

Cykl koniunkturalny w Polsce – analiza sektorowa

Marta Skrzypczyńska*

Nadesłany: 12 lipca 2012 r. Zaakceptowany: 8 listopada 2012 r.

Streszczenie

W artykule omówiono cykl koniunkturalny w latach 1996–2012 na podstawie danych o aktywności gospodarczej różnych sektorów. Do tego celu wykorzystane zostały modele z przełączaniem typu Markowa, ze stałym oraz zmiennym w czasie prawdopodobieństwem przejścia pomiędzy fazami cyklu koniunkturalnego.

Na podstawie dat w modelach ze stałym prawdopodobieństwem przejścia można wnioskować, że procesy cykliczne w Polsce charakteryzują się występowaniem dwóch dominujących cykli, trwających przeciętnie 3,5–4,5 roku oraz 5,5 roku do 6 lat. Są także zróżnicowane pod względem czasu trwania faz oraz amplitudy wahań.

Modele ze zmiennym prawdopodobieństwem przejścia wskazują, że zależy ono od czasu trwania fazy cyklu oraz, w drugiej wersji, zmian wskaźnika wyprzedzającego. W pierwszym przypadku nie potwierdzono wzrostu prawdopodobieństwa przejścia do następnej fazy cyklu wraz z wydłużaniem się fazy bieżącej. W drugim przypadku wskaźnik wyprzedzający dobrze objaśnił prawdopodobieństwo przejścia i umożliwił prognozowanie zakończenia spowolnienia produkcji dóbr zaopatrzeniowych oraz ożywienia produkcji energii elektrycznej.

Słowa kluczowe: cykl koniunkturalny, punkty zwrotne, analiza sektorowa, model z przełączaniem typu Markowa, stałe i zmienne prawdopodobieństwo przejścia

JEL: C22, C24, C34, E32

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

1. Wstęp

Współczesny cykl koniunkturalny objawia się oscylowaniem mierników aktywności gospodarczej wokół ich długookresowego trendu. Charakteryzuje je naprzemiennosc występowania w okresach od 1,5 roku do 10 lat, a także zróżnicowanie czasu trwania i amplitudy wahań. Wahanía koniunkturalne o tym samym kierunku występują równocześnie w wielu sektorach gospodarki (ang. *comovement*).

Do mierników aktywności gospodarczej w skali makro, które najczęściej wykorzystuje się w badaniach cyklu koniunkturalnego, należą: produkt krajowy brutto oraz produkcja sprzedana przemysłu. Nie oddają one w pełni obrazu wahań koniunkturalnych występujących w gospodarce. Z tego względu uzasadniona jest analiza procesów cyklicznych w przekroju sektorowym.

W Polsce niewiele jest opracowań, których przedmiotem są cykle koniunkturalne w różnych sektorach gospodarki. W pracy Adamowicz i in. (2008) oraz Skrzypczyńskiego (2010) szerokie spektrum zmiennych reprezentujących wahanía aktywności gospodarczej wykorzystano do badania synchronizacji cyklu koniunkturalnego w Polsce oraz strefie euro, używając do tego metod analizy spektralnej. Autorzy obu prac zgodnie wnioskują, że wahanía aktywności gospodarczej w Polsce są relatywnie silnie zsynchronizowane z cyklami gospodarek strefy euro. Fic (2007) zbadała przebieg cyklu koniunkturalnego w Polsce za pomocą modeli z przełączaniem typu Markowa, a Gradzewicz i in. (2010) wykorzystali analizę spektralną. W obu opracowaniach zidentyfikowano fazy i punkty zwrotne cyklu koniunkturalnego oraz wskazano na występowanie w wahaníach aktywności gospodarczej cykli krótszych niż 3–4 lata oraz dłuższych niż 8–10 lat. Dodatkowo w pracy Gradzewicza i in. (2010) omówiono najważniejsze współzależności charakteryzujące omawiane zmienne makroekonomiczne. Stwierdzono, że wiele z nich jest podobnych do występujących w gospodarkach wysoko rozwiniętych.

Celem przeprowadzonej analizy jest charakterystyka procesów cyklicznych zachodzących w gospodarce Polski. Postawione zostały trzy hipotezy badawcze. Cykle aktywności gospodarczej nie charakteryzują się ścisłą periodycznością, różnią się amplitudą oraz momentami występowania punktów zwrotnych. Hipoteza ta ogranicza wykorzystanie metod analizy spektralnej, w których zakłada się ścisłą periodyczność cykli. Zweryfikowano także stwierdzenie, że wahanía aktywności gospodarczej występują synchronicznie w różnych sektorach gospodarki. Sprawdzone również prawdziwość twierdzenia, że im dłużej trwa bieżąca faza, tym bardziej prawdopodobne jest przejście do następnej. Do weryfikacji powyższych twierdzeń wykorzystano modele z przełączaniem typu Markowa ze stałym oraz zmiennym w czasie prawdopodobieństwem przejścia. Analizy przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce, w których wykorzystano tego typu modele, omówiono w pracach Fic (2007) oraz Skrzypczyńskiej (2011). W literaturze tematu nie odnaleziono żadnej pozycji wykorzystującej te modele przy założeniu zmiennego prawdopodobieństwa przejścia pomiędzy fazami cyklu. Niniejsze opracowanie wypełnia tę lukę.

Artykuł podzielono na pięć części. W punkcie drugim przedstawiono wykorzystane szeregi czasowe oraz wyniki testu na stacjonarność. Część trzecia zawiera charakterystykę metod ilościowych zastosowanych w analizie empirycznej. Do opisu zjawisk cyklicznych wykorzystano modele z przełączaniem typu Markowa. Hamilton (1989) przedstawił model, w którym prawdopodobieństwo przejścia pomiędzy fazami cyklu koniunkturalnego jest stałe w czasie (FTP, ang. *fixed transition probabilities*). Założył, że oczekiwana długość faz jest taka sama w każdym cyklu.

Filardo (1994) rozszerzył model Hamiltona, przyjmując, że prawdopodobieństwo przejścia może się zmieniać w czasie (TVTP, ang. *time-varying transition probabilities*). Jest ono wtedy zgodne z przebiegiem wskaźników aktywności gospodarczej. Durland i McCurdy (1994) założyli, że prawdopodobieństwo przejścia może się zmieniać w trakcie fazy cyklu. W punkcie czwartym za pomocą modeli FTP scharakteryzowano cykle koniunkturalne. Następnie oszacowano modele TVTP. W pierwszej wersji modelu sprawdzono, czy prawdopodobieństwo przejścia pomiędzy fazami cyklu koniunkturalnego zależy od tego, jak długo trwa bieżąca faza cyklu. W tym celu na podstawie dat cykli dla wartości dodanej oraz produkcji w przemyśle skonstruowano zmienne opisujące czas trwania poszczególnych faz. W drugiej postaci modelu TVTP założono, że prawdopodobieństwo zmiany fazy zależy od wartości wskaźnika wyprzedzającego dla Polski publikowanego przez OECD. Ostatnia część artykułu zawiera podsumowanie oraz wskazuje możliwe kierunki dalszych badań.

2. Charakterystyka danych empirycznych

Do charakterystyki procesów cyklicznych wykorzystano zmienne opisujące aktywność gospodarczą różnych sektorów. 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 zaopatrzeniowych, dóbr inwestycyjnych, dóbr konsumpcyjnych trwałych, dóbr konsumpcyjnych nietrwałych oraz dóbr związanych z energią, a także produkcji energii elektrycznej. Szeregi kwartalne obejmowały okres od I kwartału 1995 r. do IV kwartału 2011 r., z wyjątkiem wartości dodanej w handlu i naprawach oraz transporcie, dla których ostatnia obserwacja przypadła na III kwartał 2011 r. Miesięczne zmienne pochodziły z okresu od stycznia 1995 do stycznia 2012 r. Przebieg rozważanych szeregów czasowych przedstawiono na wykresach 1 i 2. Testy pierwiastka jednostkowego ADF oraz stacjonarności KPSS wykazały, że szeregi o takiej postaci są stacjonarne. Szczegółowe wyniki zawiera tabela 1. Alternatywę dla obu testów może stanowić łączny test ADF-KPSS (por. Kęłowski, Welfe 2004). Do oszacowania parametrów wykorzystano pakiet ekonometryczny Gauss i oprogramowanie Kima i Nelsona (1999). Rząd opóźnień części autoregresyjnej modeli wybrano na podstawie statystycznej istotności parametrów.

3. Modele z przełączaniem typu Markowa

3.1. Model ze stałym prawdopodobieństwem przejścia

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

$$\varepsilon_t = \phi(L)(y_t - \mu_0) \text{ dla } S_t = 0 \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = \phi(L)(y_t - \mu_1) \text{ dla } S_t = 1$$

gdzie:

$\phi(L) = \phi_1 + \phi_2 L + \dots + \phi_r L^{r-1}$ – operator opóźnień,

$\mu_{S_t} = \mu_0 + \mu_1 S_t$ – średnia,

$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Wraz ze zmianą fazy $S_t \in \{0, 1\}$ zmienia się jedynie średnia wartość zmiennej, a parametry wielomianu opóźnień oraz wariancja składnika losowego pozostają bez zmian. Procesem sterującym zmianami jest łańcuch Markowa pierwszego rzędu:

$$P(S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_1 = s_1) = P(S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}) \quad (2)$$

W artykule rozważa się jedynie specyfikacje modeli z dwoma stanami, odpowiadającymi osłabieniu iżywieniu koniunktury. Zmienna reżimu ewoluuje zgodnie z procesem Markowa o stałych prawdopodobieństwach przejścia:

$$P(S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}) = \begin{bmatrix} q & 1-q \\ 1-p & p \end{bmatrix} \quad (3)$$

gdzie p i q określają prawdopodobieństwa pozostania, odpowiednio, w okresieżywienia i spowolnienia gospodarczego, a $1-p$ i $1-q$ prawdopodobieństwa zmiany tych faz. W przypadku takiej postaci modelu zakłada się jednocześnie stały oczekiwany czas trwania danej fazy.

Można wyróżnić kilka metod estymacji nieznanych parametrów modelu z przełączaniem typu Markowa, m.in. metodę największej wiarygodności zaproponowaną przez Hamiltona (1989), algorytm EM (ang. *expectation maximisation*) (por. Dempster, Laird, Rubin 1977; Hamilton 1990) oraz podejście bayesowskie wykorzystujące próbnik Gibbsa (por. Albert, Chib 1993). W artykule do oszacowania parametrów zastosowano podejście Hamiltona (1989). Do wnioskowania o przynależności obserwacji do danej fazy cyklu koniunkturalnego wykorzystano prawdopodobieństwa wygładzone, uzyskane za pomocą zaproponowanego przez Kima (1994) filtru typu *backward*, w którym algorytm wygładzający startuje z punktu końcowego całej dostępnej próby:

$$\begin{aligned} P(s_t | s_{t+1}, Y_T; \theta) &= P(s_t | s_{t+1}, Y_t, Y_{t+1,T}; \theta) = \frac{f(Y_{t+1,T} | s_t, s_{t+1}, Y_t; \theta) P(s_t | s_{t+1}, Y_T; \theta)}{f(Y_{t+1,T} | s_{t+1}, Y_t; \theta)} = \\ &= P(s_t | s_{t+1}, Y_t; \theta) \end{aligned} \quad (4)$$

3.2. Model ze zmiennym prawdopodobieństwem przejścia

Diebold, Lee i Weinbach (1994), a także Filardo (1994) uchylają założenie o stałości prawdopodobieństwa przejścia i dopuszczają jego zmienność w czasie przez dopasowanie do zmieniających się

warunków gospodarczych. Filardo (1994) uzależnił kształtowanie się prawdopodobieństwa przejścia od zmiany wskaźnika wyprzedzającego aktywności gospodarczej. W modelu ze zmiennym prawdopodobieństwem (TVTP) przebieg zmiennej opisany jest przez proces Markowa:

$$P(S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}, Z_{t-1} = z_{t-1}) = \begin{bmatrix} q(z_{t-1}) & 1 - q(z_{t-1}) \\ 1 - p(z_{t-1}) & p(z_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (5)$$

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

$$p(z_{t-1}) = \frac{\exp(p_0 + p_1 z_{t-1})}{1 + \exp(p_0 + p_1 z_{t-1})} \quad (6)$$

$$q(z_{t-1}) = \frac{\exp(q_0 + q_1 z_{t-1})}{1 + \exp(q_0 + q_1 z_{t-1})} \quad (7)$$

Parametry p_0 oraz q_0 oznaczają stałe, a p_1 oraz q_1 zmienne części wartości prawdopodobieństwa, że dany stan się utrzyma, odpowiednio, dla okresu ożywienia i spowolnienia gospodarczego. Jeśli parametry p_1 oraz q_1 mają przeciwne znaki, to prawdopodobieństwo pozostania w fazie poprawy oraz fazy pogorszenia koniunktury gospodarczej będzie się zmieniać w przeciwnym kierunku wraz z wahaniami zmiennej Z_{t-1} . Taka interpretacja jest zgodna z intuicją. W przypadku takich samych znaków parametrów p_1 oraz q_1 interpretacja parametrów staje się skomplikowana. Statystyczna istotność modelu TVTP oraz parametrów stojących przy zmiennej Z_{t-1} może zostać oceniona na podstawie testu ilorazu wiarygodności przy założeniu restrykcji $p_1 = q_1 = 0$, redukującej model do postaci FTP. Wartość statystyki testu wynosi $LR = 2(l_{TVTP} - l_{FTP})$, gdzie l_{TVTP} oraz l_{FTP} oznaczają logarytm funkcji wiarygodności dla modeli TVTP oraz FTP. Jeśli prawdziwa jest hipoteza zeroowa, to statystyka ma rozkład χ^2 o dwóch stopniach swobody. Odrzucenie hipotezy zerowej świadczy o statystycznej istotności modelu TVTP (por. Filardo 1994). Zaletą modelu TVTP jest to, że informuje o oczekiwanym czasie trwania cyklu koniunkturalnego na podstawie wahań zmiennej Z_{t-1} . Umożliwia to przewidywanie kierunku zmian aktywności gospodarczej. Według Filardo i Gordona (1998) oczekiwany czas trwania recesji w gospodarce amerykańskiej szybko się zmniejszał, co było sygnałem nadchodzącego przejścia do fazy ożywienia.

Jednym z kierunków badań cykli koniunkturalnych jest zależność prawdopodobieństwa zmiany fazy koniunktury od czasu jej trwania. W tym przypadku zmienna Z_{t-1} opisuje czas trwania bieżącej fazy cyklu. Ujemny znak przy parametrach p_1 lub q_1 oznacza, że prawdopodobieństwo przejścia do kolejnej fazy, odpowiednio ożywienia lub spowolnienia, rośnie (prawdopodobieństwo pozostania w bieżącej fazie maleje) wraz z wydłużaniem się bieżącej fazy. Durland i McCurdy (1994) badali tę zależność na podstawie jednowymiarowego modelu Hamiltona (1994). Layton i Smith (2007) rozszerzyli zestaw zmiennych objaśniających o dwa wskaźniki wyprzedzające. Rozważane zagadnienie było także przedmiotem badania Diebolda, Rudebuscha i Sichela (1993), którzy wyciągnęli wnioski na podstawie analizy przeżycia.

4. Identyfikacja cyklu koniunkturalnego

4.1. Cykle referencyjne

Tabele 2 i 3 zawierają oszacowania parametrów modeli FTP m.in. dla wartości dodanej oraz produkcji w przemyśle. Parametry μ_0 i μ_1 , φ_i oraz σ^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. Roczna stopa wzrostu wartości dodanej w fazie spowolnienia wynosi 2,8%, a w okresie ożywienia rośnie do około 6,2%. W przemyśle amplituda wahań jest znacznie wyższa w porównaniu z wahaniami wartości dodanej. W okresie spowolnienia w przemyśle odnotowuje się absolutne spadki poziomu, przeciętnie o około 0,6%. Podczas pomyślnej koniunktury dynamika wzrostu wynosi blisko 8,7%. Ze względu na wysokie wartości prawdopodobieństwa pozostania w fazie spadkowej lub wzrostowej cykl został wyraźnie zidentyfikowany. Dla wartości dodanej większe jest prawdopodobieństwo pozostania w fazie spowolnienia niż ożywienia: odpowiednio 88% i 73%. W przemyśle zachodzi zjawisko odwrotne. Prawdopodobieństwo pozostania w fazie ożywienia wynosi 97%, a w fazie spowolnienia 92%. Wnioski te potwierdza również statystyka przeciętnego czasu trwania poszczególnych faz wyznaczona na podstawie punktów zwrotnych analizowanych zmiennych. Przyporządkowanie obserwacji do fazy spowolnienia nastąpiło w przypadku, gdy wygładzone prawdopodobieństwo znalezienia się w danej fazie cyklu było mniejsze niż 0,5. W pozostałych sytuacjach uznano, że gospodarka znajdowała się w fazie ożywienia. Dodatkowo przy wyznaczaniu zwrotów koniunktury przyjęto regułę, że faza cyklu powinna trwać co najmniej 2 kwartały, a cały cykl co najmniej 1,5 roku. W tabelach 4 i 5 podano daty punktów zwrotnych. W przemyśle faza spadkowa jest krótsza od fazy wzrostowej – odwrotnie niż w przypadku wartości dodanej. Faza spowolnienia w przemyśle trwa przeciętnie niespełna 1,5 roku, a wartości dodanej około 2 lat. W latach 1996–2012 odnotowano 5 niepełnych cykli wartości dodanej i 4 niepełne cykle produkcji w przemyśle, trwające odpowiednio 3,5 oraz 4,5 roku. Według Skrzypczyńskiego (2008) oraz Gradzewicza i in. (2010) istotną rolę w cyklu przemysłu odgrywają także wahania 6–7-letnie. W okresie 1996–1999 odnotowano 2 okresy spowolnienia koniunktury. W latach 1999–2003 faza spowolnienia koniunktury trwała krócej w przypadku produkcji w przemyśle. W okresie 2008–2012 w produkcji przemysłu odnotowano dodatkowy zwrot koniunktury w listopadzie 2009 r. Daty zwrotów koniunktury w przemyśle są zbliżone do tych, które podawano we wcześniejszych badaniach (por. Adamowicz i in. 2008; Gradzewicz i in. 2010; Skrzypczyńska 2011, tabela 4). Jest jeden wyjątek. W okresie szoku akcesyjnego nie zmieniła się faza cyklu w przemyśle, w przeciwieństwie do tego, co stwierdzono w przywołanych wcześniej badaniach.

4.2. Kształtowanie się wahań cyklicznych

Pełniejszy obraz wahań koniunkturalnych daje analiza procesów cyklicznych w poszczególnych sektorach gospodarki. Oszacowania dla poszczególnych sektorów zostały zaprezentowane w tabelach 2 i 3. Handel oraz wartość dodana ogółem charakteryzują się zbliżoną wartością amplitud w obu fazach. W trakcie spowolnienia roczne tempo wzrostu aktywności gospodarczej w handlu

wynosi przeciętnie do 2,4%, a w fazie ożywienia około 5,7%. Podobne zjawisko występuje w budownictwie i transporcie, choć tu amplituda wahań jest wyższa niż w przypadku wartości dodanej. W fazie spowolnienia notuje się absolutne spadki poziomu w ujęciu rocznym: o 2,2% w budownictwie oraz 4,7% w transporcie. Prawdopodobieństwo pozostania w bieżącej fazie koniunktury w następnym okresie jest wysokie. W budownictwie, transporcie i handlu jest ono wyższe niż w okresie spowolnienia. Największe prawdopodobieństwo przejścia z fazy spadkowej do wzrostowej występuje w transporcie. Istnieje 20% szans na zmianę fazy ze spowolnienia na ożywienie. W handlu czas trwania poszczególnych faz nie różni się istotnie, z kolei w budownictwie i transporcie występuje asymetria. W budownictwie faza spadkowa trwa 25 kwartałów, a w transporcie tylko 6, podczas gdy faza wzrostowa trwa, odpowiednio, 19 oraz 17 kwartałów.

Na podstawie wyznaczonych punktów zwrotnych przedstawionych w tabeli 5 oraz prawdopodobieństwa znalezienia się w określonej fazie cyklu (por. wykres 4) można wnioskować, że budownictwo charakteryzuje się cyklicznością o najniższej częstotliwości. W latach 1996–2012 odnotowano w tym sektorze niespełna dwa 11-letnie cykle (por. Gradzewicz i in. 2010, tabela 4), podczas gdy w transporcie i handlu wystąpiły niecałe trzy cykle o długości 5,5 roku – 6 lat. Ponadto transport, budownictwo i handel wydają się niewrażliwe na szoki zewnętrzne – kryzys rosyjski oraz przystąpienie do UE, w przeciwieństwie do sektora przemysłu. W celu określenia relacji czasowych pomiędzy stopami wzrostu w poszczególnych sektorach obliczono wzajemne korelacje, które ilustruje tabela 6. Najwyższe wskaźniki korelacji między stopami wzrostu a wartością dodaną odnotowano dla budownictwa w bieżącej chwili, handlu w poprzednim okresie oraz transportu dwa okresy później.

Oszacowania parametrów zaprezentowane w tabeli 3 oraz prawdopodobieństwa pozostania w poszczególnych fazach cyklu (por. wykres 5) w przypadku dóbr inwestycyjnych i dóbr związanych z energią uniemożliwiają jednoznaczną interpretację wyników. Z kolei dla produkcji dóbr trwałych nie uzyskano oszacowań parametrów modelu, ponieważ trudno było dobrać parametry startowe procedury. Produkcja w przemyśle ogółem charakteryzuje się dużą zmiennością. Najwyższe i najbardziej podobne amplitudy wahań cechują produkcję przemysłu przetwórczego oraz dóbr zaopatrzeniowych. W tych dwóch sektorach oraz w produkcji energii notuje się spadki, podczas gdy dynamika wzrostu produkcji dóbr nietrwałych zmniejsza się do około 3,0% wobec 8,3% w fazie pomyślnej koniunktury. Prawdopodobieństwo pozostania w fazie ożywienia jest najwyższe dla produkcji dóbr zaopatrzeniowych, a najniższe w przypadku produkcji energii. Cykle analizowanych wskaźników miesięcznych charakteryzują się zatem różnym czasem trwania faz. Jednak tylko w produkcji dóbr nietrwałych faza spadkowa jest dłuższa od wzrostowej i trwa przeciętnie 38 miesięcy. W pozostałych sektorach zachodzi zjawisko odwrotne. Cykle w produkcji dóbr nietrwałych mają najmniejszą częstotliwość. W latach 1996–2012 wystąpiły trzy cykle trwające przeciętnie 5,5 roku.

Biorąc dodatkowo pod uwagę wyznaczone punkty zwrotne (por. tabela 7) oraz prawdopodobieństwo znalezienia się w danej fazie, można wnioskować, że cykliczność produkcji energii oraz dóbr nietrwałych jest inna niż produkcji w przemyśle. Najwyższą korelację stóp wzrostu analizowanych wskaźników miesięcznych odnotowano natomiast dla równoczesnych zmian produkcji w przemyśle (por. tabela 6).

Na podstawie powyższych wyników można wnioskować, że na procesy gospodarcze w Polsce wpływa nakładanie się cykli o wyższej częstotliwości (3,5–4,5 roku) na cykle dłuższe

5,5 roku – 6 lat) oraz cykl 11-letni charakteryzujący aktywność gospodarczą w budownictwie. W latach 1996–2011 można wyróżnić cztery cykle.

W 1996 i 1997 r. odnotowano wysokie tempo rozwoju gospodarczego, które jednak spowolniło na początku 1998 r. wskutek obniżenia dynamiki popytu krajowego. Zewnętrznym czynnikiem pogłębiającym spadek aktywności było duże osłabienie eksportu, które odbiło się na koniunkturze w przemyśle. Na załamanie eksportułożyły się: osłabienie aktywności gospodarczej głównych partnerów handlowych Polski, będące skutkiem kryzysu azjatyckiego w 1997 r., oraz kryzys rosyjski w 1998 r., który miał charakter nieoczekiwanego szoku.

Pomyślna koniunktura rozpoczęła się w połowie 1999 r. i trwała do drugiego półrocza 2000 r. Był to dość krótki okres, w którym nastąpił jednak wzrost popytu konsumpcyjnego, wspierany m.in. serią obniżek stóp procentowych w całym 1998 r. oraz na początku 1999 r. W tym czasie wzrost popytu na eksport spowodował przyspieszenie aktywności w przemyśle. Także koniunktura w budownictwie, mimo że słabła, nadal była znaczna na skutek silnego popytu inwestycyjnego. W drugiej połowie 2000 r. gospodarka spowolniła. O sile tego zjawiska zadecydowały zarówno czynniki zewnętrzne, jak i wewnętrzne. Gospodarka światowa pogrążyła się w recesji. Spowolnienie gospodarcze w Polsce rozpoczęło się spadkiem dynamiki popytu krajowego, w szczególności spożycia indywidualnego (m.in. handel). Do obniżenia popytu przyczyniło się prowadzenie od drugiej połowy 1999 r. bardziej restrykcyjnej polityki pieniężnej i fiskalnej. Co więcej, w drugim półroczu 2000 r., kiedy spadek był już wyraźny, nastąpiło ponowne zaostrzenie polityki pieniężnej, co uderzyło w gospodarstwa domowe i przedsiębiorstwa. Ponadto w kwietniu 2000 r. nastąpiła zmiana reżimu kursowego – wprowadzono kurs płynny. Złoty po okresie deprecjacji zaczął się umacniać, co negatywnie wpłynęło na konkurencyjność polskiego eksportu. Okres dekoniunktury trwał do III kwartału 2003 r. w warunkach pogarszającej się sytuacji przedsiębiorstw oraz ograniczania nakładów inwestycyjnych, co znalazło odzwierciedlenie w aktywności sektora budowlanego. Poprawę koniunktury spowodował wzrost popytu konsumpcyjnego i eksportu. W transporcie i przemyśle nastąpiła ona szybciej. Do ożywienia konsumpcji mógł się przyczynić cykl obniżek stóp procentowych rozpoczęty w 2001 r.

W okresie od IV kwartału 2003 r. do IV kwartału 2005 r. obserwowano pozytywny szok związany z przystąpieniem Polski do Unii Europejskiej. Był on oczekiwany i dlatego jego skutki odczuwano zarówno przed akcesją, jak i po niej. Inaczej było w przypadku kryzysu rosyjskiego, którego skutki nastąpiły dopiero po jego rozpoczęciu. Przed przystąpieniem do Unii Europejskiej odnotowano wzrost nowych zamówień w przemyśle oraz nagromadzenie zapasów. W wyniku napływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych oraz funduszy unijnych poprawił się również popyt inwestycyjny. W budownictwie ożywienie pojawiło się jednak z pewnym opóźnieniem w stosunku do koniunktury ogólnogospodarczej – zwrot nastąpił dopiero w IV kwartale 2004 r. W ciągu 1,5 roku po akcesji tempo wzrostu gospodarczego osłabło w warunkach zmniejszania się stanu zapasów i towarzyszącego temu ograniczania popytu konsumpcyjnego. Do spadku aktywności gospodarczej przyczyniło się także zmniejszenie stopy wzrostu eksportu spowodowane małym popytem zewnętrznym wynikającym z problemów strefy euro oraz aprecjacji złotego.

Tempo wzrostu gospodarczego zaczęło ponownie przyspieszać w drugiej połowie 2005 r. za sprawą wzrostu dynamiki spożycia zbiorowego. Wtedy także nastąpiło wyraźne ożywienie w handlu, a zwiększone spożycie gospodarstw domowych było finansowane coraz bardziej popularnymi kredytami konsumpcyjnymi i mieszkaniowymi. Do wzrostu gospodarczego przyczyniło się

też zwiększenie aktywności inwestycyjnej. Utrzymywanie dobrej koniunktury w budownictwie było możliwe dzięki poprawie sytuacji finansowej przedsiębiorstw oraz rozwojowi rynku kredytów mieszkaniowych. W latach 2006–2007 tempo rozwoju gospodarczego systematycznie rosło. Osiągnęło relatywnie wysoki poziom także za sprawą pomyślnego wzrostu gospodarczego za granicą, w szczególności u partnerów handlowych Polski. Jednak kryzys gospodarki światowej oraz na rynkach finansowych w latach 2007–2009 odbił się na aktywności gospodarczej w Polsce. W III kwartale 2008 r. Polska weszła w fazę niepomyślnego koniunktury. Choć w przemyśle i transporcie odnotowano najgłębsze w historii spadki sprzedaży, gospodarka Polski jako jedna z niewielu uniknęła recesji. W reakcji na kryzys poluzowano politykę fiskalną, co pobudziło wzrost popytu, w szczególności inwestycyjnego, dzięki funduszom unijnym, oraz konsumpcyjnego (obniżka podatku PIT 2009 r.). Podjęte działania spowodowały opóźnienie początku niepomyślnego koniunktury w handlu, co nastąpiło dopiero w IV kwartale 2009 r. W tym czasie w przemyśle oraz transporcie rozpoczęła się faza pomyślnego koniunktury. W budownictwie dzięki wzmożonym inwestycjom infrastrukturalnym, finansowanym ze środków budżetowych oraz funduszy unijnych, faza ożywienia utrzymała się do końca 2011 r.

4.3. Zmienne prawdopodobieństwo przejścia

Do zaprezentowanej charakterystyki procesów cyklicznych wykorzystano modele ze stałym prawdopodobieństwem przejścia pomiędzy fazami cyklu (FTP), zakładając niezmienną oczekiwaną długość trwania cyklu oraz jego poszczególnych faz niezależnie od warunków ekonomicznych. Jest to założenie sprzeczne z tym, co podpowiada intuicja. Z przytoczonych wcześniej wyników badań można wnioskować, że cykle nie charakteryzują się ścisłą periodycznością. Naturalne powinno być zatem założenie, że prawdopodobieństwo przejścia pomiędzy fazami cyklu zmienia się w zależności od sytuacji gospodarczej.

Rozszerzeniem wcześniej zaprezentowanej analizy było oszacowanie modeli ze zmiennym prawdopodobieństwem przejścia (TVTP). Pierwsza specyfikacja modelu polegała na przyjęciu czasu trwania faz cyklu jako zmiennej objaśniającej zróżnicowanie prawdopodobieństwo przejścia. Ta postać modelu TVTP posłużyła do sprawdzenia, czy prawdopodobieństwo przejścia pomiędzy fazami cyklu koniunkturalnego zależy od długości bieżącej fazy cyklu. W drugiej specyfikacji modelu założono, że prawdopodobieństwo zmiany fazy zależy od wartości wskaźnika wyprzedzającego dla Polski publikowanego przez OECD (CLI, ang. *composite leading indicator*).

Prawdopodobieństwo przejścia zależne od długości bieżącej fazy cyklu

Na podstawie dat cyklu dla wartości dodanej oraz produkcji w przemyśle skonstruowano zmienne opisujące czas trwania poszczególnych faz cyklu. Ich wartości są liczbami całkowitymi, np. 4 w przypadku, gdy ostatni punkt zwrotny wystąpił cztery okresy wcześniej. Dla usprawnienia obliczeń zmienna czasu trwania została ograniczona do pewnej wartości D^* (por. Layton, Smith 2007). Dla zmiennych kwartalnych przyjęto $D^* = 5$, a miesięcznych $D^* = 10$ (różne wartości D^* dla danych o częstotliwościach kwartalnych i miesięcznych nie wpływają na wnioskowanie o liczbie cykli). Z przeprowadzonej analizy wrażliwości wynika, że przyjęcie relatywnie niskiej wartości parametru D^* poprawia wyniki oszacowań i nie wpływa na statystyczną istotność oszacowanych

parametrów. Zmienne objaśniające przebieg prawdopodobieństwa przejścia zilustrowano na wykresie 6. Wyniki oszacowań modeli TVTP przedstawiono w tabelach 8 i 9. Test ilorazu wiarygodności wskazał, że istnieją podstawy do odrzucenia hipotezy o stałym prawdopodobieństwie przejścia. Potwierdził natomiast ich zmienność w czasie w przypadku wartości dodanej ogółem, transportu, handlu, produkcji w przemyśle, przetwórstwa przemysłowego, dóbr inwestycyjnych oraz dóbr związanych z energią. Pomimo to dla żadnego szeregu czasowego odzwierciedlającego aktywność gospodarczą w poszczególnych sektorach gospodarki parametry przy zmiennej odpowiadającej czasowi trwania faz cyklu nie były istotne. Nie potwierdza się zatem twierdzenie, że wraz z wydłużaniem się bieżącej fazy cyklu zmienia się także prawdopodobieństwo przejścia do następnej fazy. Dla gospodarki amerykańskiej uzyskano inne wyniki. Durland i McCurdy (1994) stwierdzili, że prawdopodobieństwo zmiany fazy rośnie wraz z wydłużaniem się recesji. Layton i Smith (2007) uwzględnili w modelu dodatkowo dwie zmienne objaśniające, będące wskaźnikami wyprzedzającymi. Okazało się, że czas trwania bieżącej fazy wpływa na prawdopodobieństwo wyjścia nie tylko z fazy recesji, ale także z ekspansji.

Prawdopodobieństwo przejścia zależne od wskaźnika wyprzedzającego

Wskaźnik wyprzedzający CLI stosowany przez OECD został wyrażony w formie odchyłeń kwartalnych lub miesięcznych logarytmicznych temp wzrostu od ich średniej wartości w próbie. Oszacowania parametrów modeli TVTP dla tej specyfikacji przedstawiono w tabelach 10 i 11. Ze względu na problemy z doбором wartości startowych nie uzyskano oszacowań wartości dodanej w budownictwie. Na podstawie testu ilorazu wiarygodności analizowanych wskaźników aktywności (z wyjątkiem handlu) można wnioskować, że istnieją podstawy do odrzucenia hipotezy o stałym prawdopodobieństwie przejścia. Wskaźnik wyprzedzający OECD dobrze objaśnia jednak kształtowanie się prawdopodobieństwa przejścia tylko w przypadku produkcji dóbr zaopatrzeniowych oraz energii elektrycznej. Wykres 7 ilustruje prawdopodobieństwo znalezienia się tych zmiennych w fazie spowolnienia. Z kolei na wykresie 8 pokazano prawdopodobieństwo przejścia ze spowolnienia do ożywienia w przypadku dóbr zaopatrzeniowych oraz z ożywienia do spowolnienia dla produkcji energii elektrycznej. Na podstawie wykresu produkcji energii elektrycznej nie stwierdza się zmian w przebiegu koniunktury. W modelu TVTP znaki parametrów stojących przy prawdopodobieństwie przejścia powinny być przeciwne: ujemny dla spowolnienia i dodatni dla ożywienia. Wtedy zgodna z intuicją staje się interpretacja prawdopodobieństwa przejścia według zmian wartości wskaźnika wyprzedzającego. W przypadku produkcji dóbr zaopatrzeniowych model TVTP o rozważanej specyfikacji może służyć do prognozowania przejścia ze spowolnienia do ożywienia ze względu na wynik testu ilorazu wiarygodności oraz istotność parametru q_1 . Parametr p_1 jest nieistotny, ale ma znak przeciwny do q_1 . Można więc stwierdzić, że wraz ze wzrostem wskaźnika wyprzedzającego maleje prawdopodobieństwo pozostania w fazie spowolnienia, a jednocześnie rośnie prawdopodobieństwo pozostania w fazie ożywienia, co jest zgodne z intuicją. W przypadku produkcji energii elektrycznej tylko parametr p_1 jest istotny statystycznie. Ponadto oba parametry: p_1 oraz q_1 , mają taki sam znak, co utrudnia interpretację wyników. Wydaje się, że model dla produkcji energii elektrycznej mógłby posłużyć do prognozowania przejścia z fazy ożywienia do spowolnienia, choć znaki parametrów nie są zgodne z intuicją.

5. Podsumowanie

Celem niniejszego artykułu była charakterystyka cyklu koniunkturalnego w Polsce w latach 1996–2012 na podstawie danych opisujących aktywność gospodarczą różnych sektorów. Za pomocą modeli z przełączaniem typu Markowa ze stałym prawdopodobieństwem przejścia (FTP) wyznaczono punkty zwrotne dla poszczególnych wskaźników aktywności gospodarczej. Pozwoliło to zestawić najważniejsze cechy cyklu koniunkturalnego w Polsce. W zależności od sektora gospodarki różni się on amplitudą, czasem trwania oraz występowaniem punktów zwrotnych. W gospodarce Polski można wyróżnić cykle trwające 3,5–4,5 roku (wartość dodana ogółem, produkcja w przemyśle, w przetwórstwie przemysłowym, dóbr zaopatrzeniowych, energii), od 5,5 roku do 6 lat (transport, handel, produkcja dóbr nietrwałych) oraz cykl 11-letni w budownictwie. Jedynie w handlu faza spadkowa i wzrostowa mają podobną długość. W pozostałych sektorach występuje asymetria. Faza pomyślnej koniunktury trwa dłużej niż faza pogorszenia w: przemyśle, przetwórstwie przemysłowym, transporcie, produkcji dóbr trwałych oraz energii. Dla wartości dodanej ogółem, budownictwa oraz produkcji dóbr nietrwałych zachodzi zjawisko odwrotne. W budownictwie, transporcie, przemyśle, przetwórstwie przemysłowym, produkcji dóbr zaopatrzeniowych oraz energii w fazie dekonunktury obserwuje się absolutne spadki poziomu produkcji. Z kolei w przypadku wartości dodanej ogółem, handlu oraz produkcji dóbr nietrwałych w fazie spadkowej następuje spowolnienie tempa wzrostu produkcji. Spośród analizowanych sektorów najniższą amplitudę wahań ma handel oraz wartość dodana ogółem, a najwyższą: budownictwo, produkcja dóbr nietrwałych, przemysł przetwórczy oraz produkcja dóbr zaopatrzeniowych.

Jeśli w modelu z przełączaniem typu Markowa zrezygnujemy z założenia o stałości prawdopodobieństwa przejścia, to jego zmiany będą zależeć od bieżącej koniunktury gospodarczej oraz czasu trwania bieżącej fazy cyklu. Pozwoli to zweryfikować przydatność modeli ze zmiennym prawdopodobieństwem (TVTP) w analizie cyklu koniunkturalnego w Polsce. Modele te posłużyły także do sprawdzenia, czy przejście do kolejnej fazy cyklu powinno nastąpić tym szybciej, im dłużej trwa bieżąca faza. Nie dla wszystkich analizowanych zmiennych modele TVTP były w tym przypadku istotne statystycznie. Jeśli zmienną objaśniającą prawdopodobieństwo przejścia był wskaźnik wyprzedzający, model TVTP został odrzucony tylko w handlu na korzyść modelu ze stałym prawdopodobieństwem (FTP). Wskaźnik wyprzedzający OECD stosowany jako zmienna objaśniająca był istotny tylko dla produkcji dóbr zaopatrzeniowych oraz energii elektrycznej. Wraz z jego wzrostem obniża się prawdopodobieństwo pozostania w fazie spowolnienia oraz rośnie prawdopodobieństwo pozostania w fazie ożywienia. Wskaźnik wyprzedzający pomaga przewidzieć zakończenie dekonunktury gospodarczej produkcji dóbr zaopatrzeniowych. W odniesieniu do produkcji energii elektrycznej ułatwia prognozowanie wyjścia z fazy ożywienia gospodarczego, choć znaki parametrów nie są zgodne z tym, co podpowiada intuicja. Z kolei czas trwania poszczególnych faz okazał się nieistotny statystycznie we wszystkich analizowanych sektorach. Nie potwierdza się zatem przypuszczenie, że przejście do kolejnej fazy cyklu powinno nastąpić tym szybciej, im dłużej trwa bieżąca faza.

Przedstawione w artykule podejście jednowymiarowe nie pozwala na uchwycenie zależności pomiędzy analizowanymi zmiennymi makroekonomicznymi. Jego rozszerzeniem jest model wielowymiarowy. Ze względu na mało obiecujące wyniki uzyskane za pomocą modeli

TVTP ze wskaźnikiem wyprzedzającym publikowanym przez OECD należy znaleźć odpowiednią zmienną objaśniającą prawdopodobieństwo przejścia między fazami cyklu koniunkturalnego, np. złożony bieżący wskaźnik koniunktury lub inny wskaźnik wyprzedzający.

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, Warszawa.
- 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*, 11(1), 1–15.
- 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.
- Diebold F.X., Lee J.-H., Weinbach G. (1994), Regime switching with time-varying transition probabilities, w: C. Hargreaves (red.), *Non-stationary time series analysis and cointegration*, Oxford University Press, Oxford.
- Diebold F.X., Rudebusch G.D. (1996), Measuring business cycles: A modern perspective, *The Review of Economics and Statistics*, 78, 67–77.
- Diebold F.X., Rudebusch G.D., Sichel D. (1993), Further evidence on business-cycle duration dependence, w: J.H. Stock, M.W. Watson, *Business cycles, indicators and forecasting*, National Bureau of Economic Research Studies in Business Cycles, University of Chicago Press, Chicago.
- Durland J. M., McCurdy T.H. (1994), Duration-dependent transitions in a Markov model of U.S. GNP growth, *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(3), 279–288.
- Fic T. (2007), Cykl koniunkturalny w Polsce. Wnioski z modeli Markowa, w: A. Welfe (red.), *Metody ilościowe w naukach ekonomicznych. 7 Warsztaty doktorskie z zakresu ekonometrii i statystyki*, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.
- Filardo A.J. (1994), Business-cycle phases and their transitional dynamics, *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(3), 299–308.
- Filardo A.J., Gordon S.F. (1998), Business cycle durations, *Journal of Econometrics*, 85, 99–123.
- 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, 357–384.
- Hamilton J. (1990), Analysis of time series subject to changes in regime, *Journal of Econometrics*, 45, 39–70.
- Hamilton J. (1994), *Time series analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Kębłowski P., Welfe A. (2004), The ADF-KPSS test of joint confirmation hypothesis of unit autoregressive root, *Economics Letters*, 85 (2), 257–263.
- Kim C.J. (1994), Dynamic linear models with Markov-switching, *Journal of Econometrics*, 60, 1–22.
- 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.

- 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.
- Layton A.P., Smith D.R. (2007), Business cycle dynamics with duration dependence and leading indicators, *Journal of Macroeconomics*, 29(6), 855–875.
- MacKinnon J.G. (1996), Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests, *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–618.
- Skrzypczyńska M. (2011), Pomiar cyklu koniunkturalnego – analiza porównawcza, *Bank i Kredyt*, 42(4), 11–54.
- Skrzypczyński P. (2008), *Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro*, Materiały i Studia NBP, 227, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Skrzypczyński P. (2010), *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego*, Materiały i Studia NBP, 252, Narodowy Bank Polski, Warszawa.

Aneks

Źródła szeregów czasowych

Wartość dodana brutto – dane kwartalne, ceny stałe średnioroczne z 2005 r., w latach 1995–1999 wg PKD 2004, od 2000 r. wg PKD 2007, GUS.

Wartość dodana w budownictwie (F) – dane kwartalne, ceny stałe średnioroczne z 2005 r., w latach 1995–1999 wg PKD 2004, od 2000 r. wg PKD 2007, GUS.

Wartość dodana w handlu i naprawach (G) – dane kwartalne, ceny stałe średnioroczne 2005 r., w latach 1995–1999 wg PKD 2004, od 2000 r. wg PKD 2007, GUS.

Wartość dodana transporcie (H) – dane kwartalne, ceny stałe średnioroczne z 2005 r., w latach 1995–1999 wg PKD 2004, od 2000 r. wg PKD 2007, GUS.

Produkcja sprzedana przemysłu ogółem – dane miesięczne, ceny stałe, indeks jednopodstawowy (2005 = 100), dane GUS pozyskane z bazy danych Eurostat, dla lat 2000–2012 – PKD 2007, dane dla lat 1995–1999 zostały przeliczone przez Eurostat zgodnie z klasyfikacją NACE Rev2¹.

Przetwórstwo przemysłowe – dane miesięczne, ceny stałe, indeks jednopodstawowy (2005 = 100), dane GUS pozyskane z bazy danych Eurostat, dla lat 2000–2012 – PKD 2007, dane dla lat 1995–1999 zostały przeliczone przez Eurostat zgodnie z klasyfikacją NACE Rev2.

Produkcja sprzedana przemysłu wg głównych grupowań przemysłowych – dobra konsumpcyjne trwałe, dane miesięczne, ceny stałe, indeks jednopodstawowy (2005 = 100), dane GUS pozyskane z bazy danych Eurostat, dla lat 2000–2012 – PKD 2007, dane dla lat 1995–1999 zostały przeliczone przez Eurostat zgodnie z klasyfikacją NACE Rev2.

Produkcja sprzedana przemysłu wg głównych grupowań przemysłowych – dobra konsumpcyjne nietrwałe, dane miesięczne, ceny stałe, indeks jednopodstawowy (2005 = 100), dane GUS pozyskane z bazy danych Eurostat, dla lat 2000–2012 – PKD 2007, dane dla lat 1995–1999 zostały przeliczone przez Eurostat zgodnie z klasyfikacją NACE Rev2.

Produkcja sprzedana przemysłu wg głównych grupowań przemysłowych – dobra inwestycyjne, dane miesięczne, ceny stałe, indeks jednopodstawowy (2005 = 100), dane GUS pozyskane z bazy danych Eurostat, dla lat 2000–2012 – PKD 2007, dane dla lat 1995–1999 zostały przeliczone przez Eurostat zgodnie z klasyfikacją NACE Rev2.

Produkcja sprzedana przemysłu wg głównych grupowań przemysłowych – dobra zaopatrzeniowe, dane miesięczne, ceny stałe, indeks jednopodstawowy (2005 = 100), dane GUS pozyskane z bazy danych Eurostat, dla lat 2000–2012 – PKD 2007, dane dla lat 1995–1999 zostały przeliczone przez Eurostat zgodnie z klasyfikacją NACE Rev2.

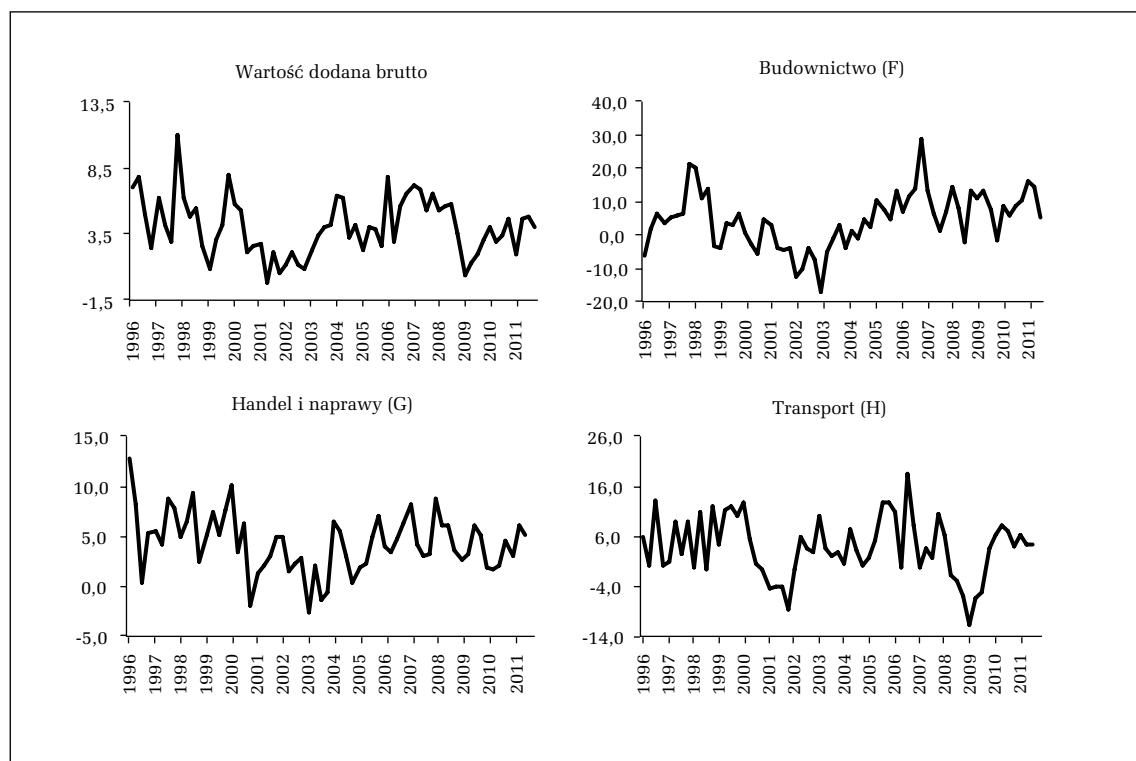
Produkcja sprzedana przemysłu wg głównych grupowań przemysłowych – dobra związane z energią, dane miesięczne, ceny stałe, indeks jednopodstawowy (2005 = 100), dane GUS pozyskane z bazy danych Eurostat, dla lat 2000–2012 – PKD 2007, dane dla lat 1995–1999 zostały przeliczone przez Eurostat zgodnie z klasyfikacją NACE Rev2.

Produkcja energii elektrycznej w GWh – dane miesięczne, Biuletyny Statystyczne GUS.

¹ PKD 2007 jest spójna z klasyfikacją NACE Rev.2. Klasyfikacja ta jest umownie przyjętym, hierarchicznie usystematyzowanym podziałem rodzajów działalności społeczno-gospodarczej podmiotów gospodarczych.

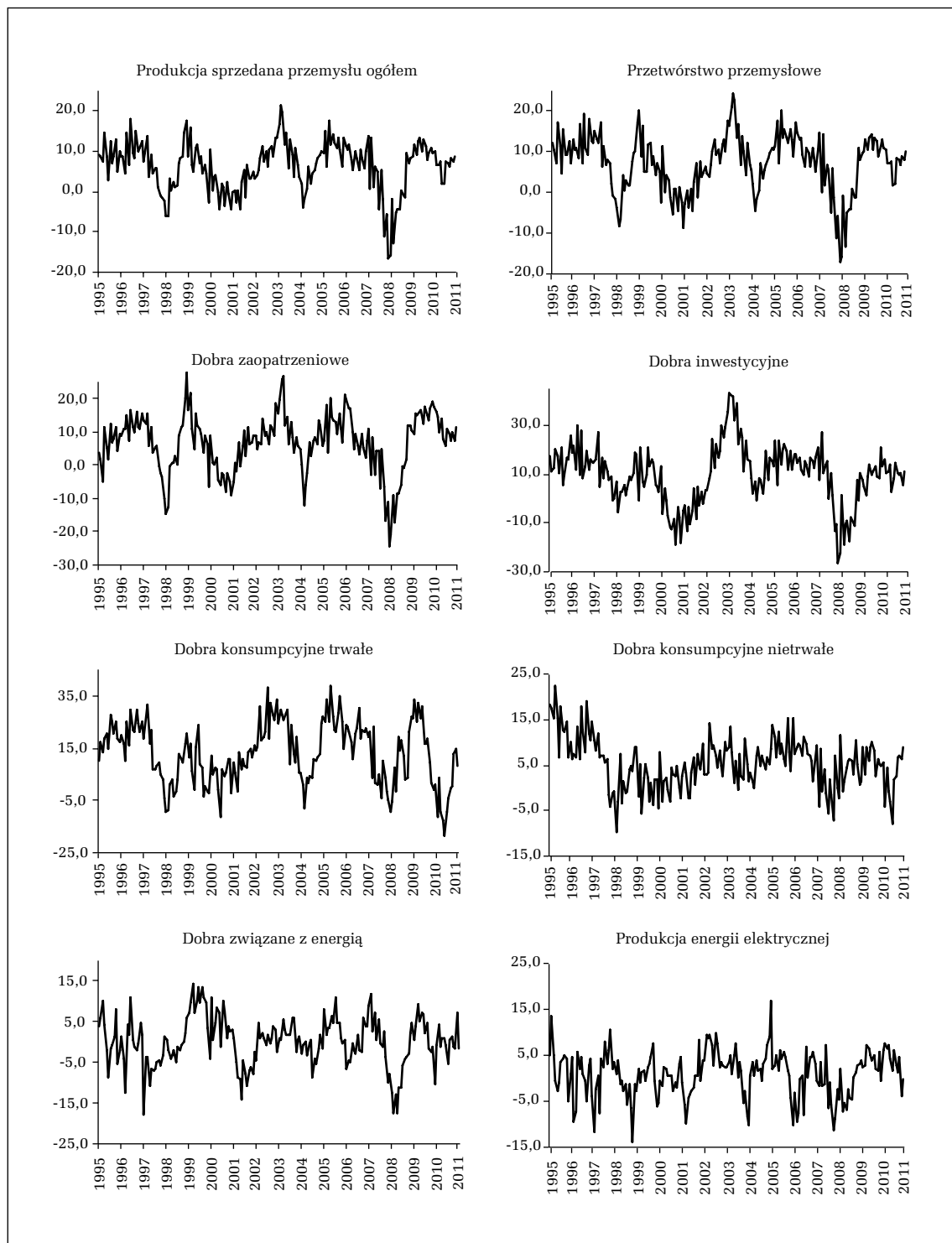
Wykres 1

Roczne przyrosty logarytmów naturalnych kwartalnych wskaźników aktywności gospodarczej w Polsce w latach 1996–2011



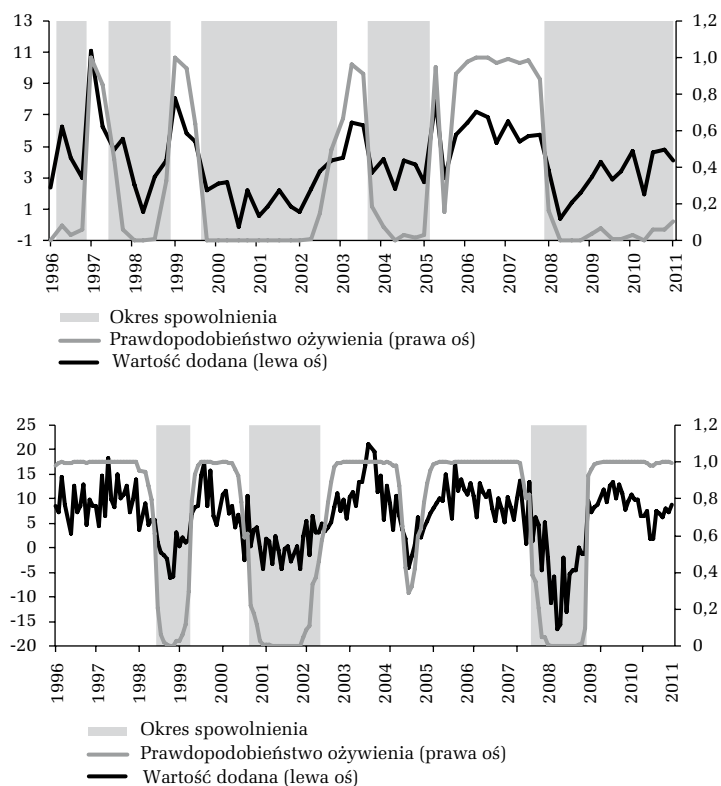
Wykres 2

Roczne przyrosty logarytmów naturalnych miesięcznych wskaźników aktywności gospodarczej w Polsce w latach 1995–2012



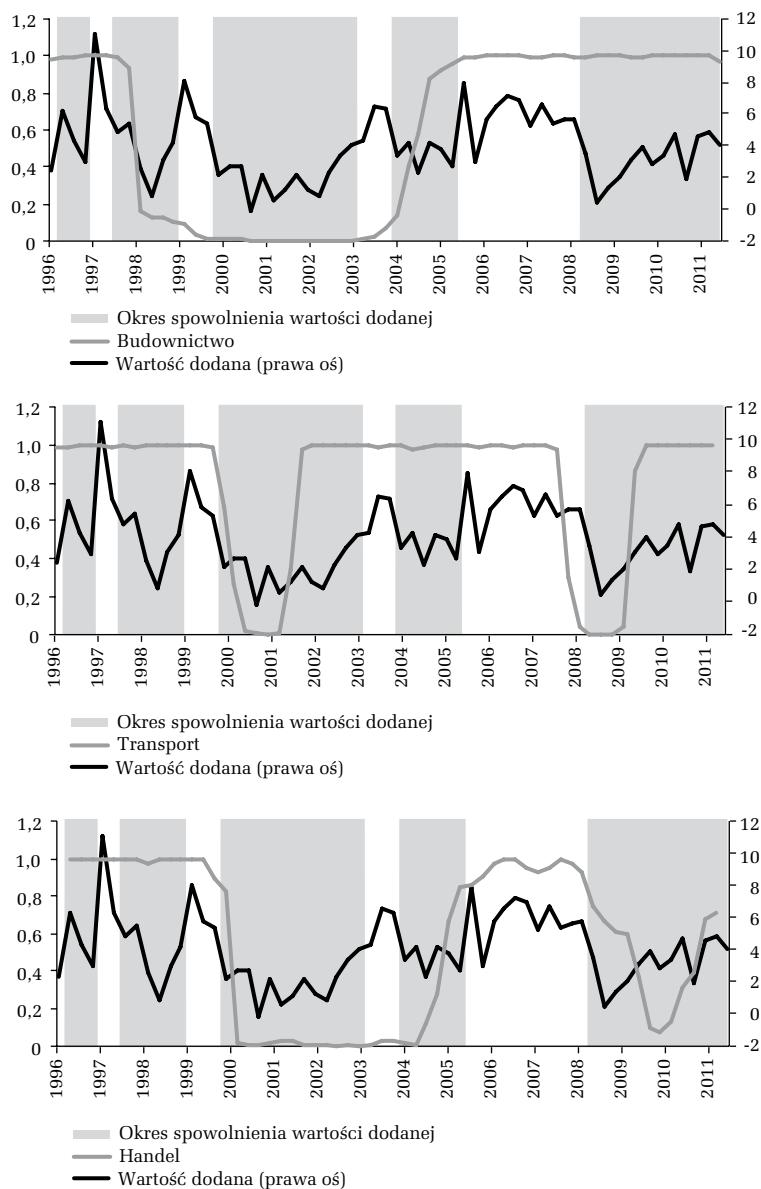
Wykres 3

Prawdopodobieństwo wystąpienia ożywienia dla wartości dodanej oraz produkcji w przemyśle na tle rocznych przyrostów logarytmów naturalnych tych zmiennych oraz ich okresów spowolnienia



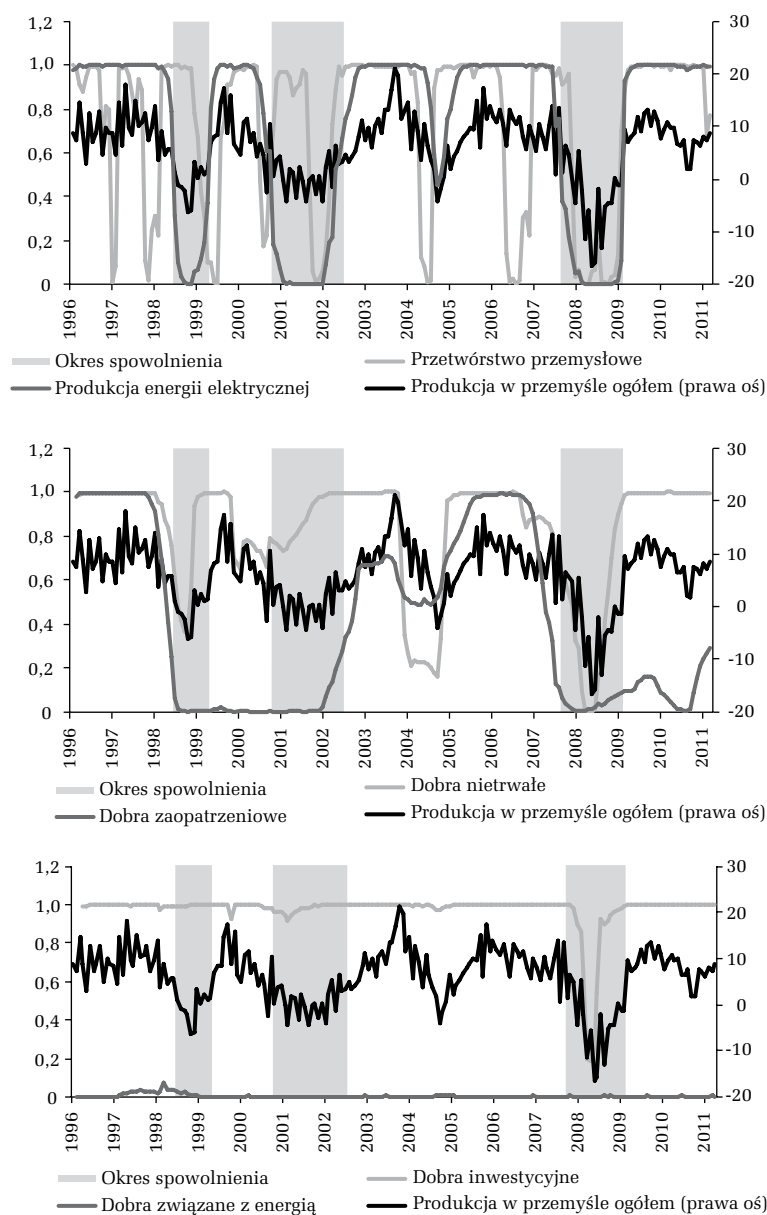
Wykres 4

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



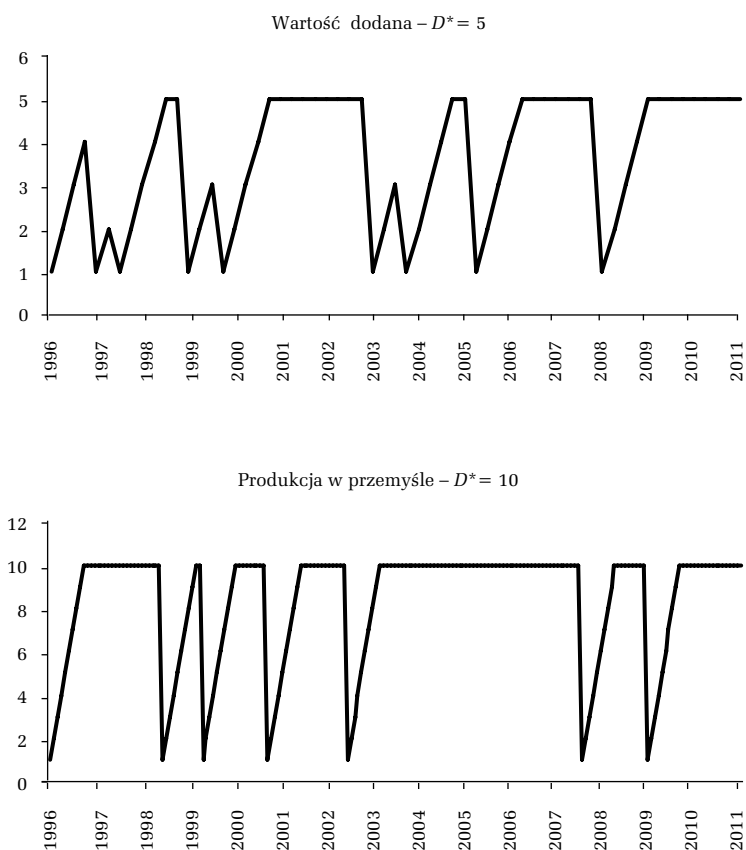
Wykres 5

Prawdopodobieństwo wystąpienia ożywienia na tle rocznych przyrostów logarytmów naturalnych oraz okresów spowolnienia produkcji w przemyśle



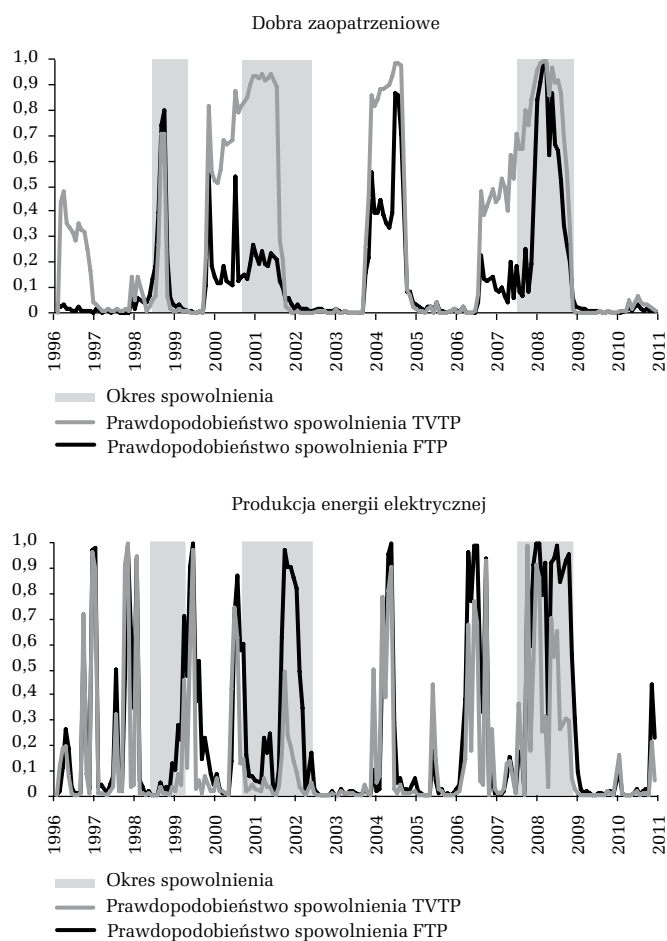
Wykres 6

Zmienne reprezentujące czas trwania faz cykli kwartalnej wartości dodanej oraz miesięcznej produkcji w przemyśle



Wykres 7

Prawdopodobieństwo spowolnienia wg modeli ze stałym (FTP) oraz zmiennym w czasie prawdopodobieństwem przejścia (TVTP)



Wykres 8

Prawdopodobieństwo przejścia dla produkcji dóbr zaopatrzeniowych oraz energii elektrycznej na tle wahań wskaźnika wyprzedzającego

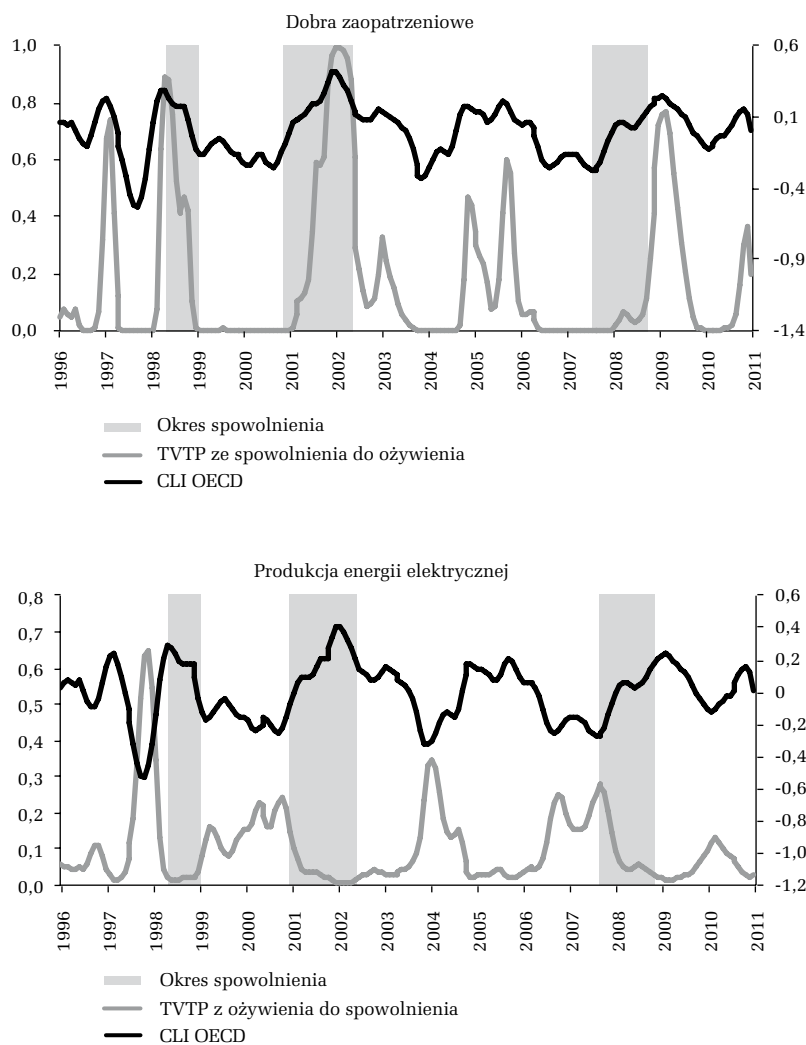


Tabela 1

Testy pierwiastka jednostkowego ADF oraz stacjonarności KPSS dla rocznych przyrostów logarytmów naturalnych wskaźników aktywności gospodarczej

Zmienna	ADF	KPSS	
	statystyka t	p -value ¹	statystyka LM ²
Wartość dodana brutto	-4,862	0,000	0,118
Wartość dodana w budownictwie	-3,800	0,005	0,315
Wartość dodana w handlu i naprawach	-5,920	0,000	0,296
Wartość dodana w transporcie	-4,998	0,000	0,091
Produkcja sprzedana przemysłu ogółem	-3,258	0,018	0,066
Przetwórstwo przemysłowe	-3,278	0,017	0,077
Dobra konsumpcyjne trwałe	-3,387	0,013	0,103
Dobra konsumpcyjne nietrwałe	-3,583	0,007	0,217
Dobra inwestycyjne	-2,638	0,087	0,103
Dobra zaopatrzeniowe	-3,667	0,005	0,044
Dobra związane z energią	-3,673	0,005	0,057
Produkcja energii elektrycznej	-6,029	0,000	0,066

¹ Wartości ustalone przez MacKinnona (1996) dla testu jednostronnego.

² Statystyka testu, asymptotyczne wartości krytyczne (por. Kwiatkowski i in. 1992).

Tabela 2

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

Parametr	Wartość dodana	Budownictwo	Transport	Handel
μ_0	2,80 (0,40)	-2,20 (1,93)	-4,69 (1,46)	2,38 (0,50)
μ_1	6,24 (0,53)	9,23 (1,62)	5,76 (0,62)	5,68 (0,35)
ϕ_1	0,12 (0,16)	0,38 (0,12)	-0,05 (0,14)	0,12 (0,14)
ϕ_2	0,02 (0,14)			-0,19 (0,14)
ϕ_3	0,40 (0,14)			-0,03 (0,13)
ϕ_4				-0,27 (0,12)
σ^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)
Średnia długość fazy spadkowej (w kwartałach)	8,4	25	6	12,5
Średnia długość fazy wzrostowej (w kwartałach)	4,8	19	16,7	11,3
Średnia długość cyklu (w latach)	3,3	11	5,7	6,0
Liczba cykli	4,5	1,5	2,5	2,5

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 prawdopodobieństwa przejścia.

