawowej, współfinansowane przez budżet państwa oraz środki unijne. Ich długofalowy charakter pozwala przypuszczać, że będą pozytywnie wpływać na zagregowane miary inwestycji również w kolejnych okresach.

²² Dużą część importu Polski stanowi import zaopatrzeniowy, wykorzystywany w procesach produkcyjnych, również dóbr przeznaczonych na rynki zagraniczne.

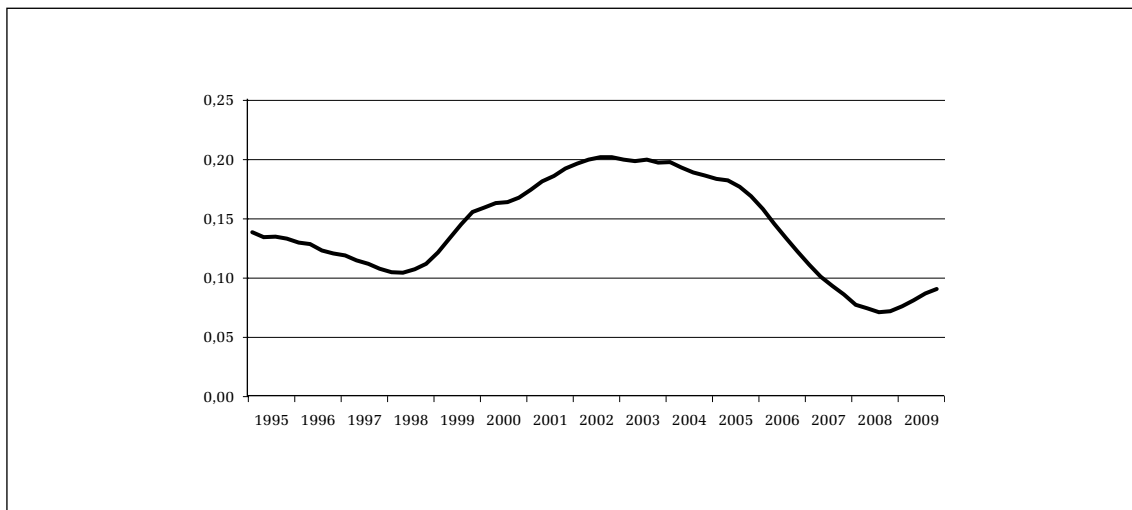
Wykres 11

Porównanie przebiegu dwóch ostatnich okresów spadku koniunktury



Wykres 12

Stopa bezrobocia BAEL



Źródło: GUS (2010).

Nieco odmiennie zachowuje się w cyklu koniunkturalnym budownictwo²³. Spadek aktywności budownictwa w trakcie poprzedniego spowolnienia nastąpił z opóźnieniem około pół roku w stosunku do spadku PKB, był głęboki i trwał około 3 lat. Maksimum koniunktury budownictwa w obecnym spowolnieniu nastąpiło natomiast około pół roku wcześniej niż w przypadku PKB. Od tego momentu powoli obniża się poziom aktywności budownictwa, jednak pomimo przyspieszenia tendencji spadkowej w ostatnich kwartałach 2009 r. skala dostosowania wciąż jest wyraźnie mniejsza niż w trakcie poprzedniego spowolnienia, a aktywność budownictwa znajduje się powyżej długookresowego trendu²⁴.

Zupełnie odmiennie kształtują się dostosowania do spowolnienia gospodarczego ze strony konsumpcji i kategorii powiązanych – usług rynkowych oraz zmiennych rynku pracy mających istotny wpływ na zmiany w dochodach do dyspozycji gospodarstw domowych. Poprzednie spowolnienie było w dużej mierze powiązane ze spadkiem popytu konsumpcyjnego i – w konsekwencji – wartości dodanej wytworzonej w sektorach usługowych, a oba te agregaty osiągnęły swoje maksima około 1–2 kwartałów przed maksimum PKB. W obecnym spowolnieniu dostosowanie spożycia indywidualnego było natomiast opóźnione w stosunku do PKB; opóźnienie to wyniosło około 3 kwartałów. Podobnie było w przypadku usług rynkowych i wynikało to raczej z pogarszającej się sytuacji na rynku pracy i niepewnych perspektyw wzrostu gospodarczego w przyszłości.

Dostosowania na rynku pracy również kształtowały się odmiennie. W 2000 r. gospodarka Polski wchodziła w recesję już w trakcie rozpoczętych wcześniej głębokich dostosowań liczby pracujących, trwających co najmniej od 6 kwartałów. Towarzyszył im stały wzrost stopy bezrobocia (por. wykres 12) z około 10% w połowie 1998 r. do prawie 16% na początku 2000 r. W połowie 2002 r.

²³ Fakt ten jest częściowo związany z odmienną charakterystyką cyklu koniunkturalnego w budownictwie, opisaną w poprzednich rozdziałach, w szczególności relatywną długością cyklu (w porównaniu z przemysłem).

²⁴ Może to mieć związek zarówno z wystąpieniem w latach 2006–2008 boomu budowlanego, jak i ze wspomnianymi wcześniej inwestycjami infrastrukturalnymi dofinansowanymi z funduszy UE.

osiągnął on maksimum – około 20%. Z kolei dostosowania po stronie wynagrodzeń realnych rozpoczęły się dopiero w 2000 r., wraz ze spadkiem ogólnej aktywności gospodarczej, i były zdecydowanie słabsze. Kryzys na rynku pracy na przełomie wieków rozciągnął się zatem na kolejne lata (por. np. Bukowski i in. 2008), a okres słabej koniunktury umożliwił trwałe obniżenie udziału wynagrodzeń w wartości dodanej brutto (Growiec 2009). W obecnym spowolnieniu dostosowanie liczby pracujących nastąpiło natomiast dopiero z opóźnieniem jednego kwartału i, jak dotąd, nie było bardzo głębokie, o czym świadczy również relatywnie powolny wzrost stopy bezrobocia. Wynagrodzenia realne w obecnym spowolnieniu zareagowały z opóźnieniem około 3 kwartałów, lecz dostosowanie było raczej gwałtowne. Warto jednak pamiętać, że na początku 2008 r. dodatnie odchylenie realnych wynagrodzeń od trendu było relatywnie wysokie.

Dostosowania do bieżącego światowego kryzysu gospodarczego odnotowywane są zatem na rynku pracy przede wszystkim pod względem wynagrodzeń, a w mniejszym stopniu – liczby pracujących. Wynik ten wyraźnie odróżnia bieżącą recesję od poprzedniej, kiedy skutki wcześniejszego kryzysu rosyjskiego zbiegły się w czasie z procesami restrukturyzacyjnymi, wywierającymi presję w kierunku zmniejszenia zatrudnienia (zwłaszcza pracowników relatywnie słabo wykwalifikowanych i mało produktywnych). W rezultacie gospodarka polska weszła wówczas w fazę kryzysu ze zdecydowanie słabszym popytem wewnętrznym. Miało to oczywiście konsekwencje dla długości i głębokości spowolnienia gospodarczego. Choć obecne dostosowania na rynku pracy nie zostały jeszcze zakończone²⁵, ich charakter (są to bardziej cenowe niż ilościowe dostosowania) zmniejsza prawdopodobieństwo wejścia gospodarki w wydłużony okres niskiej aktywności związanej z długotrwałe słabym popytem wewnętrznym i trwałe wysoką stopą bezrobocia, również ze względu na opisane wcześniej widoczne tendencje do powolnego wychodzenia gospodarki ze stanu mniejszej aktywności gospodarczej.

Podsumowując, obecny okres spowolnienia gospodarczego wydaje się zdecydowanie odmienny od poprzedniego spowolnienia. Jest on znacznie bardziej związany z niższą aktywnością eksportową oraz mniejszym popytem na czynniki wytwórcze sektora przedsiębiorstw. W rezultacie obniżenie się popytu wewnętrznego było tym razem znacznie mniejsze niż w trakcie poprzedniej recesji. Konsekwencją tego jest nierównomierne rozłożenie tendencji kryzysowych w różnych sektorach gospodarki – silne obniżenie aktywności zaobserwowano w relatywnie proeksportowym przemyśle, a zdecydowanie mniejsze – w bardziej zorientowanych na rynek krajowy budownictwie i usługach rynkowych. Zestawiając te spostrzeżenia z analizą dotyczącą dominujących długości cykli w przemyśle, budownictwie i usługach czy w konsumpcji prywatnej, inwestycjach oraz handlu zagranicznym, można stwierdzić, że o ile głębokość poprzedniego kryzysu wynikała m.in. z nałożenia się negatywnych zaburzeń popytu wewnętrznego i złej koniunktury zewnętrznej, o tyle obecnie spowolnienie wydaje się wyłącznie reakcją na negatywny impuls pochodzący z gospodarki światowej. Wprawdzie niepokojącym sygnałem jest konsekwentne obniżanie się poziomu aktywności w częściach gospodarki związanych z popytem wewnętrznym, jednak bardziej cenowy charakter dostosowań na rynku pracy w połączeniu ze stosunkowo niewielkim spadkiem aktywności gospodarczej i powoli odbudowującym się popytem zewnętrznym pozwala przypuszczać, że gospodarka Polski raczej uniknie długotrwałego spowolnienia obserwowanego po 2000 r.

²⁵ Dane miesięczne z początku 2010 r. wskazują na stabilizację poziomu zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw.

7. Podsumowanie

Celem niniejszego artykułu było przedstawienie najważniejszych charakterystyk cyklu koniunkturalnego w Polsce w latach 1996–2009. Na ich podstawie sformułowany został szereg „stylizowanych faktów”, użytecznych zarówno w polityce gospodarczej, jak i w modelowaniu dynamiki wahań cyklicznych w Polsce. Fakty te odnoszą się do PKB, wartości dodanej w przemyśle, budownictwie i usługach rynkowych, importu i eksportu, spożycia indywidualnego i publicznego, nakładów na środki trwałe, a także wybranych zmiennych z rynku pracy. W ten sposób artykuł wypełnił istotną lukę w literaturze dotyczącej gospodarki Polski.

Wszystkie zaprezentowane w niniejszym opracowaniu wyniki zostały otrzymane przy zastosowaniu analizy spektralnej, pozwalającej – dzięki wykorzystaniu filtra pasmowo-przepustowego Christiano-Fitzgeralda – wyodrębnić ze wszystkich analizowanych szeregów czasowych ich składowe o okresie wahań 2–10 lat, a także – dzięki dwuwymiarowym miarom cross-spektralnym – określić charakter współzależności analizowanych szeregów czasowych dla poszczególnych częstotliwości wahań.

Wyniki te pozwalają lepiej zrozumieć dynamikę przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce w latach 1996–2009, z dwóch powodów. Po pierwsze, zidentyfikowane zostały tu główne okresy dobrej i słabej koniunktury. Podkreślono również, że koniunktura mogła różnie oddziaływać na poszczególne kategorie makroekonomiczne, w szczególności na sektor rolniczy, przemysłowy, budowlany i usługowy. Po drugie, omówiono także najważniejsze współzależności zmiennych realnych w cyklu koniunkturalnym w Polsce. Stwierdzono, że wiele z nich jest podobnych do obserwowanych w krajach wysoko rozwiniętych, m.in. w USA.

Mamy nadzieję, że lektura niniejszego artykułu pozwoli ugruntować wiedzę o pewnych „stylizowanych faktach” cyklu koniunkturalnego w Polsce. Należy się przecież spodziewać, że zidentyfikowane tu współzależności najprawdopodobniej będą charakteryzować wahania koniunkturalne w Polsce również w dalszych latach.

Bibliografia

- Adamowicz E., Dudek S., Pachucki D., Walczyk K. (2008), Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy Euro w kontekście struktury tych gospodarek, w: Narodowy Bank Polski, *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej*, NBP, Warszawa.
- Baxter M., King R.G. (1999), Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series, *Review of Economics and Statistics*, 81 (4), 575–593.
- Benhabib J., Wen Y. (2004), Indeterminacy, Aggregate Demand, and the Real Business Cycle, *Journal of Monetary Economics*, 51 (3), 503–530.
- Bukowski M., red. (2008), *Zatrudnienie w Polsce 2007. Bezpieczeństwo na elastycznym rynku pracy*, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa.
- Burns A.F., Mitchell W.C. (1946), *Measuring Business Cycles*, National Bureau of Economic Research, New York.

- Carmignani F. (2005), *The Characteristics of Business Cycles in Selected European Emerging Market Economies*, United Nations Economic Commission for Europe, Discussion Paper, 2005.7.
- Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans C.L. (2005), Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy, *Journal of Political Economy*, 113 (1), 1–45.
- Christiano L.J., Fitzgerald T.J. (2003), The Band Pass Filter, *International Economic Review*, 44 (2), 435–465.
- Comin D., Gertler M. (2006), Medium-Term Business Cycles, *American Economic Review*, 96(3), 523–551.
- Fic T. (2009), Cykl koniunkturalny w Polsce. Wnioski z modeli Markowa, *Ekonomista*, 1, 49–66.
- Gradzewicz M., Makarski K. (2009), *The Macroeconomic Effects of Losing Autonomous Monetary Policy after the Euro Adoption in Poland*, NBP Working Paper, 58, NBP, Warszawa.
- Granger C.W. (1966), The Typical Spectral Shape of an Economic Variable, *Econometrica*, 34, 150–161.
- Growiec J. (2009), Relacja płac do wydajności pracy w Polsce: ujęcie sektorowe, *Bank i Kredyt*, 40 (5), 61–88.
- Hamilton J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Harding D., Pagan A. (2008), Business Cycle Measurement, w: S.N. Durlauf, L.E. Blume (red.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Palgrave Macmillan, New York.
- Hodrick R.J., Prescott E.C. (1997), Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29 (1), 1–16.
- King R.G., Rebelo S.T. (1999), Resuscitating Real Business Cycles, w: J.B. Taylor, M. Woodford (red.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, Amsterdam.
- Kydland F.E., Prescott E.C. (1982), Time to Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica*, 50 (6), 1345–1370.
- Lamo A., Perez J.J., Schuknecht L. (2007), *The Cyclicalities of Consumption, Wages and Employment of the Public Sector In the Euro Area*, ECB Working Paper, 575.
- Narozny M. (2007), The Business Cycle in Poland: Where Do We Stand?, *ECFIN Country Focus*, 4 (9), 1–6.
- Nelson C.R. (2008), Trend/Cycle Decomposition, w: S.N. Durlauf, L.E. Blume (red.) *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Palgrave Macmillan.
- Skrzypczyński P. (2008), Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro, w: Narodowy Bank Polski, *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej*, NBP, Warszawa.
- Skrzypczyński P. (2009), Metody spektralne analizy szeregów czasowych w badaniach cyklu koniunkturalnego, praca doktorska napisana pod kierunkiem naukowym dr. hab. Tomasza Kuszewskiego, prof. nadzw. SGH, obroniona 26.01.2010.
- Smets F., Wouters R. (2003), An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area, *Journal of the European Economic Association*, 1 (5), 1123–1175.
- Stock J.H., Watson M.W. (1999), Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series, w: J.B. Taylor, M. Woodford (red.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, Amsterdam.
- Wośko Z. (2009), Czy filtry liniowe są przydatnym narzędziem badania koniunktury? Analiza spektralna na przykładzie ankietowych wskaźników koniunktury, w: R. Żelazny, J. Czech-Rogosz, J. Pietrucha (red.), *Koniunktura gospodarcza od bańki internetowej do kryzysu subprime*, C.H. Beck, Warszawa.

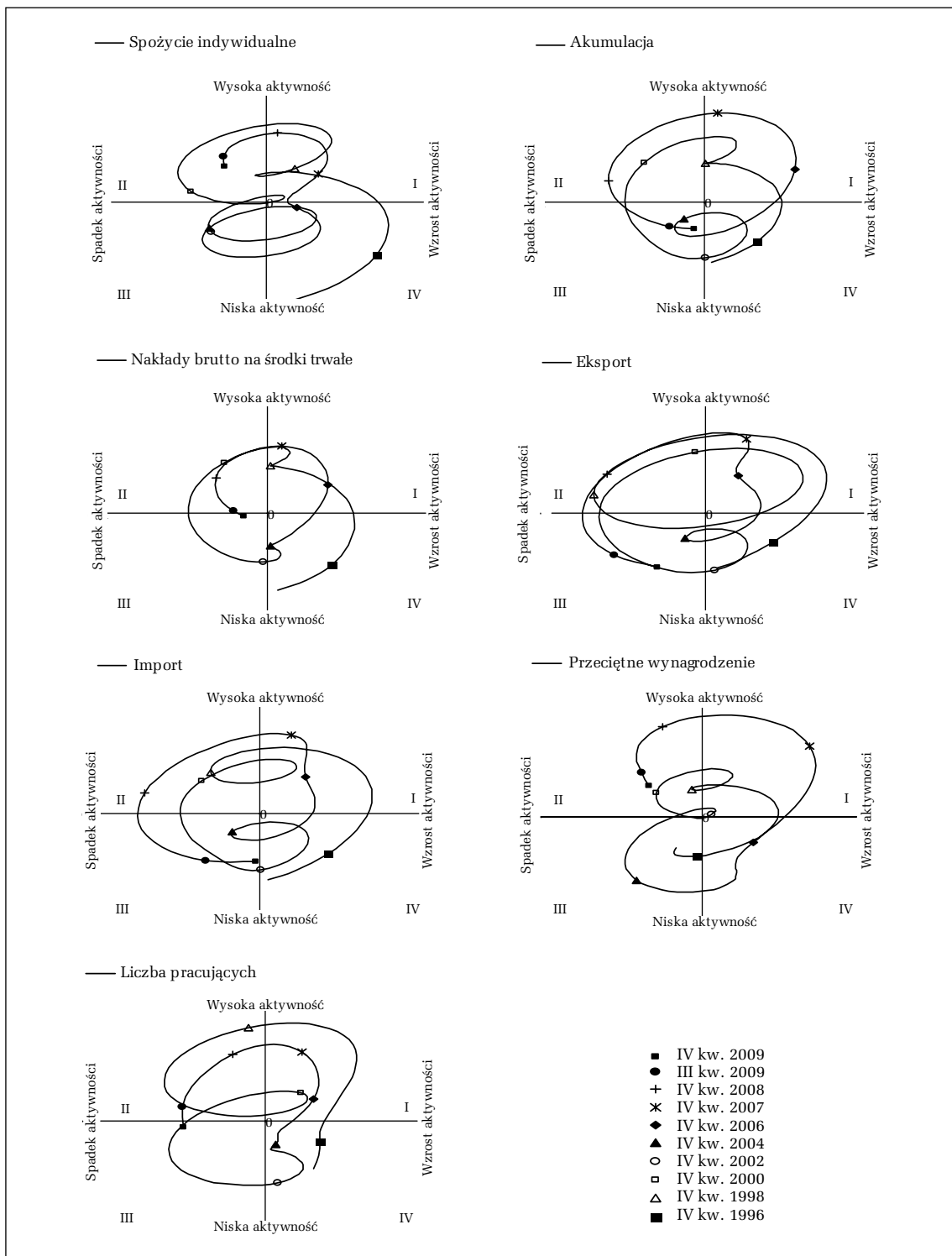
Podziękowania

Autorzy pragną podziękować Mateuszowi Pipieniowi, Pawłowi Skrzypczyńskiemu, uczestnikom seminarium Instytutu Ekonomicznego NBP oraz anonimowym Recenzentom za pomocne uwagi i sugestie, które pozwoliły znacznie poprawić jakość tekstu. Pawłowi Skrzypczyńskiemu dziękujemy także za udostępnienie procedur numerycznych własnego autorstwa, implementujących filtr Christiano-Fitzgeralda w środowisku Matlab oraz wyznaczających statystyki cross-spektralne. Odpowiedzialność za wszelkie błędy ponoszą wyłącznie autorzy.

Poglądy przedstawione w niniejszym opracowaniu są poglądami własnymi autorów i nie muszą odzwierciedlać stanowiska Narodowego Banku Polskiego.

Załącznik 1

„Zegary” cyklu koniunkturalnego dla pozostałych kategorii makroekonomicznych



Załącznik 3

Wyniki testu stacjonarności (KPSS) i pierwiastka jednostkowego (ADF) dla zmiennych skorygowanych o trend liniowy

	Statystyka testu KPSS	Statystyka testu ADF	p-value dla testu ADF
PKB	0,097	-2,136	0,033
Przemysł	0,094	-3,282	0,021
Budownictwo	0,109	-3,627	0,001
Usługi rynkowe	0,100	-2,292	0,023
Spożycie indywidualne	0,106	-2,682	0,008
Akumulacja	0,089	-1,797	0,069
Nakłady brutto na środki trwałe	0,109	-2,565	0,011
Eksport	0,074	-3,889	0,000
Import	0,072	-2,801	0,006
Przeciętne wynagrodzenie	0,113	-3,049	0,003
Liczba pracujących	0,130	-2,703	0,080
Wartości krytyczne statystyki testu KPSS			
$\alpha = 0,01$	0,739		
$\alpha = 0,05$	0,463		
$\alpha = 0,10$	0,347		

The business cycle in Poland – conclusions from spectral analysis

Abstract

The article presents the most important “stylized facts” of the business cycle in Poland in 1996–2009. These facts have been formulated on the basis of quarterly data from the real Polish economy, seasonally adjusted and filtered with the Christiano-Fitzgerald spectral filter in order to identify the cyclical component, fluctuating within the wavelength range of 2-10 years. For such series, minima, maxima, relative cycle amplitudes, as well as dominant frequencies have been identified. Mutual relationships among the variables have also been discussed (dynamic correlations, phase shift, gain). The article contains also two specific applications: the use of cyclical components of real macroeconomic variables in business cycle “clocks”, facilitating real-time monitoring of the cycle; and an exercise comparing the characteristics of the current period of economic slowdown, whose beginning is dated at 2008Q1, against the previous downturn which began in 2000Q1.

Keywords: business cycle, frequency of fluctuations, amplitude of fluctuations, Christiano-Fitzgerald spectral filter, cross-spectral statistics