

mgr Marta Skrzypczyńska  
Kolegium Analiz Ekonomicznych  
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

### **Autoreferat rozprawy doktorskiej**

## **Procesy cykliczne w gospodarce Polski**

napisanej pod kierunkiem prof. dr hab. Aleksandra Welfe, czł. koresp. PAN

### **1. Przedmiot, cel i zakres pracy**

Przedmiotem rozprawy doktorskiej jest analiza cyklu koniunkturalnego w Polsce na podstawie trzech metod: strukturalnych modeli szeregów czasowych, filtra częstotliwościowego oraz modeli z przełączaniem typu Markowa ze stałymi i zmiennymi w czasie prawdopodobieństwami przejścia pomiędzy fazami cyklu koniunkturalnego.

Współczesny cykl koniunkturalny objawia się wahaniami poziomu mierników aktywności gospodarczej wokół długookresowego trendu lub w oscylacjach dynamik tych mierników. Wahania koniunkturalne charakteryzuje naprzemiennosc ich występowania w okresach od 1,5 do 10 lat oraz nieregularność ze względu na czas trwania oraz amplitudę. Wahania koniunkturalne o tym samym kierunku występują równocześnie w wielu sektorach gospodarki (ang. *comovement*). Zaproponowana charakterystyka łączy cechy cykli opisanych przez Lucasa (1977) oraz Hübner i in. (1994). Cykl koniunkturalny jest zjawiskiem zmiennym (por. Mitchell 1927) i każdy jest wypadkową wielu czynników o różnym nasileniu i nierzadko działających różnokierunkowo, dlatego tak ważne jest jego bieżące monitorowanie i analizowanie. Wraz ze zmiennością charakteru wahań cyklicznych przekształceniu uległ także sposób postrzegania samych wahań. Przed II wojną światową analizy cykli gospodarczych prowadzone były na podstawie zmiennych w ujęciu absolutnym. Na podstawie obserwacji koniunktury gospodarki Niemiec Mintz (1970) stwierdziła, że analizy w takim ujęciu prowadzą do błędnego wnioskowania i zaproponowała koncepcję cykli wzrostowych.

Pierwszym celem przeprowadzonej analizy jest wyodrębnienie składowych procesów cyklicznych na podstawie wahań mierników aktywności gospodarczej w różnych sektorach gospodarki polskiej przy wykorzystaniu trzech metod pomiaru aktywności.

Drugim celem jest datowanie punktów zwrotnych, a następnie empiryczna analiza cyklu koniunkturalnego w Polsce po roku 1995 umożliwiająca również ocenę przydatności zastosowanych metod, w szczególności modeli z przełączaniem typu Markowa ze zmiennymi prawdopodobieństwami.

Badanie przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce jest istotne z powodu braku konsensusu w odniesieniu do punktów zwrotnych. Daty zwrotów koniunktury w ramach cyklu odchyień od długookresowego trendu dla różnych zmiennych ekonomicznych można odnaleźć w wielu pracach (por. np. Adamowicz i in. 2008, Gradzewicz i in. 2010). Punkty zwrotne cyklu na podstawie stóp wzrostu uzyskane za pomocą modeli z przełączaniem typu Markowa wyznaczyła Fic (2007).

W Polsce nadal nieliczne są badania porównujące oszacowania wahań koniunkturalnych otrzymanych za pomocą kilku metod. Przebieg składowych cyklicznych uzyskanych na podstawie kilku narzędzi zaprezentowali Adamowicz i in. (2008) oraz Skrzypczyński (2010).

Praca składa się z czterech rozdziałów. W rozdziale pierwszym omówione zostały koncepcje cyklu koniunkturalnego i jego cechy morfologiczne, przedstawiono mierniki wahań aktywności gospodarczej oraz najważniejsze metody analizy cyklu koniunkturalnego wraz z zasadami (regułami) wyznaczania punktów zwrotnych, a także najważniejsze teorie cyklu koniunkturalnego. W kolejnych dwóch rozdziałach zaprezentowano charakterystykę wykorzystanych w analizie empirycznej metod ilościowych. W rozdziale drugim przedstawiono metody analizy cykli odchyień, do których należą m. in. metody spektralne i filtr częstotliwościowy Christiano-Fitzgeralda (2003) oraz modele nieobserwowalnych komponentów (por. Watson 1986). Rozdział trzeci dotyczy modeli z przełączaniem typu Markowa wykorzystywanych do analiz cyklu na podstawie stóp wzrostu. Rozdział czwarty zawiera wyniki empirycznej analizy cyklu koniunkturalnego w Polsce przy użyciu metod zaprezentowanych w poprzednich rozdziałach. Prezentację wyników poprzedza omówienie dotychczasowych badań z zakresu cykli koniunkturalnych w Polsce oraz bazy danych wykorzystanych w badaniu empirycznym. Analiza cykli dotyczy identyfikacji składowych cyklicznych, wyznaczenia oraz analizy punktów zwrotnych komponentów cyklicznych

(także dla poszczególnych faz), badania zależności składowych cyklicznych w odniesieniu do cykli referencyjnych oraz identyfikację cykli dominujących. Założono występowanie dwóch faz cyklu: wzrostowej (ekspansji) i spadkowej (spowolnienia, recesji). Wyodrębnienie składowej cyklicznej w formie odchylenia od trendu przeprowadzone zostało za pomocą strukturalnych modeli szeregów czasowych według specyfikacji Watsona (1986) oraz filtra Christiano-Fitzgeralda (2003). Do pomiaru wahań cyklicznych na podstawie stóp wzrostu posłużyły modele z przełączaniem typu Markowa (por. Hamilton 1989, Krolzig 1997). Najpierw oszacowane zostały modele ze stałymi prawdopodobieństwami przejścia pomiędzy fazami cyklu koniunkturalnego (FTP), na podstawie których dokonano charakterystyki procesów cyklicznych w Polsce. Rozwinięcie zagadnienia stanowiły oszacowania modeli ze zmiennymi prawdopodobieństwami (TVTP). W pierwszej wersji modelu TVTP sprawdzono, czy prawdopodobieństwa przejścia pomiędzy fazami cyklu koniunkturalnego zależą od czasu trwania bieżącej fazy cyklu. Do tego celu, na podstawie datowania cyklu dla wartości dodanej oraz produkcji w przemyśle, skonstruowano zmienne opisujące czas trwania poszczególnych faz cyklu. W drugiej postaci tego modelu przyjęto założenie, że prawdopodobieństwo zmiany reżimu zależy od przebiegu wskaźnika wyprzedzającego dla Polski publikowanego przez OECD. W ostatniej części badania empirycznego dokonano oceny charakterystyki koniunktury ogólnogospodarczej, a także w przekroju sektorowym. Pracę zamyka podsumowanie, w którym zawarto najistotniejsze wnioski.

## **2. Tezy rozprawy doktorskiej**

W rozprawie postawione zostały dwie główne hipotezy badawcze:

- 1) Możliwe jest wyodrębnienie fluktuacji cyklicznych w gospodarce Polski po roku 1995, w szczególności faz i punktów zwrotnych cyklu koniunkturalnego przy pomocy wybranych metod ilościowych.
- 2) Wahania koniunkturalne w gospodarce Polski nie odbiegają od cykli w krajach wysoko gospodarczo rozwiniętych. Po pierwsze, cykle aktywności gospodarczej nie charakteryzują się ścisłą periodycznością, różnią się ze względu na amplitudę oraz momenty występowania punktów zwrotnych. Po drugie, wahania aktywności gospodarczej występują synchronicznie w różnych sektorach gospodarki (ang. *comovement*). Po trzecie, wraz z wydłużaniem czasu trwania fazy następuje wzrost prawdopodobieństwa przejścia do fazy kolejnej.

### 3. Metody badania

#### 3.1 Analiza spektralna i filtr częstotliwościowy Christiano-Fitzgeralda

Analiza szeregów czasowych w dziedzinie częstotliwości (ang. *frequency domain analysis*) nazywana jest także analizą spektralną (ang. *spectral analysis*). Analiza spektralna umożliwia określenie wpływu oscylacji o wybranych długościach cyklu na zmienność słabostacjonarnego procesu  $\{y_t\}$ , poprzez rozkład wariancji tego procesu w dziedzinie częstotliwości, a funkcja go opisująca nosi nazwę spektrum mocy (ang. *power spectrum*). Spektrum mocy dane jest transformatą Fouriera opartą na funkcji generującej autokowariancję (ang. *autocovariance-generating function*). Dysponując ciągiem autokowariancji procesu słabo stacjonarnego  $\{\gamma_j\}_{j=-\infty}^{\infty}$ , który spełnia warunek bezwzględnej zbieżności, funkcję spektrum mocy można zapisać następująco (por. Hamilton 1994):

$$S_y(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma_j e^{-i\omega j} \text{ dla } \omega \in [-\pi, \pi], \quad (1)$$

gdzie  $\frac{2\pi}{\tau}$  jest częstotliwością odnoszącą się do okresu  $\tau$ .

Dla skończonej próby, estymator funkcji spektrum mocy, zwany periodogramem z próby (ang. *sample periodogram*), opiera się na empirycznych autokowariancjach  $\hat{\gamma}_j$  i można go zapisać w postaci (por. Hamilton 1994):

$$I_y(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{j=-(T-1)}^{T-1} \hat{\gamma}_j e^{-i\omega j} = \frac{1}{2\pi} [\hat{\gamma}_0 + 2 \sum_{j=1}^{T-1} \hat{\gamma}_j \cos(\omega j)] \text{ dla } \omega \in [-\pi, \pi]. \quad (2)$$

Periodogram jest funkcją parzystą, przyjmującą wartości nieujemne, z tego względu można ograniczyć dziedzinę częstotliwości do przedziału  $[0, \pi]$ . Estymator (2) jest z jednej strony asymptotycznie nieobciążony, z drugiej - niezgodny. Aby zredukować wariancję związaną z  $\omega$  do wygładzenia periodogramu można zastosować okna spektralne (np. Bartletta, Parzena). Periodogram pozwala określić, jaki jest udział wahań o zadanej częstotliwości w ogólnej wariancji procesu.

Analiza w dziedzinie częstotliwości dwóch stacjonarnych procesów stochastycznych (ang. *covariance-stationary*)  $\{x_t\}$  oraz  $\{y_t\}$  opiera się na funkcji cross-spectrum mocy (ang. *cross-spectrum*), która dana jest transformatą Fouriera ciągu cross-kowariancyjnego  $\{\gamma_{xy}^k\}_{k=-\infty}^{\infty}$  tych zmiennych (por. Hamilton 1994):

$$S_{yx}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \gamma_k^{yx} e^{-i\omega k} = c_{yx}(\omega) + iq_{yx}(\omega) \text{ dla } \omega \in [-\pi, \pi]. \quad (3)$$

Wyrażenie  $c_{yx}(\omega) = 2\pi^{-1} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \gamma_k^{yx} \cos(\omega k)$  nazywane jest co-spektrum i mierzy kowariancję cykli dwóch procesów o tej samej fazie, a  $q_{yx}(\omega) = -2\pi^{-1} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \gamma_k^{yx} \sin(\omega k)$  spektrum kwadraturowym i odnosi się do kowariancji pomiędzy składowymi poza fazą. Cross-spektrum przyjmuje zazwyczaj wartości zespolone, a co-spektrum i spektrum kwadraturowe stanowią jego część odpowiednio rzeczywistą i urojoną. Cross-spektrum mocy pozwala na zdefiniowanie trzech miar cross-spektralnych: wzmocnienia (ang. *gain*), przesunięcia fazowego (ang. *phase shift*) oraz koherencji (ang. *coherence*) pomiędzy dwoma procesami. Miary te można wyrazić następująco (por. Sargent 1987):

$$G_{yx}(\omega) = \frac{(c_{yx}^2(\omega) + q_{yx}^2(\omega))^{\frac{1}{2}}}{S_x(\omega)} \text{ dla } \omega \in [-\pi, \pi], \quad (4)$$

$$\varphi_{yx}(\omega) = \tan^{-1} \left( \frac{-q_{yx}(\omega)}{c_{yx}(\omega)} \right) \text{ dla } \omega \in [-\pi, \pi], \quad (5)$$

$$K_{yx}^2(\omega) = \frac{c_{yx}^2(\omega) + q_{yx}^2(\omega)}{S_y(\omega) S_x(\omega)} \text{ dla } \omega \in [-\pi, \pi], \quad (6)$$

gdzie  $S_x(\omega)$  oraz  $S_y(\omega)$  oznaczają odpowiednio spektrum mocy procesów  $\{x_t\}$  oraz  $\{y_t\}$ . Dodatkowa miara cross-spektralna, korelacja dynamiczna, została zaproponowana przez Croux i in. (1999):

$$\rho_{yx}(\omega) = \frac{c_{yx}(\omega)}{\sqrt{S_y(\omega) S_x(\omega)}} \text{ dla } \omega \in [-\pi, \pi]. \quad (7)$$

Wzmocnienie jest funkcją parzystą i przyjmuje wartości nieujemne. Jeżeli  $G_{yx}(\omega) > 1$  to badana zmienna  $x_t$  charakteryzuje się mniejszą amplitudą w stosunku do odchyłeń zmiennej referencyjnej  $y_t$  i odwrotnie dla  $G_{yx}(\omega) < 1$  (por. Skrzypczyński 2010). Przesunięcie fazowe wyrażone jest w radianach i pozwala określić, czy występują opóźnienia lub wyprzedzenia zmiennej  $y_t$  względem wahań  $x_t$  dla zadanej częstotliwości  $\omega$  - ujemna (dodatnia) wartość  $\varphi_{yx}(\omega)$  określa wyprzedzenie (opóźnienie). Koherencja przyjmuje wartości z przedziału  $[0,1]$  i mierzy siłę zależności liniowej w regresji zmiennej  $y_t$  względem

wyprzedzeń, opóźnień i wartości bieżących  $x_t$  dla danej częstości  $\omega$ . Wartości korelacji dynamicznej zawierają się w przedziale  $[-1,1]$  i pozwalają dodatkowo wnioskować o kierunku zależności jednoczesnych pomiędzy badanymi zmiennymi.

Metody analizy spektralnej umożliwiają wyodrębnienie wahań z określonego pasma częstotliwości. Do tego celu mógłby zostać wykorzystany „idealny” filtr pasmowo-przepustowy (ang. *band – pass filter*)  $y_t^c$ , którego zastosowanie wymaga jednak nieskończonej ilości obserwacji (por. Sargent 1987):

$$y_t^c = B(L)y_t \quad (8)$$

gdzie  $B(L) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} B_j L^j$  dla  $t = 1, 2, \dots, \infty$ ,  $B_{-j} = B_j$  oraz  $\sum_{j=-\infty}^{\infty} |B_j| < \infty$ .

Z tego względu w praktyce wykorzystuje się aproksymacje „idealnych” filtrów. Przykładami takich przybliżeń są filtry: BK Baxter - Kinga (1995) oraz CF Christiano – Fitzgeralda (2003).

W celu ekstrakcji składowych cyklicznych wykorzystano w pracy asymetryczny filtr pasmowo – przepustowy Christiano – Fitzgeralda. Filtr CF ma cechy wspólne filtrów HP Hodricka – Prescottta (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. Dla szeregu o skończonej liczbie obserwacji estymatorem komponentu  $\hat{y}_t^c$  z przedziału wahań o zadanej częstotliwości jest:

$$\hat{y}_t^c = \hat{B}_t(L)y_t, \quad (9)$$

$$\text{gdzie } \hat{B}_t(L) = \sum_{j=-(T-t)}^{t-1} \hat{B}_{j,t} L^j \quad (10)$$

dla  $t = 1, 2, \dots, T$  (por. Christiano – Fitzgerald 2003), 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 poprzez rozwiązanie problemu optymalizacyjnego postaci:

$$\min_{\hat{B}_{j,t}, j=-(T-t), \dots, t-1} E \left( \left( y_t^c - \hat{y}_t^c \right)^2 \middle| \{y_t\}_{t=1}^T \right), \quad (11)$$

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

### 3.2 Strukturalne modele szeregów czasowych – specyfikacja Watsona

Strukturalne modele szeregów czasowych nazwane są inaczej modelami nieobserwowalnych komponentów (ang. *unobserved components model*, *UC model*) lub modelami przestrzeni stanów (ang. *state space model*). Modele te pozwalają na dekompozycję szeregu czasowego na nieobserwowalne składowe, uwzględniając własności stochastyczne procesów je generujących. Model UC pozwala na dekompozycję szeregów czasowych na trend i cykl. W rozprawie przyjęto strukturę modelu zaproponowaną przez Watsona (1986):

$$\begin{aligned} Y_t &= T_t + C_t \\ T_t &= \mu + T_{t-1} + \varepsilon_t \\ C_t &= \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 C_{t-2} + \xi_t, \end{aligned} \quad (12)$$

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 powyższym modelu  $T_t$  jest procesem błędzenia losowego z dryfem  $\mu$ . Składowa cykliczna  $C_t$  jest natomiast stacjonarnym procesem AR(2). Składniki losowe pochodzące z równań trendu oraz komponentu cyklicznego są nieskorelowane. Parametry  $\mu, \sigma_\varepsilon^2, \phi_1, \phi_2, \sigma_\xi^2$  zostały w pracy oszacowane metodą największej wiarygodności przy zastosowaniu filtra Kalmana. Funkcja wiarygodności opiera się na dekompozycji błędu predykcji:

$$\ln L = -\frac{nT}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |f_{t|t-1}| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \eta'_{t|t-1} f_{t|t-1}^{-1} \eta_{t|t-1}, \quad (13)$$

gdzie  $\eta_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1}$  jest błędem predykcji, a  $f_{t|t-1} = \text{var}(f_{t|t-1})$  jest jego wariancją.

### 3.3 Modele z przełączaniem typu Markowa

Modele z przełączaniem typu Markowa (ang. *Markov-switching models*) należą do klasy modeli nieliniowych, które mogą być wykorzystane do modelowania cyklu koniunkturalnego. Hamilton (1989) zaproponował model z przełączaniem typu Markowa ze stałymi prawdopodobieństwami przejścia pomiędzy fazami cyklu koniunkturalnego (FTP, ang. *fixed transition probabilities Markov-switching model*) o uogólnionej postaci:

$$y_t = \begin{cases} \mu_0 + \Phi(L)(y_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) + \varepsilon_t & \text{jeśli reżim 0} \\ \mu_1 + \Phi(L)(y_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) + \varepsilon_t & \text{jeśli reżim 1,} \end{cases} \quad (14)$$

gdzie  $\Phi(L) = \phi_1 + \phi_2 L + \dots + \phi_r L^{r-1}$  jest operatorem opóźnień,  $\mu_{S_t} = \mu_0 + \mu_1 S_t$ ,  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ . Wraz ze zmianą reżimu  $S_t \in \{0,1\}$  zmienia się jedynie średnia wartość procesu, zaś parametry wielomianu opóźnień oraz wariancja składnika losowego pozostają bez zmian. Procesem sterującym zmianami reżimów jest łańcuch Markowa pierwszego rzędu:

$$P(S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_1 = s_1) = P(S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}). \quad (15)$$

W rozprawie rozważane są specyfikacje modeli z dwoma stanami odpowiadającymi osłabieniu i ożywieniu koniunktury. Zmienna reżimu ewoluuje zgodnie z procesem Markowa o stałych prawdopodobieństwach przejścia:

$$P(S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}) = \begin{bmatrix} q & 1-q \\ 1-p & p \end{bmatrix}, \quad (16)$$

gdzie  $p$  i  $q$  określają prawdopodobieństwa pozostania odpowiednio w okresie ożywienia i spowolnienia gospodarczego a  $1-p$  i  $1-q$  prawdopodobieństwa opuszczenia tych stanów. Taka postać modelu implikuje jednocześnie stały oczekiwany czas przebywania w danym reżimie.

W rozprawie do oszacowania parametrów wykorzystane zostało podejście Hamiltona (1989), opierające się na metodzie największej wiarygodności. Do wnioskowania o przynależności obserwacji do danej fazy cyklu koniunkturalnego wykorzystano prawdopodobieństwa wygładzone uzyskane za pomocą zaproponowanego przez Kima (1994) filtra typu *backward*, w którym algorytm wygładzający startuje z punktu końcowego całej dostępnej próby:



$$P(s_t | s_{t+1}, Y_T; \theta) = P(s_t | s_{t+1}, Y_t, Y_{t+1:T}; \theta) = \frac{f(Y_{t+1:T} | s_t, s_{t+1}, Y_t; \theta) P(s_t | s_{t+1}, Y_t; \theta)}{f(Y_{t+1:T} | s_{t+1}, Y_t; \theta)} = P(s_t | s_{t+1}, Y_t; \theta). \quad (17)$$

Jeśli uchyli się założenie o stałości prawdopodobieństw przejścia (por. Diebold, Lee, Weinbach 1994, Filardo 1994), dopuszczając ich zmienność w czasie (TVTP, ang. *time varying transition probabilities*) poprzez dopasowanie do zmieniających się warunków gospodarczych, wtedy przebieg zmiennej reżimu  $S_t$  kierowany jest przez proces Markowa:

$$P(S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}, Z_{t-1} = z_{t-1}) = \begin{bmatrix} q(z_{t-1}) & 1 - q(z_{t-1}) \\ 1 - p(z_{t-1}) & p(z_{t-1}) \end{bmatrix}, \quad (18)$$

gdzie zmienna  $Z_{t-1}$  stanowi wskaźnik koniunktury, a prawdopodobieństwa przejścia  $p(z_{t-1})$  i  $q(z_{t-1})$  zmieniają się zgodnie z przebiegiem funkcji logistycznej:

$$p(z_{t-1}) = \frac{\exp(p_0 + p_1 z_{t-1})}{1 + \exp(p_0 + p_1 z_{t-1})}, \quad (19)$$

$$q(z_{t-1}) = \frac{\exp(q_0 + q_1 z_{t-1})}{1 + \exp(q_0 + q_1 z_{t-1})}. \quad (20)$$

Parametry  $p_0$  oraz  $q_0$  oznaczają stałe a  $p_1$  oraz  $q_1$  zmienne części wartości prawdopodobieństwa, że dany stan przetrwa odpowiednio dla okresu ożywienia i spowolnienia gospodarczego. Jeśli parametry  $p_1$  oraz  $q_1$  mają przeciwne znaki, prawdopodobieństwa pozostania odpowiednio w okresie poprawy i pogorszenia koniunktury gospodarczej będą zmieniać się w przeciwnym kierunku w stosunku do wahań zmiennej  $Z_{t-1}$ . Taka interpretacja jest zgodna z intuicją.

Jednym z nurtów badań cykli koniunkturalnych jest zależność prawdopodobieństwa przejścia od czasu przebywania gospodarki w danej fazie koniunktury (por. Durland, McCurdy 1994, Layton, Smith 2007). W tym przypadku zmienna  $Z_{t-1}$  przyjmuje wartości odpowiadające czasowi trwania bieżącej fazy cyklu. Ujemny znak przy parametrach  $p_1$  lub  $q_1$  oznacza, że prawdopodobieństwo przejścia do fazy kolejnej, odpowiednio dla ożywienia lub spowolnienia aktywności gospodarczej, zwiększa się (wraz z wydłużaniem czasu trwania bieżącej fazy prawdopodobieństwo pozostania w niej zmniejsza się).

## **4. Wybrane wyniki badań**

### **4.1 Wprowadzenie**

Charakterystyka procesów cyklicznych została przeprowadzona na podstawie zmiennych opisujących aktywność gospodarczą różnych sektorów. Pod uwagę wzięto nie tylko dane kwartalne z rachunków narodowych (od strony wytwarzania), ale również dane branżowe o częstotliwości miesięcznej, które są bardziej wrażliwe na zmiany koniunktury. Kryterium doboru były: dostępność szeregów czasowych począwszy od 1995 roku oraz danych spójnych metodycznie w zakresie dostępnej próby. Dane obejmowały kwartalne szeregi czasowe wartości dodanej brutto: ogółem, w budownictwie, transporcie, handlu i naprawach oraz miesięcznej produkcji sprzedanej w przemyśle: ogółem, w przetwórstwie przemysłowym, dóbr konsumpcyjnych trwałych, dóbr konsumpcyjnych nietrwałych, dóbr zaopatrzeniowych, dóbr inwestycyjnych oraz dóbr związanych z energią, a także produkcji energii elektrycznej. Szeregi kwartalne obejmowały okres od I kw. 1995 r. do IV kw. 2011 r., z wyjątkiem wartości dodanej w handlu i naprawach oraz transporcie, dla których ostatnia obserwacja przypadła na III kw. 2011 r. Próba dla danych miesięcznych obejmowała okres od stycznia 1995 r. do stycznia 2012 r. Oprócz wyżej wymienionych zmiennych brano pod uwagę także inne indykatory wahań koniunktury, które jednak nie spełniły kryteriów doboru.

### **4.2 Cykle odchyleń (dane kwartalne)**

Pełny obraz wahań koniunkturalnych oddaje analiza procesów cyklicznych poszczególnych sektorów gospodarki. Rysunek 1 przedstawia zestawienie składowych cyklicznych uzyskanych na podstawie filtra CF oraz modelu UC na tle chronologii cykli wartości dodanej.

Datowanie punktów zwrotnych uzyskanych na podstawie filtra CF oraz modelu UC wykonano w pakiecie BUSY (por. Fiorentini i in. 2003). Górne i dolne punkty zwrotne odpowiadają maksimum i minimum lokalnym w sąsiedztwie dwóch obserwacji. Przy wyznaczaniu zwrotów koniunktury przyjęto regułę, według której faza cyklu powinna trwać co najmniej 2 kwartały, a cały cykl co najmniej 1,5 roku. Szczegółową identyfikację faz oraz punktów zwrotnych cykli zawiera Tabela 1.

Rysunek 1. Składowe cykliczne oszacowane za pomocą filtra Christiano-Fitzgeralda (CF) oraz modelu nieobserwowalnych komponentów (UC) na tle okresów spowolnienia wartości dodanej wyznaczonych na podstawie tych metod.

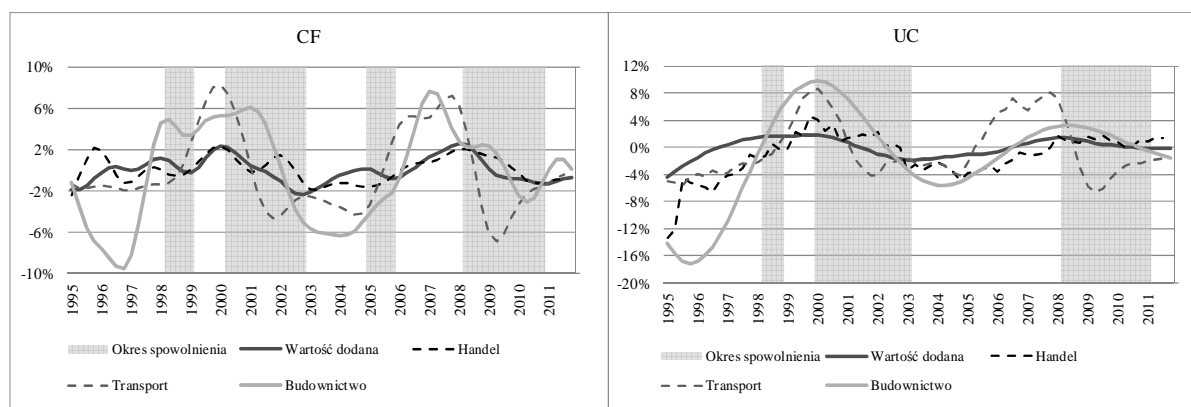


Tabela 1. Charakterystyka wahań cyklicznych – analiza sektorowa (dane kwartalne).

Zmienna	Metoda pomiaru	Punkty zwrotne		Liczba cykli	Przeciętna długość cyklu (w latach)	Przeciętna długość fazy (w kwartałach)		Odchylenie standardowe cyklu	Odchylenie standardowe fazy	
		Górny	Dolny			Ekspansja	Spowolnienie		Ekspansja	Spowolnienie
Wartość dodana	CF	1Q1998 1Q2000 4Q2004 1Q2008	1Q1999 4Q2002 4Q2005 4Q2010	4	3,8	7,6	7,5	1,2	1,3	1,2
	UC	4Q1999 1Q2008	1Q2003 1Q2011	2	6,7	14,3	12,5	1,4	1,5	1,1
Budownictwo	CF	1Q2001 1Q2007 2Q2011	4Q1996 1Q2004 2Q2010	3	4,9	11,0	8,8	4,7	4,5	4,7
	UC	1Q2000 2Q2008	4Q1995 2Q2004	2	7,0	16,5	11,7	6,9	7,2	6,7
Handel	CF	4Q1995 1Q2000 1Q2002 2Q2008	4Q1996 1Q2001 2Q2003 3Q2010	4	3,6	9,0	5,5	1,2	1,3	1,2
	UC	4Q1999 3Q2009	4Q2004 2Q2010	2	6,5	14,7	11,5	3,3	3,6	2,5
Transport	CF	1Q1996 1Q2000 4Q2002 4Q2007	4Q1996 4Q2001 3Q2004 2Q2009	4	3,6	8,8	5,8	4,0	3,9	3,9
	UC	1Q2000 1Q2003 4Q2007	4Q2001 4Q2004 2Q2009	3	4,6	11,8	6,7	4,4	4,5	4,2

Na podstawie filtra CF można wnioskować, że w latach 1995-2012 wystąpiły 4 cykle w wahaniami wartości dodanej, trwające przeciętnie ok. 3,8 lat. Natomiast w wahaniami cyklicznych wartości dodanej zidentyfikowanych na podstawie modelu UC, w rozważanym okresie wystąpiły 2 cykle o przeciętnym czasie trwania 6,7 lat. Jednakże te cykle wydają się być pozorne, biorąc pod uwagę rezultaty pozostałych badań zaprezentowanych w rozprawie oraz w porównaniu z wynikami innych autorów. Po pierwsze, fluktuacje cykliczne wartości dodanej w Polsce wydają się być determinowane przez wahania w przemyśle (cykle o średniej długości). Po drugie, długie cykle mogą być wynikiem działania zewnętrznej aktywności gospodarczej (por. Wyrobek, Stanczyk 2012).

Warto zauważyć, że wahania cykliczne w poszczególnych sektorach różnią się ze względu na występowanie punktów zwrotnych (minima i maksima lokalne) oraz amplitudę wahań, wyznaczoną przez odchylenia wyrażone na skali procentowej (por. Tabela 1 oraz Rysunek 1).

Biorąc pod uwagę wyznaczone punkty zwrotne oraz pozostałe charakterystyki składowych cyklicznych można stwierdzić, że występujące w budownictwie wahania cykliczne są relatywnie najdłuższe w porównaniu do cykli wartości dodanej, przemysłu, handlu oraz transportu i trwają przeciętnie 5 oraz 7 lat (odpowiednio według filtra CF oraz modelu UC). Budownictwo odznacza się relatywnie najwyższą amplitudą wahań i asymetrią faz ze względu na czas trwania oraz amplitudę. Cykle uzyskane na podstawie filtra CF oraz modelu UC charakteryzują się dłuższym czasem trwania fazy ekspansji niż spowolnienia. Amplitudy cykli uzyskanych na podstawie modelu UC są w okresie ożywienia aktywności wyższe niż podczas spowolnienia, a filtr CF wykazuje nieznacznie wyższe wahania podczas fazy spowolnienia.

Wahania cykliczne w handlu, są najbardziej zbliżone do przebiegu wartości dodanej i trwają przeciętnie 3,5 oraz 6,5 roku odpowiednio dla filtra CF oraz modelu UC. Podobnie jak w budownictwie cykle zidentyfikowane za pomocą filtra CF oraz modelu UC wskazują, że ekspansja trwa przeciętnie dłużej niż spowolnienie. Amplituda wahań jest zbliżona do odchylenia wartości dodanej.

W transporcie cykle trwają przeciętnie 3,5 oraz 4,5 lat odpowiednio według filtra CF oraz modelu UC, a ich amplitudy są wyższe wobec wahań wartości dodanej oraz handlu i niższe niż w budownictwie. Cykle charakteryzuje asymetria faz ze względu na czas trwania. Niezależnie od metody pomiaru faza spowolnienia trwa krócej niż ożywienia.

Fazy spowolnienia cykli wyznaczonych na podstawie modelu UC odznaczają się mniejszymi wahaniami niż okresy ożywienia, podczas gdy dla filtra CF amplitudy są symetryczne.

W waniach koniunkturalnych w Polsce dominują cykle najdłuższe. Najbardziej widoczne zmiany gęstości spektralnej spowodowane kryzysem dotyczą w szczególności cykli o niższych częstotliwościach. Rozkład gęstości spektralnej składowych cyklicznych najmocniej został zmieniony w przypadku budownictwa, następnie transportu, a w dalszej kolejności wartości dodanej i handlu.

### 4.3 Cykle stóp wzrostu (dane kwartalne)

Punktem wyjścia analizy cykli stóp wzrostu są oszacowania parametrów modeli FTP dla wartości dodanej oraz poszczególnych sektorów (por. Tabela 2). Parametry  $\mu_0$  i  $\mu_1$ ,  $\phi_i$  oraz  $\sigma^2$  oznaczają odpowiednio średnią stopę wzrostu w fazie spowolnienia i ożywienia, parametr autoregresyjny rzędu  $i$  oraz wariancję składnika losowego. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowanych parametrów.

Tabela 2. Oszacowania parametrów modeli FTP oraz charakterystyki cykli różnych sektorów – dane kwartalne.

Parametr/Zmienna	Wartość dodana	Budownictwo	Transport	Handel
$\mu_0$	2,80 (0,40)	-2,20 (1,93)	-4,69 (1,46)	2,38 (0,50)
$\mu_1$	6,24 (0,53)	9,23 (1,62)	5,76 (0,62)	5,68 (0,35)
$\phi_1$	0,12 (0,16)	0,38 (0,12)	-0,05 (0,14)	0,12 (0,14)
$\phi_2$	0,02 (0,14)			-0,19 (0,14)
$\phi_3$	0,40 (0,14)			-0,03 (0,13)
$\phi_4$				-0,27 (0,12)
$\sigma^2$	1,29 (0,15)	5,60 (0,54)	4,42 (0,42)	2,04 (0,21)
q	0,88 (0,05)	0,94 (0,05)	0,80 (0,12)	0,91 (0,07)
p	0,73 (0,11)	0,98 (0,02)	0,96 (0,03)	0,94 (0,05)

Uwaga: Przeciętny czas trwania fazy oraz cyklu zostały obliczone po narzuceniu reguły datowania. Z tego względu mogą one nieznacznie odbiegać od oczekiwanego czasu trwania poszczególnych faz, który można wyznaczyć na podstawie prawdopodobieństw przejścia.

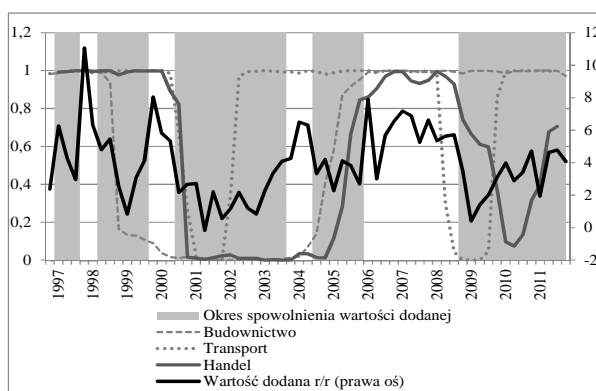
Roczna stopa wzrostu wartości dodanej w fazie spowolnienia wynosi 2,8%, w okresie ożywienia wzrasta do ok. 6,2%. Ze względu na wysokie wartości prawdopodobieństw pozostania w fazie spadkowej lub wzrostowej (odpowiednio parametry q i p), cykl jest wyraźnie identyfikowalny. Dla wartości dodanej prawdopodobieństwo pozostania w fazie spowolnienia jest wyższe niż ożywienia i wynosi odpowiednio 0,88 oraz 0,73. Handel

oraz wartość dodana ogółem charakteryzuje zbliżona wartość amplitud dla obu faz. W trakcie spowolnienia roczne tempo wzrostu aktywności gospodarczej w handlu spowalnia przeciętnie do blisko 2,4% wobec ok. 5,7% w fazie ożywienia. Podobne zjawisko występuje w przypadku wahań w budownictwie i transporcie, choć tu amplituda jest wyższa w porównaniu do wartości dodanej. Także w tych dwóch sektorach w fazie spowolnienia aktywności gospodarczej występują absolutne spadki poziomu o 2,2% oraz 4,7% w ujęciu rocznym, odpowiednio w budownictwie oraz transporcie.

Prawdopodobieństwa pozostania w bieżącej fazie koniunktury w okresie następnym są wysokie. Zarówno w budownictwie, transporcie, jak i handlu prawdopodobieństwo pozostania w okresie pomyślnej koniunktury jest wyższe niż w okresie spowolnienia. Najwyższe prawdopodobieństwo przejścia z fazy spadkowej do wzrostowej występuje w transporcie. Istnieje 20% szans na zmianę reżimu. W handlu czas trwania poszczególnych faz cyklu nie różni się istotnie, natomiast w budownictwie i transporcie występuje asymetria. W budownictwie faza spadkowa trwa 25 kwartałów, a w transporcie tylko 6, podczas gdy faza wzrostowa trwa odpowiednio blisko 19 oraz 17 kwartałów. Powyższe wnioski wynikają również z miar przeciętnego czasu trwania poszczególnych faz wyznaczonych po identyfikacji punktów zwrotnych analizowanych zmiennych.

Rysunek 2 ilustruje prawdopodobieństwo, że wahania aktywności w różnych sektorach, znajdowały się w danym okresie w fazie ożywienia. Zaciemniony obszar odpowiada okresom pogorszenia sytuacji gospodarczej, odzwierciedlonej w wahaniami wartości dodanej. Warto zauważyć, że przebieg prawdopodobieństw w poszczególnych sektorach różni się.

Rysunek 2. Prawdopodobieństwo wystąpienia ożywienia na tle rocznych przyrostów logarytmów naturalnych oraz okresów spowolnienia wartości dodanej.



Daty punktów zwrotnych oraz statystyki opisowe cykli w poszczególnych sektorach prezentuje Tabela 3. Przeporządkowanie obserwacji do fazy spowolnienia nastąpiło w przypadku, gdy wygładzone prawdopodobieństwo znalezienia się w danej fazie cyklu było mniejsze niż 0,5. W pozostałych przypadkach uznano, że gospodarka znajdowała się w fazie pomyślnej koniunktury. Dodatkowo warunki dla czasu trwania cyklu oraz poszczególnych faz były zgodne z przyjętymi dla cykli uzyskanych na podstawie filtra CF oraz modelu UC - faza cyklu powinna trwać co najmniej 2 kwartały, a cały cykl co najmniej 1,5 roku.

Na podstawie wyznaczonych punktów zwrotnych (por. Tabela 3) oraz prawdopodobieństw znalezienia się w określonej fazie cyklu (por. Rysunek 2) można wnioskować, że w latach 1996-2012 wystąpiło 5 niepełnych cykli wartości dodanej, trwających przeciętnie odpowiednio blisko 3,5 roku. Faza spadkowa wartości dodanej trwa przeciętnie ok. 2 lat i jest dłuższa od fazy wzrostowej. Budownictwo charakteryzuje się cyklicznością o najniższej częstotliwości – w latach 1996-2012 odnotowano w tym sektorze niespełna 2 cykle (11-letnie), podczas gdy w transporcie i handlu wystąpiły niecałe 3 cykle (5,5-6 letnie). Ponadto transport, budownictwo oraz handel wydają się być niewrażliwe na szoki zewnętrzne - kryzys rosyjski oraz akcesję do UE.

Tabela 3. Charakterystyka cykli poszczególnych sektorów.

Zmienna	Punkty zwrotne		Liczba cykli	Przeciętna długość cyklu (w latach)	Przeciętna długość fazy (w kwartałach)		Odchylenie standardowe cyklu	Odchylenie standardowe fazy	
	Górny	Dolny			Ekspansja	Spowolnienie		Ekspansja	Spowolnienie
Wartość dodana	1Q1998 2Q2000 2Q2004 3Q2008	3Q1997 3Q1999 3Q2003 4Q2005 4Q2011	4,5	3,3	4,8	8,4	2,2	1,6	1,4
Budownictwo	3Q1998 4Q2011	4Q2004	1,5	11,0	19,0	25,0	8,4	6,3	5,6
Handel	3Q2000 3Q2009 3Q2011	2Q2005 1Q2011	2,5	6,0	11,3	12,5	2,7	2,0	2,3
Transport	3Q2000 1Q2008 3Q2011	1Q2002 3Q2009	2,5	5,7	16,7	6,0	6,0	4,6	3,2

Wyniki oszacowań modeli TVTP zależnymi od czasu trwania faz cyklu przedstawia Tabela 4. Test ilorazu wiarygodności, pozwolił na odrzucenie hipotezy o stałych prawdopodobieństwach przejścia na rzecz ich zmienności w czasie dla wartości dodanej ogółem, w transporcie oraz handlu. Pomimo to, dla żadnego szeregu czasowego parametry

przy zmiennej odpowiadającej czasowi trwania faz cyklu nie były istotne (parametry  $\mu_1$  oraz  $\phi_1$ ). Nie potwierdza się zatem, iż wraz z wydłużaniem czasu trwania bieżącej fazy cyklu zmiana podlega także prawdopodobieństwo przejścia do fazy następnej.

Dla gospodarki amerykańskiej uzyskano inne wyniki. Durland, McCurdy (1994) stwierdzili, że prawdopodobieństwo zmiany fazy wzrasta wraz z wydłużaniem się recesji. Layton, Smith (2007) uwzględnili w modelu dodatkowo dwie zmienne objaśniające będące wskaźnikami wyprzedzającymi. W rezultacie okazało się, że czas trwania bieżącej fazy determinuje nie tylko prawdopodobieństwo wyjścia z recesji, ale także z ekspansji.

Tabela 4. Oszacowania parametrów modeli z prawdopodobieństwami zależnymi od czasu trwania poszczególnych faz cyklu – dane kwartalne.

Parametr/Zmienna	Wartość dodana	Budownictwo	Transport	Handel
$\mu_0$	2,38 (0,55)	-2,5 (1,97)	-6,15 (3,66)	1,98 (0,76)
$\mu_1$	5,02 (0,61)	9,74 (1,81)	4,16 (1,86)	4,99 (0,74)
$\phi_1$	0,21 (0,19)	0,36 (0,16)	0,68 (0,10)	0,63 (0,17)
$\phi_2$	0,17 (0,16)			-0,02 (0,26)
$\phi_3$	0,00 (0,15)			-0,38 (0,20)
$\phi_4$				0,39 (0,14)
$\sigma^2$	1,37 (0,17)	5,85 (0,61)	4,35 (0,44)	1,82 (0,19)
q0	20,59 (0,76)	5,38 (71,16)	18,1 (192,78)	-30,6 (15885,0)
q1	-14,87 (413,82)	-8,09 (202,79)	23,34 (348,01)	-36,69 (19734,04)
p0	2,58 (0,61)	5,25 (35,42)	42,85 (683,67)	113,37 (1117,2)
p1	0,68 (0,76)	-5,43 (100,99)	16,09 (256,96)	-169,95 (1660,2)
LR*	6,3	1,5	32,0	9,2

Uwaga:  $\chi^2 = 5,99$  - statystyka chi-kwadrat dla testu z dwoma restrykcjami przy poziomie istotności 0,05.

#### 4.4 Cykl koniunkturalny w Polsce – analiza porównawcza (dane miesięczne oraz kwartalne)

Analiza procesów cyklicznych w gospodarce Polski objęła szerokie spektrum aktywności gospodarczej reprezentowanej przez wybrane sekcje rynkowe gospodarki narodowej, obejmujące blisko 60% wartości dodanej. Uzupełnienie stanowi analiza fluktuacji produkcji sprzedanej przemysłu przetwórczego oraz według głównych grupowań obejmująca produkcję dóbr: konsumpcyjnych trwałych, konsumpcyjnych nietrwałych, inwestycyjnych, zaopatrzeniowych oraz związanych z energią. Wnioski o aktywności gospodarczej w Polsce, wyciągnięte na podstawie cykli odchylen oraz stóp wzrostu, są dość zbieżne.



Procesy cykliczne w gospodarce Polski determinowane są poprzez nakładanie się na siebie cykli o wyższej częstotliwości (3-4 – letnich) oraz cykli dłuższych (8,5 – letnich). W kształtowaniu się fluktuacji koniunkturalnych ważną rolę odgrywają także wahania najkrótsze, ok. 1,5-2 – letnie. Cykl koniunkturalny w Polsce przejawia odmienny wzorzec w zależności od sektora gospodarki – wahania różnią się ze względu na amplitudę, czas trwania oraz momenty występowania punktów zwrotnych.

Budownictwo, transport oraz handel odznaczają się innym wzorcem wahań cyklicznych niż wartość dodana ogółem. Wahania aktywności w transporcie zdają się być wyprzedzające, a w budownictwie opóźnione wobec fluktuacji wartości dodanej. Budownictwo jest sektorem o najniższej częstotliwości cykli i jednocześnie o największej amplitudzie wahań. Wahania składowej cyklicznej handlu są najbardziej zbliżone do odchyleń wartości dodanej, podczas gdy amplitudy w budownictwie oraz transporcie są większe.

Dla cykli stóp wzrostu w budownictwie oraz transporcie w fazie spowolnienia występują absolutne spadki poziomu, w odróżnieniu od wartości dodanej ogółem, gdzie w okresie dekoniunktury ma miejsce spowolnienie tempa wzrostu. W cyklach stóp wzrostu budownictwa oraz transportu uwidacznia się asymetria faz, zarówno ze względu na czas trwania jak i amplitudę. Aktywność gospodarcza w budownictwie, transporcie oraz handlu zdaje się być odporna na szoki zewnętrzne – kryzys rosyjski oraz przyjęcie Polskie do Unii Europejskiej, w przeciwieństwie do sektora przemysłu. O tych różnicach zmienności wartości dodanej zdają się decydować wahania aktywności w przemyśle, która stanowi ok. 25% wartości dodanej.

Aktywność przemysłu determinowana jest przez wahania w przemyśle przetwórczym, w szczególności dóbr zaopatrzeniowych i inwestycyjnych (popyt przedsiębiorstw). Przebieg wahań cyklicznych produkcji dóbr nietrwałych, dóbr związanych z energią oraz produkcji energii elektrycznej jest odmienny od fluktuacji w przemyśle. Produkcja energii elektrycznej jest wyprzedzająca wobec przemysłu, w szczególności dla cykli odchyleń. Względem przemysłu amplituda wahań produkcji dóbr trwałych, inwestycyjnych oraz zaopatrzeniowych jest wyższa, a produkcji energii elektrycznej oraz dóbr nietrwałych niższa. Amplituda wahań produkcji dóbr inwestycyjnych jest relatywnie najwyższa, a produkcji energii elektrycznej najniższa. Najbardziej zbliżoną amplitudę wahań do przemysłu mają przemysł przetwórczy oraz produkcja dóbr związanych z energią. Dla cykli odchyleń fluktuacje dóbr inwestycyjnych, dóbr zaopatrzeniowych oraz dóbr związanych z energią są asymetryczne

zarówno ze względu na długość faz oraz amplitudę - spowolnienie przebiega bardziej gwałtownie w porównaniu z okresem ekspansji. W przypadku cykli stóp wzrostu takim rodzajem asymetrii charakteryzują się produkcja w przemyśle, przemyśle przetwórczym oraz dóbr zaopatrzeniowych.

Analiza w dziedzinie częstotliwości potwierdza, z pewnymi wyjątkami, wnioski uzyskane na podstawie analizy w czasie. Dla cykli stóp wzrostu sprawdzono, czy zasadne jest oczekiwanie na szybsze przejście do kolejnej fazy cyklu wraz z wydłużaniem się czasu trwania bieżącej fazy. Ostatecznie, nie należy oczekiwać przejścia do kolejnej fazy cyklu wraz z wydłużaniem się czasu trwania bieżącej fazy.

Okres kryzysu w największym stopniu miał wpływ na cykle najdłuższe, a spektrum zmieniło się najbardziej w przypadku budownictwa, dóbr inwestycyjnych oraz zaopatrzeniowych. We wszystkich sektorach oprócz transportu i handlu nastąpiło zmniejszenie korelacji względem zmiennych referencyjnych manifestując się głównie zwiększeniem amplitud, wynikającej z podwyższonej zmienności podczas kryzysu. W handlu nastąpiło umocnienie wahań względem fluktuacji wartości dodanej polegające na zmniejszeniu amplitudy.

Przeprowadzona analiza pozwoliła na sformułowanie wniosków dotyczących odmiennego ujęcia wahań cyklicznych: cykli stóp wzrostu oraz cykli odchyłeń. Po pierwsze, cykle stóp wzrostu charakteryzuje wyższa amplituda. Po drugie, w ramach cykli odchyłeń wyniki uzyskane na podstawie filtra CF i modeli UC są dość zbliżone. Największe różnice w przebiegu wahań cykli odchyłeń wykazują fluktuacje wartości dodanej oraz budownictwa. Po trzecie, analiza periodogramów poszczególnych zmiennych pozwala sądzić, że o waniach cykli odchyłeń częściej decydują cykle o niskiej częstotliwości ok. 8,5 – letnie, a następnie cykle 3-4 – letnie, podczas gdy dla cykli stóp wzrostu wpływ cykli długich i o średniej długości jest bardziej zrównoważony.

## **5. Podsumowanie**

Wykorzystane do badania metody wraz z odpowiednio dobranymi wskaźnikami aktywności gospodarczej pozwoliły kompleksowo scharakteryzować procesy cykliczne zachodzące w gospodarce Polski. Przeprowadzona analiza empiryczna, polegająca na wyodrębnieniu składowych procesów cyklicznych, wyznaczeniu punktów zwrotnych oraz identyfikacji prawidłowości w cyklu koniunkturalnym w Polsce po roku 1995, pozwala wnioskować,

że cechy cyklu koniunkturalnego w Polsce są zbliżone do wahań koniunkturalnych krajów wysoko gospodarczo rozwiniętych.

Fluktuacje wskaźników aktywności gospodarczej w Polsce podlegają różnym wzorcom cykliczności - wahania różnią się ze względu na amplitudę, czas trwania oraz występowanie punktów zwrotnych. Handel, budownictwo oraz transport charakteryzuje odmienny wzorzec cykliczności niż wartości dodanej. Aktywność w transporcie jest wyprzedzająca, a w budownictwie opóźniona względem wartości dodanej. Wydaje się, że wahania w przemyśle oraz budownictwie determinują zmienność wartości dodanej. Koniunktura w przemyśle warunkowana jest przez fluktuacje w przemyśle przetwórczym, w szczególności w przemysłach produkujących dobra inwestycyjne i zaopatrzeniowe.

Fazy cykli produkcji dóbr inwestycyjnych, dóbr zaopatrzeniowych oraz dóbr związanych z energią wykazują asymetrię – spowolnienie trwa krócej i jego zakres wahań jest większy niż podczas ożywienia. Produkcja dóbr nietrwałych, dóbr związanych z energią oraz energii elektrycznej wykazuje relatywnie najwyższą desynchronizację z wahaniami przemysłu. Produkcja energii elektrycznej jest wyprzedzająca względem wahań przemysłu i można ją traktować jako wyprzedzający wskaźnik koniunktury, mogący sygnalizować nadchodzące osłabienie aktywności gospodarczej.

Pierwsze sygnały o załamaniu aktywności gospodarczej pojawiają się w produkcji energii elektrycznej, a następnie słabnącej koniunkturze w transporcie i dalej w przemyśle, w szczególności osłabieniu popytu przedsiębiorstw na dobra inwestycyjne i zaopatrzeniowe, co następnie może przyczynić się do osłabienia aktywności w budownictwie.

Procesy gospodarcze w Polsce determinowane są przez nakładanie się cykli o wyższej częstotliwości 3,0-4,0 – letnich na cykle dłuższe 8,5 – letnie oraz cykle nawet powyżej 10 lat charakteryzujące aktywność gospodarczą w budownictwie. Znaczącą rolę odgrywają także wahania krótkookresowe (1,5-2 – letnie). W latach 1996-2011 można wyróżnić 4 cykle. Ostatnie spowolnienie nie pozostało bez wpływu na wahania koniunkturalne w Polsce. Największe zmiany dotyczyły cykli w budownictwie, dóbr inwestycyjnych oraz zaopatrzeniowych, a w większości sektorów cykli o najniższych częstotliwościach. Po kryzysie korelacja wahań ze zmiennymi referencyjnymi uległa osłabieniu w wielu sektorach manifestując się zwiększeniem amplitudy.

Marta Skarpińska

## **6. Struktura rozprawy doktorskiej**

Wstęp

Rozdział 1. Cykl koniunkturalny oraz metody jego pomiaru

- 1.1. Koncepcje i cechy morfologiczne cyklu koniunkturalnego
- 1.2. Teorie cykli koniunkturalnych
- 1.3. Mierniki aktywności gospodarczej
- 1.4. Metody pomiaru wahań koniunkturalnych i wyznaczania punktów zwrotnych

Rozdział 2. Metody analizy cyklu odchyłeń

- 2.1. Wprowadzenie
- 2.2. Analiza spektralna i filtr Christiano-Fitzgeralda
- 2.3. Modele nieobserwowalnych komponentów
- 2.4. Podsumowanie

Rozdział 3. Metody analizy cyklu stóp wzrostu

- 3.1. Wprowadzenie
- 3.2. Modele z przełączaniem typu Markowa ze stałymi prawdopodobieństwami
- 3.3. Modele z przełączaniem typu Markowa ze zmiennymi prawdopodobieństwami
- 3.4. Podsumowanie

Rozdział 4. Procesy cykliczne w gospodarce polskiej

- 4.1. Badania z zakresu wahań koniunkturalnych w Polsce
- 4.2. Analiza zbioru danych
- 4.3. Cykle odchyłeń
- 4.4. Cykle dynamik
- 4.5. Cykl koniunkturalny w Polsce – analiza porównawcza

Zakończenie

Spis literatury

Spis rysunków

Spis tabel

Aneks 1. Opis i źródła pochodzenia danych

Aneks 2. Wybrane wskaźniki aktywności gospodarczej w Polsce

Aneks 3. Mierniki aktywności gospodarczej i przyczyny nieuwzględnienia ich w analizach

Aneks 4A. Analiza cross-spektralna (filtr CF)

Aneks 4B. Analiza cross-spektralna (model UC)

Abstract. Cyclical processes in the Polish economy

## 7. Literatura

1. Adamowicz E., Dudek S., Pachucki D., Walczyk K. (2008), Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy euro w kontekście struktury tych gospodarek, Instytut Rozwoju Gospodarczego, Szkoła Główna Handlowa.
2. Albert J., Chib S. (1993), Bayesian inference via Gibbs sampling of autoregressive time series subject to Markov mean and variance shifts, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, No. 1, 1-15.
3. Baxter M., King R. G. (1995), *Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*, NBER Working Paper, No. 5022, National Bureau of Economic Research.
4. Bell W., Hillmer S. (1991), Initializing the Kalman Filter for Nonstationary Time Series Models, *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 12, No. 4, s. 283-300.
5. Bruzda J. (2011), Business cycle synchronization according to wavelets – the case of Poland and the euro zone member countries, *Bank i Kredyt*, Vol. 42, No. 3, s. 5-32.
6. Burns A. F., Mitchell W. C. (1946), *Measuring Business Cycle*, Studies in Business Cycles, National Bureau of Economic Research.
7. Christiano L. J., Fitzgerald T. J. (2003), The Band Pass Filter, *International Economic Review*, Vol. 44, No. 2, 435-465.
8. Clark P. K. (1987), The Cyclical Component of U.S. Economic Activity, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, No. 4, s. 797-814.
9. Croux C., Forni M., Reichlin L. (2001), A measure of comovement for economic variables: theory and empirics, *The Review of Economics and Statistics*, 83(2), 232-241.
10. 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*, Vol. 39, No. 1, s. 1-38.
11. Diebold F. X., Lee J-H., Weinbach G. (1994), Regime switching with time-varying transition probabilities, in *Non-stationary time series analysis and cointegration*, ed. C. Hargreaves, Oxford University Press, Oxford, U.K.
12. Diebold F. X., Rudebusch G. D. (1990), A Nonparametric Investigation of Duration Dependence in the American Business Cycle, *Journal of Political Economy*, vol. 98, s. 596-616.
13. Diebold F. X., Rudebusch G. D. (1996), Measuring business cycles: A modern perspective, *The Review of Economics and Statistics*, 78, 67-77.
14. Diebold F. X., Rudebusch G., Sichel D. (1993), Further Evidence on Business Cycle Duration Dependence w: *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, Stock J. H., Watson M. W., University of Chicago Press, Chicago.
15. Drozdowicz-Bieć M. (2012), *Cykle i wskaźniki koniunktury*, Wydawnictwo Poltext, Warszawa.
16. Dudek S., Pachucki D. (2010), Unobserved Component Model with Observed Cycle, Use of BTS Data for Short-term Forecasting of Manufacturing Production, 30<sup>th</sup> CIRET Conference, New York, October 2010.

17. Durland M. J., McCurdy T.H. (1994), Duration-dependent transitions in a Markov Model of US GNP growth, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, s. 279-288.
18. Ferrara L. (2006), A Real-time Recession Indicator for the Euro Area, MPRA, Working Paper 4042.
19. Fic T. (2007), Cykl koniunkturalny w Polsce. Wnioski z modeli Markowa, 7 Warsztaty doktorskie z zakresu ekonometrii i statystyki, w: *Metody ilościowe w naukach ekonomicznych*, SGH, Warszawa
20. Filardo A. J. (1994), Business-cycle phases and their transitional dynamics, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 12, No. 3, 299-308.
21. Filardo A. J., Gordon S. F. (1998), Business cycle durations, *Journal of Econometrics*, 85, 99-123.
22. Fiorentini G., Planas Ch., Caporello G. (2003), *Busy Program: User Manual*, <http://ipsc.jrc.ec.europa.eu/fileadmin/repository/sfa/finepro/software/BUSY-manual0603.pdf>.
23. Gradzewicz M., Growiec J., Hagemeyer J., Popowski P. (2010), Cykl koniunkturalny w Polsce – wnioski z analizy spektralnej, *Bank i Kredyt*, Vol. 41, No. 5, s. 41-76.
24. Hamilton J. (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica*, vol. 57, s. 357-384.
25. Hamilton J. (1990), Analysis of time series subject to changes in regime, *Journal of Econometrics*, Vol. 45, s. 39-70.
26. Hamilton J. (1994), *Time series analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
27. Hodrick R. J., Prescott E. C. (1997), Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and banking*, Vol. 29, No. 1, s. 1-16.
28. Hübner D., Lubiński M., Małecki W., Makowski Z. (1994), *Koniunktura gospodarcza*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
29. Kalman R. E. (1960), A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems, *Transactions of the ASME - Journal of Basic Engineering*, D82, s. 35-45.
30. Kęłowski P., Welfe A. (2004), The ADF-KPSS test of joint confirmation hypothesis of unit autoregressive root, *Economics Letters*, Vol. 85, No. 2, 257-263.
31. Kim C. J. (1994), Dynamic linear models with Markov-switching, *Journal of Econometrics*, Vol. 60, 1-22.
32. Kim C. J., Nelson Ch. R. (1999), *State-space models with regime switching: classical and Gibbs-sampling approaches with applications*, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, Massachusetts.
33. Kim C. J. (2004), Markov-switching models with endogenous explanatory variables, *Journal of Econometrics*, 122, 127-136.
34. Konopczak K., Marczewski M. (2011), Why so different from other CEECs – Poland's cyclical divergence from the euro area during the recent financial crisis, *Bank i Kredyt*, Vol. 42, No. 2, 7-30.

35. Koopman S. J., Shephard N., Doornik J. A. (1999), Statistical Algorithms for Models in State Space using SsfPack 2.2, *Econometrics Journal*, Vol. 2, No. 1, 107-160.
36. Krolzig H.-M. (1997), *Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis*, Springer, Berlin.
37. 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*, Vol. 54, No. 1-3, s. 159-178.
38. Layton A. P., Smith D. R. (2007), Business Cycle Dynamics with Duration Dependence and Leading Indicators, *Journal of Macroeconomics*, 29, 855-875.
39. Lenart Ł., Pipień M. (2013), Almost Periodically Correlated Time Series in Business Fluctuations Analysis, *Acta Physica Polonica A*, Vol. 123, No. 3, 567-583.
40. Lucas R. E. Jr. (1977), Understanding Business Cycle, Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 5, No. 1, s. 7-29.
41. MacKinnon J. G. (1996), Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, No. 6, s. 601-618.
42. Mintz I. (1970), The definition of the business cycle revisited w: *Dating Postwar Business Cycles: Methods and Their Application to Western Germany, 1950-67*, NBER Books, National Bureau of Economic Research, s. 1-6.
43. Mitchell W. C. (1927), *Business Cycles: The Problem and Its Setting*, Studies in Business Cycles, National Bureau of Economic Research.
44. Nelson Ch. R. (1987), Spurious Trend and Cycle in the State Space Decomposition of a Time Series with a Unit Root, Technical Working Paper, No. 63, National Bureau of Economic Research.
45. Sargent T. J. (1987), *Macroeconomic Theory*, Second Edition, Academic Press, London.
46. Skrzypczyńska M. (2011), Pomiar cyklu koniunkturalnego – analiza porównawcza, *Bank i Kredyt*, Vol. 42, No. 4, s. 11-54.
47. Skrzypczyńska M. (2013), Cykl koniunkturalny w Polsce – analiza sektorowa, *Bank i Kredyt*, Vol. 44, No. 2, 175-206.
48. Skrzypczyński P. (2008), Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro, *Materiały i Studia, Zeszyt nr 227*, Narodowy Bank Polski.
49. Skrzypczyński P. (2010), Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego, *Materiały i Studia, Zeszyt nr 252*, Narodowy Bank Polski.
50. Watson M. W. (1986), Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 18, No. 1, s. 49-75.
51. Wyrobek, Joanna M. and Stanczyk, Zbigniew, Business Cycle Synchronization in Poland, The Euro Zone and New Member States of the European Union (March 25, 2012). Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2028639> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2028639>.
52. Zarnowitz V. (1998), Has the Business Cycle Been Abolished?, WP 6367, National Bureau of Economic Research.