

Pomiar cyklu koniunkturalnego w Polsce – analiza porównawcza

Marta Skrzypczyńska*

Nadesłany: 17 czerwca 2011 r. Zaakceptowany: 18 sierpnia 2011 r.

Streszczenie

W artykule podjęto próbę oszacowania przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce objawiającego się wahaniami aktywności gospodarczej mierzonej kwartalnym realnym PKB oraz miesięczną produkcją w przemyśle przetwórczym. Dokonano tego za pomocą trzech metod: strukturalnych modeli szeregów czasowych, filtru częstotliwościowego oraz modeli z przełączaniem typu Markowa, na próbie od stycznia 1995 do stycznia 2011 r.

Pomiar za pomocą trzech metod wskazuje na podobne kształtowanie się wahań tego samego miernika aktywności. Nieco odmienny charakter procesów koniunkturalnych odzwierciedlają wahania realnego PKB oraz produkcji w przemyśle przetwórczym, w przypadku których odnotowano, odpowiednio, cztery i pięć niepełnych cykli. Zidentyfikowane cykle nie cechują się ścisłą regularnością, jednak ich średnia długość dla obu zmiennych jest zbliżona i wynosi około 3–4 lat. Zwroty koniunktury w przemyśle przetwórczym występowały zwykle o jeden kwartał wcześniej lub równoległe względem PKB, z wyjątkiem lat 2008–2011. Potwierdzona została większa zmienność wahań w przetwórstwie przemysłowym w porównaniu z realnym PKB. W przeciwieństwie do realnego PKB przetwórstwo przemysłowe charakteryzuje się także asymetrią faz cyklu ze względu na czas trwania oraz amplitudę.

Słowa kluczowe: cykl koniunkturalny, punkty zwrotne, filtr Christiano-Fitzgeralda, model nieobserwowalnych komponentów, model z przełączaniem typu Markowa

JEL: C22, C24, E32

* Szkoła Główna Handlowa; e-mail: marta.elzbieta.skrzypczynska@gmail.com.

1. Wstęp

Cykl koniunkturalny objawia się wahaniami wokół długookresowego trendu poziomu lub dynamiki różnorodnych mierników opisujących aktywność gospodarczą. Wahania koniunkturalne charakteryzuje naprzemienność ich występowania w okresach od 1,5 roku do 10 lat oraz nieregularność czasu trwania i amplitudy. Zaproponowana charakterystyka łączy cechy cykli opisane przez Lucasa (1977) oraz Hübner i in. (1994). Artykuł wpisuje się w nurt badań cykli wzrostowych.

Realny PKB oraz produkcja w przemyśle przetwórczym są najczęściej wykorzystywanymi miernikami aktywności gospodarczej. Oba nie są doskonałymi reprezentantami aktywności gospodarczej. Dane o PKB publikowane są co kwartał, w dodatku dla Polski z dwumiesięcznym opóźnieniem, a także podlegają częstym rewizjom. Produkcja w przemyśle przetwórczym reprezentuje tylko część aktywności gospodarczej, a jej wahania są przyczyną znacznych wahań produktu.

Badanie przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce jest istotne z powodu braku konsensusu co do jego punktów zwrotnych. Daty zwrotów koniunktury w ramach cyklu odchyłeń od długookresowego trendu dla wielu zmiennych ekonomicznych można odnaleźć w wielu pracach (por. np. Adamowicz i in. 2008; Gradzewicz i in. 2010). Punkty zwrotne cyklu uzyskane za pomocą modeli z przełączaniem typu Markowa wyznaczyła Fic (2007). Nadal nieliczne są badania porównujące oszacowania wahań koniunkturalnych w Polsce otrzymane za pomocą kilku metod. Przebieg składowych cyklicznych uzyskanych na podstawie kilku narzędzi zaprezentowali Skrzypczyński (2008) oraz Adamowicz i in. (2008), jednak głównym celem tych analiz było badanie synchronizacji wahań koniunkturalnych w Polsce i strefie euro.

Celem prezentowanej analizy jest oszacowanie przebiegu polskiego cyklu koniunkturalnego wyrażającego się wahaniami podstawowych mierników aktywności gospodarczej: realnego PKB oraz produkcji w przemyśle przetwórczym. W tym celu użyto trzech metod: strukturalnych modeli szeregów czasowych, filtru częstotliwościowego oraz modeli z przełączaniem typu Markowa.

Artykuł składa się z pięciu części. Pierwsza zawiera opis danych oraz badanie niestacjonarności procesów generujących analizowane szeregi czasowe. W kolejnych trzech częściach zaprezentowano zwięzłą charakterystykę każdej z wykorzystanych metod oraz wyniki oszacowań cyklu koniunkturalnego. Wyodrębnienie składowej cyklicznej w formie odchyłeń od trendu zostało przeprowadzone za pomocą strukturalnych modeli szeregów czasowych według specyfikacji Watsona (1986) oraz filtru Christiano-Fitzgeralda (Christiano, Fitzgerald 1999). Modele z przełączaniem typu Markowa (por. Hamilton 1989; Krolzig 1997) posłużyły do pomiaru wahań cyklicznych na bazie dynamik. Następnie dokonano datowania punktów zwrotnych oraz obliczono wartości statystyk opisowych uzyskanych komponentów cyklicznych, także dla poszczególnych faz. Założono występowanie dwóch faz cyklu: wzrostowej (ekspansji) i spadkowej (spowolnienia, recesji). W piątej części porównano wyniki otrzymane na podstawie trzech wykorzystanych metod. Artykuł kończy się podsumowaniem.

2. Charakterystyka danych empirycznych

Szeregi czasowe służące do pomiaru wahań koniunkturalnych pochodzą z bazy danych Eurostat. Poziom nominalnego PKB został urealniony deflatorem PKB. Realny PKB oraz produkcja w przetwórstwie przemysłowym zostały zlogarytmowane, a następnie oczyszczone z wahań sezonowych

za pomocą metody TRAMO/SEATS (por. Gomez, Maravall 1996). Pozostałe obserwacje nietypowe, występujące w IV kwartale 1996 r. oraz w IV kwartale 1998 r. w szeregu realnego PKB, zostały usunięte przez obliczenie średniej arytmetycznej sąsiednich obserwacji. Szereg PKB obejmował lata 1995–2010, co odpowiadało 64 obserwacjom kwartalnym. Szereg produkcji w przemyśle przetwórczym obejmował okres od stycznia 1995 do stycznia 2011 r. (193 obserwacje). Przebieg zmiennych zaprezentowano na wykresie 1. Wszelkie analizy dotyczące PKB oraz produkcji w przemyśle przetwórczym zostały przeprowadzone, odpowiednio, w ujęciu kwartalnym oraz miesięcznym.

Przed przystąpieniem do modelowania określono stochastyczną naturę procesów generujących analizowane szeregi czasowe. W tym celu przeprowadzone zostały testy niestacjonarności ADF (por. Dickey, Fuller 1979) oraz stacjonarności KPSS (por. Kwiatkowski i in. 1992). Wyniki testów przedstawiono w tabeli 1. Wyniki testów ADF ze stałą oraz trendem linowym i stałą nie pozwalają na odrzucenie hipotezy zerowej zakładającej istnienie pierwiastka jednostkowego. Wyniki testów stacjonarności KPSS potwierdzają wnioski wyciągnięte na podstawie testów ADF. Realny PKB oraz produkcja w przemyśle przetwórczym są procesami zintegrowanymi w stopniu pierwszym I(1).

3. Strukturalne modele szeregów czasowych – specyfikacja Watsona

Strukturalne modele szeregów czasowych nazwane są inaczej modelami nieobserwowalnych komponentów (*unobserved components model (UC model)*) lub modelami przestrzeni stanów (*state space model*). Modele te pozwalają na dekompozycję szeregu czasowego na nieobserwowalne składowe, np. trend oraz cykl, z uwzględnieniem własności stochastycznych procesów je generujących. Ze względu na wcześniejsze wyniki testów na obecność pierwiastków jednostkowych w przeprowadzonej analizie jednowymiarowej przyjęto strukturę modelu zaproponowaną przez Watsona (1986):

$$\begin{aligned} Y_t &= T_t + C_t C_t \\ T_t &= \mu + T_{t-1} + \varepsilon_t \\ C_t &= \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 C_{t-2} + \xi_t \end{aligned} \quad (1)$$

gdzie $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } N(0; \sigma_\varepsilon^2)$ oraz $\xi_t \sim \text{i.i.d. } N(0; \sigma_\xi^2)$.

W przedstawionym modelu trend T_t jest procesem błędzenia losowego z dryfem μ . Składowa cykliczna C_t jest natomiast stacjonarnym procesem AR(2). Składniki losowe pochodzące z równań trendu oraz komponentu cyklicznego są nieskorelowane. Taką samą postać modelu przyjęli Skrzypczyński (2008) dla PKB oraz Adamowicz i in. (2008) dla produkcji sprzedanej w przemyśle przetwórczym. Równanie pomiaru i układ równań stanu przedstawiają się odpowiednio:

$$y_t = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_t \\ C_t \\ C_{t-1} \end{bmatrix} \quad (2)$$

$$\text{oraz} \quad \begin{bmatrix} T_t \\ C_t \\ C_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ C_{t-1} \\ C_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \xi_t \end{bmatrix} \quad (3)$$

Parametry μ , σ_ε^2 , ϕ_1 , ϕ_2 , σ_ξ^2 zostały oszacowane metodą największej wiarygodności przy zastosowaniu filtru Kalmana. Wyniki estymacji dla realnego PKB przedstawiono w tabeli 2. Wszystkie parametry modelu są istotne statystycznie przy 1-procentowym poziomie istotności. Można zatem przyjąć, że uzyskane komponenty szeregu są dobrym odzwierciedleniem tendencji długookresowej oraz wahań cyklicznych, które zilustrowano na wykresie 2.

Charakterystykę przebiegu procesów koniunkturalnych, obejmującą średnie odchylenie od trendu, odchylenie standardowe oraz czas trwania cyklu i poszczególnych jego faz, zawiera tabela 3 (zasady wyznaczania punktów zwrotnych zamieszczono w uwadze w tabeli 3). W latach 1995–2010, licząc od fazy ożywienia, miały miejsce cztery niepełne cykle w przebiegu wahań realnego PKB. W tym okresie średnie odchylenie komponentu cyklicznego od produktu potencjalnego w fazie spadkowej wyniosło -0,27%, a w fazie wzrostowej -0,65%. Wystąpiła asymetria faz ze względu na amplitudę; faza wzrostowa odznaczała się większymi wahaniami wyrażonymi za pomocą odchyleń standardowych. Przeciętne długości faz były zbliżone. Cykl koniunkturalny trwał średnio blisko cztery lata. Daty wyznaczonych punktów zwrotnych nie odbiegają znacznie od wyników uzyskanych przez Adamowicz i in. (2008) (por. tabela 4).

W przypadku przetwórstwa przemysłowego nie uzyskano zadowalających wyników estymacji pomimo wykorzystania oprócz modelu Watsona także specyfikacji Clarka (1987), będącej rozszerzeniem modelu Watsona przez uzmiennienie dryfu w równaniu trendu. Wynik jest zgodny z rezultatami wcześniejszego badania (por. Dudek, Pachucki 2010) mimo zastosowania odmiennej struktury modelu nieobserwowalnych komponentów. Przyczyną braku oszacowań mogły być trudności związane z niewłaściwym doбором wartości startowych (Bell, Hillmer 1991).

3.1. Filtr częstotliwościowy Christiano-Fitzgeralda

Metody analizy spektralnej umożliwiają wyodrębnienie wahań z określonego pasma częstotliwości. Do tego celu mógłby zostać wykorzystany „idealny” filtr pasmowo-przepustowy (*band-pass filter*) y_t^c , którego zastosowanie wymaga jednak nieskończonej ilości obserwacji (por. Baxter, King 1995):

$$y_t^c = B(L)y_t \quad (4)$$

$$\text{gdzie } B(L) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} B_j L^j \text{ dla } t = 1, 2, \dots, \infty \quad (5)$$

Z tego względu w praktyce wykorzystuje się aproksymacje „idealnych” filtrów. Przykładami takich przybliżeń są filtry: BK – Baxter-Kinga (1995) – oraz CF – Christiano-Fitzgeralda (1999). W celu ekstrakcji składowych cyklicznych wykorzystano asymetryczny filtr pasmowo-przepustowy Christiano-Fitzgeralda. Filtr CF ma cechy wspólne filtrów HP – Hodricka-Prescotta (Hodrick, Prescott 1997) – oraz BK. Po pierwsze, podobnie jak HP generuje komponent wyjściowy o tej samej liczbie obserwacji co wejściowy szereg czasowy. Po drugie, ustawienie opuszczanego pasma częstotliwości przebiega w ten sam sposób jak w filtrze BK. Cechą odróżniającą CF od HP i BK jest konieczność określenia natury stochastycznej procesu generującego obserwowany szereg czasowy, czyli określenia, czy proces jest niestacjonarny i jakiemu rodzajowi niestacjonarności podlega.

Gdy proces generujący dane jest stacjonarny, przed zastosowaniem filtra CF należy usunąć średnią, a jeśli jest procesem I(1) z dryfem, należy usunąć dryf. W przypadku procesu trendostacjonarnego trzeba usunąć trend deterministyczny. Dla szeregu o skończonej liczbie obserwacji estymatorem komponentu \hat{y}_t^c z przedziału wahań o zadanej częstotliwości jest:

$$\hat{y}_t^c = \hat{B}_t(L)y_t \quad (6)$$

$$\text{gdzie } \hat{B}_t(L) = \sum_{j=-(T-t)}^{t-1} \hat{B}_{j,t} L^j \quad (7)$$

dla $t = 1, 2, \dots, T$ (por. Christiano, Fitzgerald 1999), gdzie wagi $\hat{B}_{j,t}$ są zmienne w czasie.

Asymetryczność filtra wynika z zależności indeksu sumy od czasu, a jej skutkiem jest przesunięcie fazowe w stosunku do wejściowego szeregu na początku i końcu próby, co powoduje niepewność szacunku na końcach próby. Wagi uzyskuje się przez rozwiązanie problemu optymalizacyjnego o postaci:

$$\min_{\hat{B}_{j,t}, j=-(T-t), \dots, t-1} E \left(\left(y_t^c - \hat{y}_t^c \right)^2 \middle| \{y_t\}_{t=1}^T \right) \quad (8)$$

dla $t = 1, 2, \dots, T$.

Zapis filtra w dziedzinie częstotliwości oraz wpływ rewizji danych na oszacowania komponentu cyklicznego prezentuje Skrzypczyński (2008).

W przeprowadzonej analizie filtr CF wykorzystano ze względu na to, że nie traci obserwacji na początku i końcu próby oraz uwzględnia stochastyczną naturę dekomponowanych szeregów czasowych do wyodrębnienia wahań cyklicznych o częstotliwości z zakresu 1,5 roku – 10 lat, odpowiadających wcześniej przyjętej charakterystyce wahań. Zgodnie z wynikami testów ADF i KPSS przedstawionymi w tabeli 1 założono, że zmienne są procesami I(1) z dryfem. Przed oszacowaniem komponentu cyklicznego usunięto dryf przez odjęcie średniej pierwszych przyrostów obserwowanych szeregów czasowych. Dekompozycję szeregów na trend oraz składową cykliczną ilustruje wykres 3. Wartości statystyk opisowych dla składowych cyklicznych oraz daty punktów zwrotnych (maksima i minima lokalne komponentu cyklicznego) zawiera tabela 3. Przetwórstwo przemysłowe odznacza się większą amplitudą wahań niż realny PKB, a faza spowolnienia jest krótsza od wzrostowej. Amplituda wahań fazy spadkowej w przemyśle przetwórczym jest nieznacznie wyższa od amplitudy fazy wzrostowej. W przypadku realnego PKB występuje zjawisko odwrotne. Długość trwania faz cyklu w przemyśle przetwórczym jest zróżnicowana. Wahania aktywności PKB oraz w przetwórstwie przemysłowym odznaczają się tą samą liczbą cykli mimo pewnych różnic, jeśli chodzi o punkty zwrotne. W latach 1995–2011 zarówno w waniach realnego PKB, jak i produkcji w przemyśle przetwórczym zidentyfikowano pięć niepełnych cykli, zaczynając datowanie od fazy wzrostowej. Istotne różnice dotyczą punktów zwrotnych. Odnosi się to do okresów przed 2000 r. oraz po 2008 r. W latach 1995–1999 w waniach PKB odnotowano dwa cykle, a w przemyśle przetwórczym – jeden cykl. Ponadto od II kwartału 2008 r. do końca 2010 r. wahania cykliczne realnego PKB wskazują na fazę spowolnienia. Przebieg składowej cyklicznej PKB

po okresie spadku pozostał stabilny w odróżnieniu od cyklu przemysłu przetwórczego, który od czerwca 2009 r. był w fazie wzrostowej. Uzyskane różnice mogą wynikać ze stopnia agregacji analizowanych mierników aktywności gospodarczej. Produkcja w przemyśle przetwórczym reprezentuje około 20% aktywności gospodarczej w stosunku do PKB. W latach 2000–2007 punkty zwrotne produkcji przemysłowej występują równocześnie ze zwrotami realnego PKB lub wyprzedzają je o jeden kwartał. Produkcja w przemyśle przetwórczym dokładniej i szybciej sygnalizuje moment zmiany fazy ze względu na częstotliwość miesięczną. Momenty wystąpienia punktów zwrotnych zarówno dla PKB, jak i produkcji w przemyśle przetwórczym są zbliżone do wyników Gradzewicza i in. (2010), ale różnią się w stosunku do rezultatów uzyskanych przez Adamowicz i in. (2008) (por. tabela 4). Rozbieżności mogą wynikać z przyjęcia odmiennej reguły datowania zwrotów koniunktury.

4. Modele z przełączaniem typu Markowa

Modele z przełączaniem typu Markowa (*Markov-switching models*) należą do klasy modeli nieliniowych wykorzystywanych do modelowania cyklu koniunkturalnego w postaci dynamik. Parametry tego modelu zmieniają się w czasie w zależności od nieobserwowalnej dyskretnej zmiennej reżimu $s_t \in \{1, \dots, N\}$ odzwierciedlającej stan, w którym znajduje się gospodarka w cyklu koniunkturalnym. N -stanowy model wektorowej autoregresji rzędu p z przełączaniem typu Markowa dla K -wymiarowego wektora szeregów czasowych MS(N)-VAR(p) ma postać:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{A}_0(s_t) + \mathbf{A}_1(s_t)\Delta \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p(s_t)\Delta \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t(s_t) \quad (9)$$

gdzie wektor składników losowych $\boldsymbol{\varepsilon}_t(s_t)$ jest wielowymiarowym procesem białego szumu.

Macierze parametrów $\mathbf{A}_0(s_t), \dots, \mathbf{A}_p(s_t), \boldsymbol{\Sigma}(s_t)$ są odpowiednikami macierzy parametrów modelu VAR $\mathbf{A}_0, \dots, \mathbf{A}_p, \boldsymbol{\Sigma}$, ale w tym przypadku ich wartości zmieniają się w zależności od zmiennej reżimu s_t . Procesem kierującym zmianami stanów jest dyskretny, skończony, jednorodny K -stanowy łańcuch Markowa s_t :

$$P(s_t = j | s_{t-1} = i_{t-1}, \dots, s_1 = i_1, X_0 = i_0) = P(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (10)$$

gdzie p_{ij} dla $i, j = 1, \dots, K$ jest prawdopodobieństwem przejścia pomiędzy stanami łańcucha, których liczba jest równa liczbie zmiennych reżimu.

Zazwyczaj zakłada się, że łańcuch Markowa jest nieprzywiedlny i ergodyczny. Parametry modelu szacuje się za pomocą metody największej wiarygodności przy wykorzystaniu algorytmu EM (*expectation maximization*) (por. Dempster, Laird, Rubin 1977). Prawdopodobieństwa wygładzone, na podstawie których ostatecznie zalicza się obserwację do danej fazy cyklu koniunkturalnego, można otrzymać za pomocą zaproponowanego przez Kima (1994) filtru typu *backward*, w którym algorytm wygładzający startuje z punktu końcowego całej dostępnej próby. W związku z tym, że w modelu MS-VAR prawdopodobieństwa dla zmiennej obserwowalnej \mathbf{y}_t oraz zmiennej reżimu s_{t+1} zależą tylko od obecnego stanu s_t , a nie od wcześniejszej historii, zgodnie z własnością łańcuchów Markowa otrzymuje się:

$$\Pr(s_t | s_{t+1}, \mathbf{Y}_T; \boldsymbol{\theta}) = \Pr(s_t | s_{t+1}, \mathbf{Y}_t, \mathbf{Y}_{t+1:T}; \boldsymbol{\theta}) = \frac{f(\mathbf{Y}_{t+1:T} | s_t, s_{t+1}, \mathbf{Y}_t; \boldsymbol{\theta}) \Pr(s_t | s_{t+1}, \mathbf{Y}_t; \boldsymbol{\theta})}{f(\mathbf{Y}_{t+1:T} | s_{t+1}, \mathbf{Y}_t; \boldsymbol{\theta})} = \Pr(s_t | s_{t+1}, \mathbf{Y}_t; \boldsymbol{\theta}) \quad (11)$$

Główną zaletą modeli MS-VAR jest ich elastyczność. Istnieje wiele wariantów modeli MS-VAR. Można założyć zmienność wszystkich parametrów w zależności od tej samej zmiennej reżimu, ale także występowanie różnych zmiennych reżimu dla każdego z równań lub dla parametrów. W praktyce prowadzi to jednak do szybkiego wzrostu liczby parametrów i problemów z ich oszacowaniem. Dlatego najczęściej zakłada się, że ta sama zmienna generuje reżimy dla wszystkich równań modelu, jak również ogranicza się liczbę stanów. W badaniach empirycznych oznacza to, że występuje wspólny cykl o narzuconej z góry liczbie faz. Najczęściej zakłada się występowanie $N = 2$ reżimów, co odpowiada dwóm fazom cyklu koniunkturalnego: spadkowi i wzrostowi aktywności gospodarczej. Czasami jednak okazuje się to niewystarczające. Według Ferrary (2006) rozważenie możliwości istnienia trzeciego reżimu pozwala lepiej opisać gospodarkę strefy euro. Możliwe specyfikacje modelu MS-VAR przedstawia tabela 5, w której parametry zależne od zmiennej reżimu określone są następująco: M dla średniej, I dla stałej, A dla parametrów autoregresyjnych, H dla heteroskedastyczności składnika losowego.

Model przełącznikowy wektorowej autoregresji jest rozszerzeniem modelu autoregresyjnego z przełączaniem typu Markowa. Jednak punktem wyjścia przeprowadzonej analizy jest model jednowymiarowy oraz założenie występowania dwóch reżimów, odpowiadających okresom spowolnienia i przyspieszenia aktywności gospodarczej (por. Hamilton 1989). Wybór odpowiedniego modelu został dokonany na podstawie kryteriów informacyjnych Akaike'a, Hannana-Quinna i Schwarza oraz istotności parametrów. Dla pierwszych przyrostów realnego PKB uzyskano oszacowania przełącznikowego modelu z dwoma reżimami oraz heteroskedastycznością składnika losowego w zależności od reżimu MSIH(2)-AR(0), a dla pierwszych różnic produkcji w przemyśle przetwórczym – autoregresyjny model przełącznikowy ze zmienną wariancją składnika losowego ze względu na reżim MSIH(2)-AR(2). Oszacowania parametrów zostały przedstawione w tabelach 6 i 7, a na wykresie 4 zaprezentowano przebieg cyklu koniunkturalnego.

Daty wystąpienia punktów zwrotnych uzyskane dla wahań realnego PKB są zbliżone do uzyskanych przez Fic (2007) (por. tabela 4), mimo wystąpienia przesunięć górnych punktów zwrotnych o 2–3 kwartały w stosunku do wyników prezentowanych w artykule. Drugą różnicą jest podwyższenie średnich stóp wzrostu zarówno dla okresu spowolnienia, jak i przyspieszenia gospodarczego. Nieznaczne rozbieżności mogą wynikać z rewizji danych oraz rozszerzenia zakresu próby. W modelu ze stałą zależną od reżimu stała v_1 odnosi się do kwartalnej stopy wzrostu w okresie spowolnienia, a v_2 – w okresie ożywienia. Średnia annualizowana stopa wzrostu realnego PKB w okresie spowolnienia wyniosła 2,5%, a w okresie ożywienia 6,6%, podczas gdy w przemyśle przetwórczym w okresie spowolnienia odnotowano spadki średnio o 8,6%, a w okresie ożywienia o 22% w ujęciu annualizowanym. Produkcja w przemyśle przetwórczym charakteryzuje się zatem większą amplitudą wahań. Podobnie jak pozostanie w okresie spowolnienia, wzrostu gospodarczego także przejście z okresu ożywienia (reżim 2) w stan spowolnienia (reżim 1) jest bardziej prawdopodobne dla realnego PKB. Wyniki dla produkcji w przemyśle przetwórczym wskazują na tendencje przeciwne: wyższe jest prawdopodobieństwo pozostania w reżimie ożywienia niż spad-

ku aktywności. Prawdopodobieństwa pozostania w określonej fazie cyklu są wysokie dla obydwu zmiennych. Oczekiwany czas trwania faz cyklu w przypadku realnego PKB jest nieznacznie dłuższy dla fazy spadkowej. Przeciwna zależność zachodzi w przemyśle przetwórczym, gdzie oczekuje się, że okres ożywienia gospodarczego będzie o blisko 10 miesięcy dłuższy od okresu spowolnienia aktywności. Dla obu mierników aktywności gospodarczej wariancja składnika losowego wykazuje pewną asymetrię i świadczy o większej zmienności stóp wzrostu w okresie spadku niż zwiększenia aktywności. Wahania realnego PKB wskazują na wystąpienie czterech niepełnych cykli, a wahania przetwórstwa przemysłowego – pięciu niepełnych cykli. Przebieg wahań obydwu mierników jest podobny, jednak istnieją dwa wyjątki. W latach 2000–2003 faza spowolnienia w przemyśle przetwórczym trwała krócej w porównaniu z PKB. Ponadto wahania realnego PKB wskazują na występowanie fazy spowolnienia gospodarczego od II kwartału 2008 r., podczas gdy w przemyśle przetwórczym faza ta została zakończona w styczniu 2009 r. punktem, który wyznacza minimum wahań. Poza wyżej wymienionymi wyjątkami punkty zwrotne w przemyśle przetwórczym występują zwykle o jeden kwartał wcześniej niż w przypadku PKB lub w tym samym czasie.

5. Porównanie wyników na podstawie różnych metod pomiaru

Na wykresie 5 zostały przedstawione wahania aktywności gospodarczej w Polsce określone na podstawie trzech metod ich pomiaru. Poza niewielkimi przesunięciami punktów zwrotnych uzyskanych za pomocą filtru CF oraz modelu nieobserwowalnych komponentów UC (minima i maksima wahań) w stosunku do punktów zwrotnych określonych na podstawie modeli z przełączaniem typu Markowa nie ma istotnych różnic w przebiegu wahań koniunkturalnych, co potwierdzają współczynniki korelacji.

Obliczony współczynnik korelacji krzyżowej (*cross-correlation*) pomiędzy składowymi cyklicznymi w cyklu odchyłeń dla realnego PKB wskazuje na istotną i zarazem najsilniejszą korelację dodatnią dla zerowego opóźnienia. Współczynnik korelacji równoczesnej wyniósł 0,53 i jest istotny przy poziomie istotności 1%. Do sprawdzenia, czy występuje istotna zależność pomiędzy prawdopodobieństwami znalezienia się gospodarki w stanie ożywienia a składowymi cyklicznymi (uzyskanymi za pomocą filtru CF oraz modelu nieobserwowalnych komponentów UC), posłużyły modele logitowe. Zmienna zależna przyjęła wartość 1 dla okresu ożywienia i 0 dla spowolnienia. Zmiennymi niezależnymi były pierwsze różnice między komponentami cyklicznymi, wskazujące na kierunek ich zmian. Wyniki oszacowań parametrów modeli logitowych zawiera tabela 8. Jakość oszacowanych modeli jest zadowalająca, na co wskazuje istotność zmiennych objaśniających, ich dodatnia wartość, poziom dopasowania do danych, a także trafność prognoz. Potwierdza to występowanie istotnej zależności pomiędzy komponentami cyklicznymi a prawdopodobieństwem znalezienia się gospodarki w fazie przyspieszenia aktywności gospodarczej.

Zbliżony przebieg wahań uzyskanych na podstawie wykorzystanych metod pomiaru realnego PKB potwierdzają daty punktów zwrotnych. Nie obserwuje się tu istotnych różnic poza jednym wyjątkiem. Na podstawie przełącznikowego modelu Markowa oraz modelu nieobserwowalnych komponentów zidentyfikowano cztery niepełne cykle; także daty zwrotów koniunktury oraz długości faz były bardzo podobne. Za pomocą filtru CF wykryto natomiast dodatkowy cykl w latach 1995–1999, przypadający na okres od IV kwartału 1996 r. do I kwartału 1998 r. Wynik ten różni się

od rezultatu uzyskanego przez Gradzewicza i in. (2010) (por. tabela 4), co może wynikać z przyjęcia odmiennego zakresu wahań cyklicznych trwających od dwóch do 10 lat. Wykorzystane metody pomiaru wahań koniunkturalnych pozwoliły na zidentyfikowanie nieregularnych wahań występujących w okresach 3–4-letnich, podczas gdy w Polsce istotną rolę odgrywają także wahania 6–7-letnie (por. Skrzypczyński 2008). Fazy wzrostowe cyklu zidentyfikowane na podstawie modelu nieobserwowalnych komponentów oraz filtru CF charakteryzują się wyższą amplitudą wahań, podczas gdy model z przełączaniem typu Markowa wskazuje na występowanie zależności przeciwnej. Biorąc jednak pod uwagę długość trwania faz oraz skalę wahań, nie stwierdza się istnienia asymetrii faz w cyklu realnego PKB.

W wahaniami produkcji przemysłowej zaobserwowano pięć niepełnych cykli o średniej długości 3–3,5 roku oraz nieznaczne przesunięcie punktów zwrotnych. Podobnie jak dla cyklu realnego PKB wyniki Skrzypczyńskiego (2008) wskazują na występowanie w przemyśle przetwórczym także cyklów 6–7-letnich. Zarówno filtr CF, jak i przełącznikowy model Markowa wskazują na asymetrię faz cyklu przetwórstwa przemysłowego, polegającą na występowaniu równocześnie różnic między czasem trwania faz oraz wielkościami ich amplitud. Faza wzrostowa trwa dłużej i odznacza się mniejszą amplitudą.

6. Podsumowanie

Przeprowadzone badanie dostarcza kompleksowej charakterystyki wahań koniunkturalnych w latach 1995–2011. Uzyskane wyniki potwierdzają występowanie wahań aktywności gospodarczej w Polsce i wskazują na ich zbliżone kształtowanie się niezależnie od przyjętej metody pomiaru. Daty punktów zwrotnych dla tej samej zmiennej były bardzo podobne, natomiast wahania koniunkturalne określone za pomocą tej samej metody wskazały na równoczesne lub wyprzedzające występowanie zwrotów koniunktury w przemyśle przetwórczym w stosunku do realnego PKB. Najbardziej podobne wyniki uzyskano dla wahań realnego PKB przy użyciu modeli nieobserwowalnych komponentów oraz modelu z przełączaniem typu Markowa. Badanie wykazało natomiast odmienny charakter procesów koniunkturalnych odzwierciedlonych w wahaniami realnego PKB oraz produkcji w przemyśle przetwórczym. Większość modeli wskazuje na wystąpienie czterech niepełnych cykli w wahaniami realnego PKB oraz pięciu niepełnych cykli w przypadku produkcji w przemyśle przetwórczym. Zidentyfikowane cykle nie cechują się ścisłą regularnością, jednak ich średnia długość dla obu zmiennych jest zbliżona i wynosi około 3–4 lat. Potwierdzona została większa zmienność wahań w przetwórstwie przemysłowym w porównaniu z realnym PKB. W przeciwieństwie do realnego PKB przetwórstwo przemysłowe charakteryzuje się także asymetrią faz cyklu, przejawiającą się dłuższym czasem trwania oraz mniejszą amplitudą fazy wzrostu aktywności niż jej spadku. Największą różnicę między wahaniami PKB oraz produkcji w przetwórstwie przemysłowym zaobserwowano w latach 2008–2011. Fluktuacje wskaźnika PKB wskazały, że spowolnienie gospodarcze zapoczątkowane w II kwartale 2008 r. trwa nadal (stan na koniec 2010 r.), podczas gdy wskaźnik produkcji w przemyśle przetwórczym sygnalizuje fazę ożywienia od II kwartału 2009 r.

Z przeprowadzonej analizy uzyskano nieco odmienny obraz wahań koniunkturalnych w Polsce w latach 1995–2011 na podstawie realnego PKB oraz produkcji w przemyśle przetwórczym.

Rozbieżność wyników wskazuje na konieczność rozszerzenia zbioru zmiennych w celu identyfikacji obszarów przyczyniających się do stabilizacji aktywności gospodarczej mierzonej za pomocą PKB w latach 2009–2010. Uzyskane różnice wskazały także na pewną ułomność podejścia jednowymiarowego, wynikającą z niedoskonałości pojedynczych mierników aktywności gospodarczej. Rozwiązaniem tego problemu mogłaby być konstrukcja bieżącego złożonego wskaźnika koniunktury, a następnie analiza jego wahań. Także założenie o występowaniu trzech faz cyklu koniunkturalnego wzbogaciłoby wyniki przeprowadzonej analizy. Proponowany przebieg wahań cyklicznych obejmowałby spowolnienie oraz dwie fazy ożywienia: umiarkowanego oraz szybkiego.

Bibliografia

- Adamowicz E., Dudek S., Pachucki D., Walczyk K. (2008), *Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy euro w kontekście struktury tych gospodarek*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Instytut Rozwoju Gospodarczego.
- Baxter M., King R.G. (1995), *Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*, NBER Working Paper, 5022.
- Bell W., Hillmer S. (1991), Initializing the Kalman Filter for Nonstationary Time Series Models, *Journal of Time Series Analysis*, 12 (4), 283–300.
- Christiano L.J., Fitzgerald T.J. (1999), *The Band Pass Filter*, Working Paper, 9906, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Clark P.K. (1987), The Cyclical Component of U.S. Economic Activity, *The Quarterly Journal of Economics*, 102 (4), 797–814.
- Dempster A.P., Laird N.M., Rubin D.B. (1977), Maximum Likelihood Estimation from Incomplete Data via EM Algorithm, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 39 (1), 1–38.
- Dickey D.A., Fuller W.A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), 427–431.
- Dudek S., Pachucki D. (2010), *Unobserved Component Model with Observed Cycle, Use of BTS Data for Short-term Forecasting of Manufacturing Production*, 30th CIRET Conference, New York.
- Ferrara L. (2006), *A Real-time Recession Indicator for the Euro Area*, MPRA Working Paper, 4042, München Personal RePEC Archive.
- Fic T. (2007), Cykl koniunkturalny w Polsce. Wnioski z modeli Markowa, w: A. Welfe (red.): *Siódme warsztaty doktorskie z zakresu ekonometrii i statystyki. Metody ilościowe w naukach ekonomicznych*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.
- Gomez V., Maravall A. (1997), *Program TRAMO and SEATS: Instructions for the User, Beta Version*, Banco de España Working Papers, 9628.
- Gradzewicz M., Growiec J., Hagemeyer J., Popowski P. (2010), Cykl koniunkturalny w Polsce – wnioski z analizy spektralnej, *Bank i Kredyt*, 41 (5), 41–76.
- Hamilton J. (1989), A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, 57 (2), 357–384.
- 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.

- Hübner D., Lubiński M., Małecki W., Makowski Z. (1994), *Koniunktura gospodarcza*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Kim Ch.J. (1994), Dynamic Linear Models with Markov-Switching, *Journal of Econometrics*, 60, 1–22.
- Krolzig H.-M. (1997), *Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis*, Springer, Berlin.
- Kwiatkowski D.P., Phillips C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992), Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54 (1–3), 159–178.
- Lucas R.E. Jr. (1977), *Understanding Business Cycle*, Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy, 5 (1).
- MacKinnon J.G. (1996), Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, *Journal of Applied Econometrics*, 11 (6), 601–618.
- Skrzypczyński P. (2008), *Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro*, Materiały i Studia, 227, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Watson M.W. (1986), Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends, *Journal of Monetary Economics*, 18 (1), 49–75.

Aneks

Źródła szeregów czasowych:

– realny PKB – dane kwartalne, ceny stałe 2000 r., obliczony na podstawie PKB w cenach bieżących oraz deflatora PKB pozyskanych z bazy danych Eurostat,

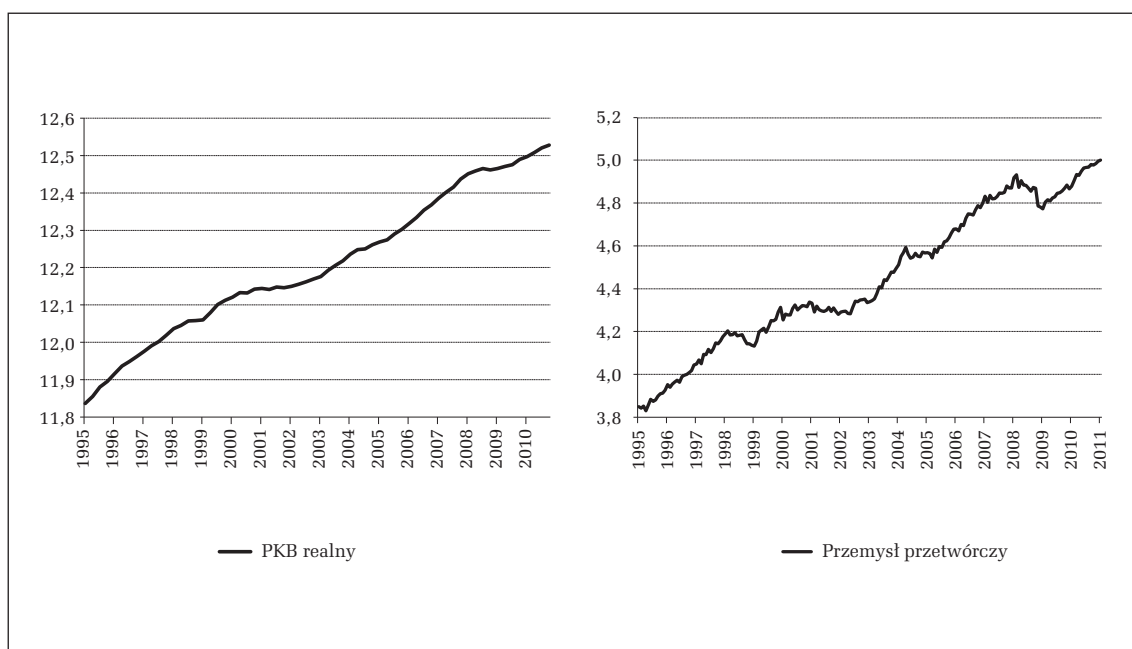
– nominalny PKB – dane kwartalne, ceny bieżące, dane GUS pozyskane z bazy danych Eurostat,

– deflator PKB – dane kwartalne, indeks jednopodstawowy (2000 = 100), dane GUS pozyskane z bazy danych Eurostat,

– produkcja sprzedana przemysłu przetwórczego – dane miesięczne, ceny stałe, indeks jednopodstawowy (2005 = 100), dane GUS pozyskane z bazy danych Eurostat.

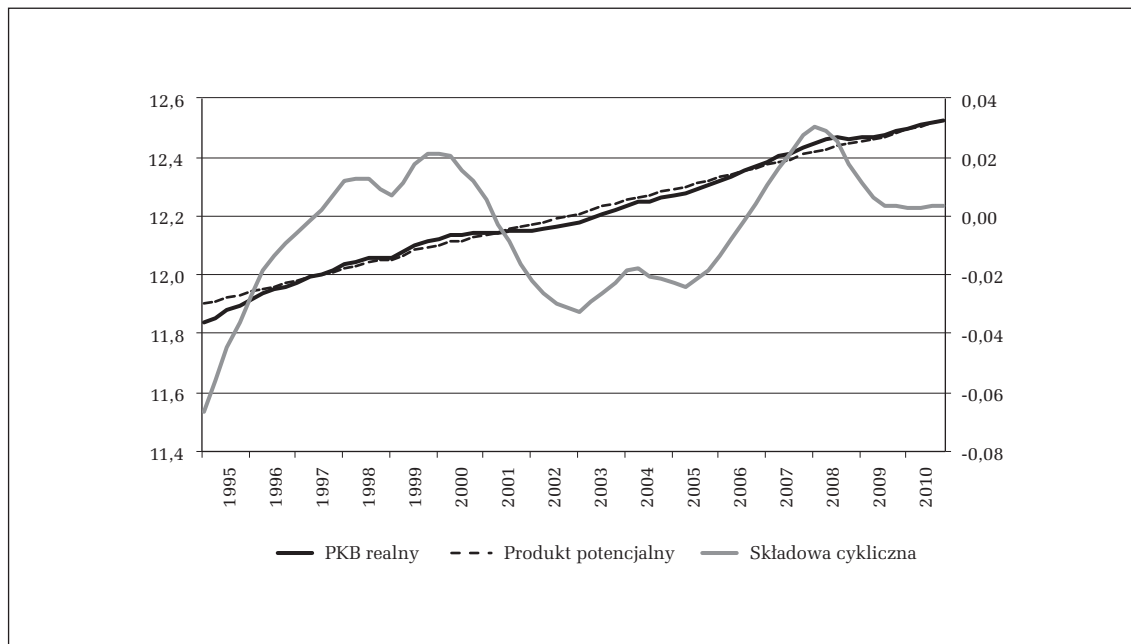
Wykres 1

Realny PKB oraz produkcja w przemyśle przetwórczym oczyszczone z wahań sezonowych i obserwacji nietypowych



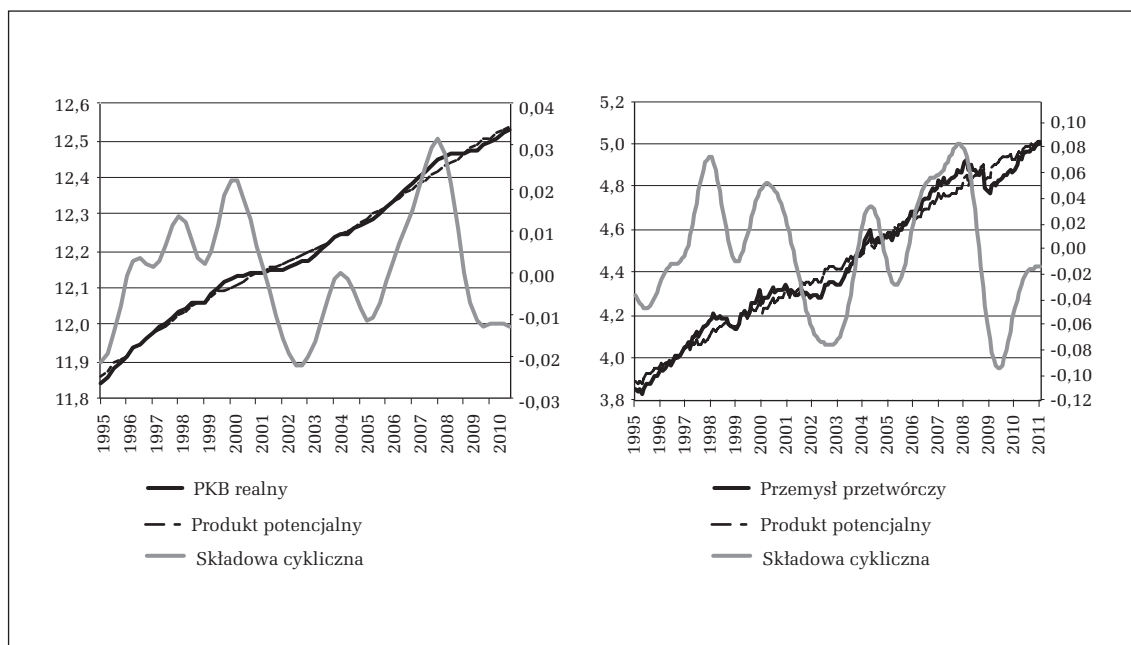
Wykres 2

Produkt potencjalny oraz składowa cykliczna realnego PKB i w przetwórstwie przemysłowym uzyskanych z modelu nieobserwowalnych komponentów



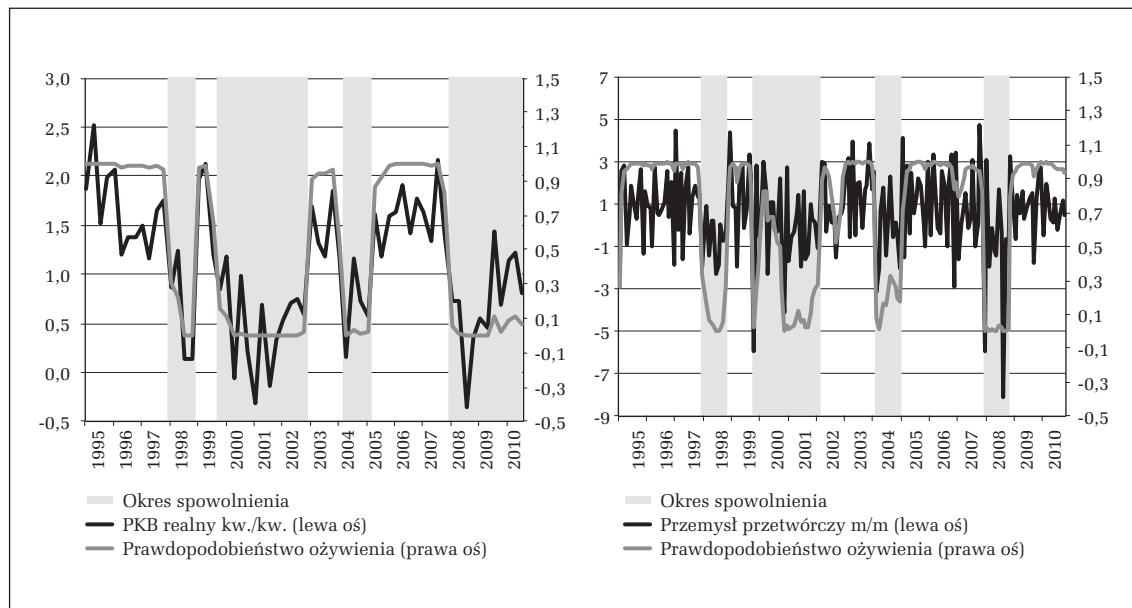
Wykres 3

Produkt potencjalny oraz składowa cykliczna realnego PKB i produkcji w przemyśle przetwórczym wyodrębnione za pomocą asymetrycznego filtra Christiano-Fitzgeralda



Wykres 4

Prawdopodobieństwa wystąpienia ożywienia na tle pierwszych przyrostów realnego PKB i produkcji w przetwórstwie przemysłowym oraz okresów spowolnienia



Uwaga: ze względu na przyjętą regułę datowania (patrz uwaga w tabeli 3) okres od kwietnia do listopada 2000 r. dla produkcji w przetwórstwie przemysłowym został zaklasyfikowany do fazy spowolnienia, mimo że model przełącznikowy wskazywał występowanie w tym okresie fazy ożywienia.

Wykres 5

Porównanie miar składowej cyklicznej dla realnego PKB oraz w przetwórstwie przemysłowym

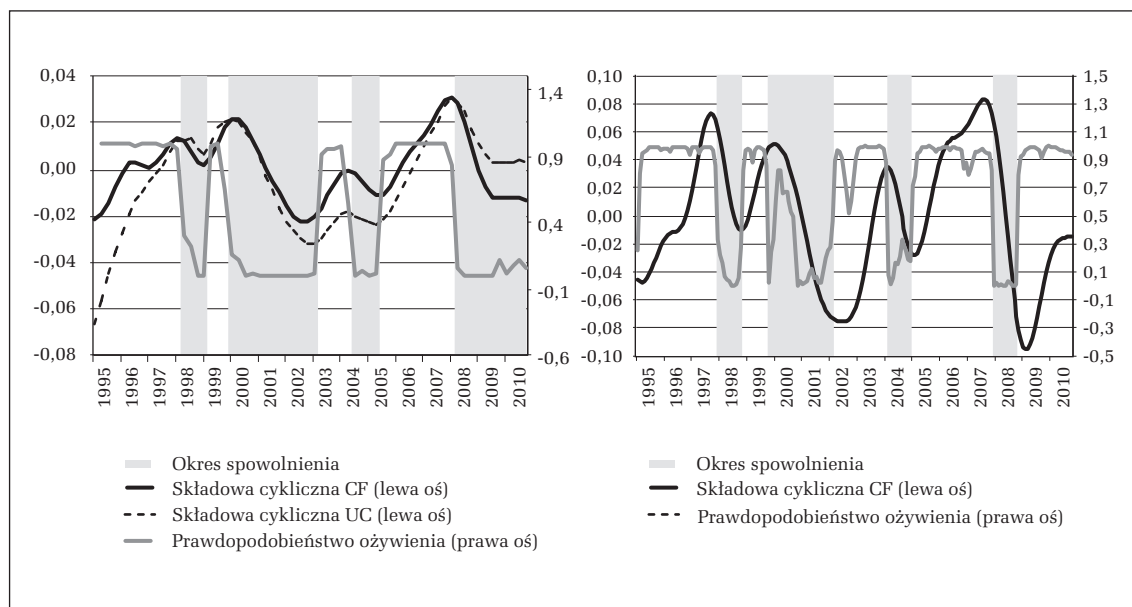


Tabela 1

Testy niestacjonarności ADF oraz stacjonarności KPSS

A. Model ze stałą i trendem liniowym			
Zmienna	ADF		KPSS
	statystyka t	p -value ¹	statystyka LM^2
PKB realny	-2,379	0,387	0,104
Przetwórstwo przemysłowe	-2,460	0,348	0,102
B. Model ze stałą			
Zmienna	ADF		KPSS
	statystyka t	p -value ¹	statystyka LM^2
PKB realny	-1,037	0,735	1,014 ³
Przetwórstwo przemysłowe	-0,698	0,844	1,686 ³
C. Model ze stałą dla pierwszych przyrostów			
Zmienna	ADF		KPSS
	statystyka t	p -value ¹	statystyka LM^2
PKB realny	-4,614	0,000	0,180
Przetwórstwo przemysłowe	-16,193	0,000	0,060

¹ Wartości ustalone przez MacKinnona (1996) dla testu jednostronnego.² Statystyka testu; asymptotyczne wartości krytyczne dla modelu ze stałą i trendem liniowym przy poziomie istotności 1%, 5%, 10% wynoszą odpowiednio: 0,216, 0,146, 0,119, a dla modelu ze stałą: 0,739, 0,463, 0,347 (por. Kwiatkowski i in. 1992).³ W tym przypadku istnieją podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej przy 1-procentowym poziomie istotności, mówiącej o stacjonarności szeregu.

Tabela 2

Oszacowania parametrów modeli nieobserwowalnych komponentów dla realnego PKB dla okresu I kwartał 1995 – IV kwartał 2010 r.

	Wartość parametru	Błąd standardowy	Statystyka z	p-value
μ	0,01	0,00	9,85	0,00
$\ln(1000\sigma_\varepsilon^2)$	-1,97	0,40	-4,94	0,00
ϕ_1	1,67	0,04	38,11	0,00
ϕ_2	-0,71	0,06	-12,53	0,00
$\ln(1000\sigma_\xi^2)$	-2,28	0,49	-4,60	0,00

	Stany w momencie $t = T + 1$	RMSE	Statystyka z	p-value
T_t	12,53	0,016	807,51	0,00
C_t	0,0028	0,015	0,18	0,86
C_{t-1}	0,0032	0,015	0,21	0,83
Logarytm wiarygodności	211,25	SIC		-6,28
Liczba parametrów	5	HQ		-6,38
AIC	-6,45			

Uwaga: algorytm osiągnął zbieżność po 13 iteracjach.

Tabela 3

Charakterystyka przebiegu wahań koniunkturalnych

Model UC	Realny PKB			
	faza wzrostowa		faza spadkowa	
	G		D	
Datowanie	I kw. 1995	III kw. 1998	IV kw. 1998	I kw. 1999
	II kw. 1999	I kw. 2000	II kw. 2000	I kw. 2003
	II kw. 2003	II kw. 2004	III kw. 2004	II kw. 2005
	III kw. 2005	I kw. 2008	II kw. 2008	IV kw. 2010
Średnia długość fazy (w kwartałach)	8,75		7,25	
Średnia długość cyklu (w kwartałach)	16,0		16,0	
Średnie odchylenie od trendu (w %)	-0,65		-0,27	
Odchylenie standardowe fazy (w pkt proc.)	2,4		1,8	
Odchylenie standardowe cyklu (w pkt proc.)	2,1		2,1	
Filtr CF	faza wzrostowa		faza spadkowa	
	G		D	
	Datowanie	I kw. 1995	III kw. 1996	IV kw. 1996
	II kw. 1997	I kw. 1998	II kw. 1998	I kw. 1999
	II kw. 1999	I kw. 2000	II kw. 2000	IV kw. 2002
	I kw. 2003	II kw. 2004	III kw. 2004	II kw. 2005
	III kw. 2005	I kw. 2008	II kw. 2008	IV kw. 2010
Średnia długość fazy (w kwartałach)	6,4		6,4	
Średnia długość cyklu (w kwartałach)	12,8		12,8	
Średnie odchylenie od trendu (w %)	0,3		-0,18	
Odchylenie standardowe fazy (w pkt proc.)	1,4		1,3	
Odchylenie standardowe cyklu (w pkt proc.)	1,4		1,4	
MS-AR	faza wzrostowa		faza spadkowa	
	G		D	
	Datowanie	II kw. 1995	I kw. 1998	II kw. 1998
	II kw. 1999	IV kw. 1999	I kw. 2000	I kw. 2003
	II kw. 2003	II kw. 2004	III kw. 2004	II kw. 2005
	III kw. 2005	I kw. 2008	II kw. 2008	IV kw. 2010
Średnia długość fazy (w kwartałach)	7,2		8,8	

Średnia długość cyklu (w kwartałach)	16,0	16,0
Średnia stopa wzrostu kw./kw. (w %)	1,6	0,61
Odchylenie standardowe fazy (w pkt proc.)	0,36	0,47

Produkcja w przemyśle przetwórczym

Filtr CF	faza wzrostowa		faza spadkowa	
	G		D	
Datowanie			01.1995	06.1995
	07.1995	12.1997	01.1998	01.1999
	02.1999	03.2000	04.2000	09.2002
	10. 2002	05.2004	06.2004	05.2005
	06.2005	11.2007	12.2007	05.2009
	06.2009	01.2011		
Średnia długość fazy (w miesiącach)	22,8		15,8	
Średnia długość cyklu (w miesiącach)	38,6		38,6	
Średnie odchylenie od trendu (w %)	0,29		-0,75	
Odchylenie standardowe fazy (w pkt proc.)	4,6		4,8	
Odchylenie standardowe cyklu (w pkt proc.)	4,7		4,7	
MS-AR	faza wzrostowa		faza spadkowa	
	G		D	
Datowanie	04.1995	02.1998	03.1998	01.1999
	02.1999	12.1999	01.2000	05.2002
	06.2002	04.2004	05.2004	03.2005
	04.2005	02.2008	03.2008	01.2009
	02.2009	01.2011		
Średnia długość fazy (w miesiącach)	25,6		15,5	
Średnia długość cyklu (w miesiącach)	41,1		41,1	
Średnia stopa wzrostu m/m (w %)	1,40		-0,50	
Odchylenie standardowe fazy (w pkt proc.)	1,56		2,08	

Uwaga: punkty zwrotne składowych cyklicznych uzyskanych na podstawie modelu UC oraz filtru CF zostały wyznaczone jako maksima i minima lokalne uzyskanych komponentów cyklicznych. W modelu przełącznikowym typu Markowa przyporządkowanie obserwacji do fazy spowolnienia nastąpiło w przypadku, gdy prawdopodobieństwo wyglądzone uzyskane z modelu z przełączaniem typu Markowa było mniejsze niż 0,5. W pozostałych przypadkach uznano, że gospodarka znajdowała się w stanie ożywienia. W ramach każdej z metod faza cyklu powinna trwać co najmniej dwa kwartały, a cały cykl co najmniej 1,5 roku.

G – punkt wyznaczający maksimum wahań,

D – punkt wyznaczający minimum wahań.

Tabela 4

Przebieg cyklu koniunkturalnego w Polsce – przegląd literatury

Realny PKB					
Model UC		faza wzrostowa		faza spadkowa	
		G		D	
Adamowicz i in. (2008)	Datowanie		I kw. 1998 II kw. 2000 II kw. 2004		I kw. 1999 III kw. 2002 III kw. 2005
Filtr CF					
Adamowicz i in. (2008)	Datowanie		I kw. 2000 II kw. 2004		IV kw. 2002 II kw. 2005
Gradzewicz i in. (2010)	Datowanie	II kw. 1996 I kw. 1999 I kw. 2003 III kw. 2005	I kw. 1998 I kw. 2000 I kw. 2004 I kw. 2008	II kw. 1998 II kw. 2000 II kw. 2004 II kw. 2008	IV kw. 1998 IV kw. 2002 II kw. 2005 IV kw. 2009
MS-AR					
Fic (2007)	Datowanie	I kw. 1996 III kw. 1999 II kw. 2003	III kw. 1998 II kw. 2000 IV kw. 2004	IV kw. 1998 III kw. 2000 I kw. 2005	II kw. 1999 I kw. 2003 II kw. 2005
	Średnia stopa wzrostu kw./kw. (w %)		1,15		0,01
Produkcja w przemyśle					
Filtr CF		faza wzrostowa		faza spadkowa	
		G		D	
Adamowicz i in. (2008)	Datowanie		11.1997 06.2000 02.2004 10.2006		10.1995 02.1999 11.2001 07.2005
Gradzewicz i in. (2010)	Datowanie	II kw. 1996 II kw. 1999 IV kw. 2002 III kw. 2005 III kw. 2009	IV kw. 1997 II kw. 2000 I kw. 2004 IV kw. 2007 IV kw. 2009	I kw. 1998 III kw. 2000 II kw. 2004 I kw. 2008	I kw. 1999 III kw. 2002 II kw. 2005 II kw. 2009

Uwaga: różnice w występowaniu punktów zwrotnych mogą wynikać z przyjęcia odmiennych reguł datowania, rewizji danych, a także rozszerzenia zakresu próby.

G – punkt wyznaczający maksimum wahań,

D – punkt wyznaczający minimum wahań.

Tabela 5

Kombinacje dla modelu MS-VAR

		MSM		MSI	
		μ zmienna	μ stała	ν zmienny	ν stały
A_i stała	Σ stała	MSM-VAR	liniowy VAR	MSI-VAR	liniowy VAR
	Σ zmienna	MSMH-VAR	MSH-VAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
A_i zmienna	Σ stała	MSMA-VAR	MSA-VAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	Σ zmienna	MSMAH-VAR	MSAH-VAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

Źródło: opracowanie na podstawie Krolzig (1997).

Tabela 6

Oszacowania parametrów modelu MSIH(2)-AR(0) dla realnego PKB dla okresu II kwartał 1995 – IV kwartał 2010 r.

Oszacowania parametrów	PKB
ν_1	0,613 (0,099)
ν_2	1,604 (0,077)
SE (spowolnienie)	0,471
SE (ożywienie)	0,357

	Reżim 1	Reżim 2	Liczba obserwacji	Oczekiwana długość
Reżim 1	0,886	0,114	32,2	8,8
Reżim 2	0,139	0,861	30,8	7,2

Tabela 7

Oszacowania parametrów modelu MSIH(2)-AR(2) dla produkcji w przemyśle przetwórczym dla okresu kwiecień 1995 – styczeń 2011 r.

Oszacowania parametrów	Przetwórstwo przemysłowe
ν_1	-0,690 (0,392)
ν_2	1,673 (0,260)
PM_{t-1}	-0,374 (0,083)
PM_{t-2}	-0,210 (0,082)
SE (spowolnienie)	1,914
SE (ożywienie)	1,429

	Reżim 1	Reżim 2	Liczba obserwacji	Oczekiwana długość
Reżim 1	0,854	0,146	57,7	6,9
Reżim 2	0,060	0,940	132,3	16,7

Uwaga: wyniki w tabeli 7 mogą różnić się od wyników dla przełącznikowych modeli Markowa przedstawionych w tabeli 3 ze względu na przyjętą regułę datowania (por. wykres 4).

Tabela 8

Wyniki estymacji parametrów modeli logitowych

A. Pierwsze różnice składowej cyklicznej realnego PKB uzyskane za pomocą filtru CF jako zmienna niezależna			
Próba: II kwartał 1995 – IV kwartał 2010 r.	Współczynnik	Błąd standardowy	p-value
Stała	-0,59	0,48	0,22
Zmienna niezależna	931,2	233,1	0,00
Średnia arytmetyczna zmiennej zależnej	0,492	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej	0,23721
McFadden R-kwadrat	0,656	Skorygowany R-kwadrat	0,61009
Logarytm wiarygodności	-15,024	AIC	34,0471
SIC	38,333	HQ	35,7329
Liczba przypadków „poprawnej predykcji”	58 (92,1%)		
Test ilorazu wiarygodności: Chi-kwadrat(1)	57,2735 [0,0000]		
Uwaga: algorytm osiągnął zbieżność po 7 iteracjach.			
B. Pierwsze różnice składowej cyklicznej realnego PKB uzyskane za pomocą modelu UC jako zmienna niezależna			
Próba: II kwartał 1995 – IV kwartał 2010 r.	Współczynnik	Błąd standardowy	p-value
Stała	-12,42	4,12	0,00
Zmienna niezależna	11163,00	4650,61	0,02
Średnia arytmetyczna zmiennej zależnej	0,492063	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej	0,24977
McFadden R-kwadrat	0,966176	Skorygowany R-kwadrat	0,920368
Logarytm wiarygodności	-1,476781	AIC	6,953562
SIC	11,23983	HQ	8,639373
Liczba przypadków „poprawnej predykcji”	61 (96,8%)		
Test ilorazu wiarygodności: Chi-kwadrat(1)	84,3671 [0,0000]		
Uwaga: algorytm osiągnął zbieżność po 15 iteracjach.			

C. Pierwsze różnice składowej cyklicznej w przetwórstwie przemysłowym uzyskane za pomocą filtra CF jako zmienna niezależna

Próba: kwiecień 1995 – styczeń 2011 r.	Współczynnik	Błąd standardowy	p-value
Stała	1,43	0,27	0,00
Zmienna niezależna	590,94	100,07	0,00
Średnia arytmetyczna zmiennej zależnej	0,673684	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej	0,146874
McFadden R-kwadrat	0,61111	Skorygowany R-kwadrat	0,594442
Logarytm wiarygodności	-46,66387	AIC	97,32775
SIC	103,8218	HQ	99,95839
Liczba przypadków „poprawnej predykcji”	172 (90,5%)		
Test ilorazu wiarygodności: Chi-kwadrat(1)	146,657 [0,0000]		

Uwaga: algorytm osiągnął zbieżność po 7 iteracjach.

Measuring the business cycle in Poland – comparative analysis

Abstract

The article presents the modeling of business cycle in Poland since the beginning of 1995 to January 2011. The analysis was conducted on the basis of quarterly real GDP and monthly production in manufacturing using unobserved components model, Christiano-Fitzgerald band-pass filter and Markov-switching model.

On the one hand the cyclical fluctuations of each indicator measured within three above mentioned methods are similar. On the other hand there are some differences in the pattern of fluctuations between real GDP and production in manufacturing, which revealed almost 4 and 5 cycles respectively. These cycles are not strictly periodic, but they last similarly long, about 3–4 years. Turning points in manufacturing usually lead by no more than 3 months or coincide with their counterparts of real GDP, excluding years 2008–2011. There was also confirmed the greater volatility in manufacturing compared to real GDP. Inversely to real GDP the business cycle phases in manufacturing are asymmetric both with length and amplitude.

Keywords: business cycle, turning points, Christiano-Fitzgerald band-pass filter, unobserved components model, Markov-switching model

