

## **WAHANIA KONIUNKTURALNE A ZMIANY CEN I STÓP PROCENTOWYCH W WYSOKOROZWIĘTYCH GOSPODARKACH RYNKOWYCH**

### **1. Uwagi wstępne**

Współczesna gospodarka rynkowa przechodzi nieuchronny proces globalizacji. Jednym z jej przejawów wydaje się być zacieranie różnic w przebiegu cykli koniunkturalnych obserwowanych w skali pojedynczych krajów. Zjawisko określane mianem synchronizacji wahań dotyka nie tylko zmian aktywności gospodarczej, lecz obejmuje swym zasięgiem także inne wielkości makroekonomiczne. W niniejszym opracowaniu przedstawiono wyniki analiz przeprowadzonych dla wybranych wysoko rozwiniętych systemów ekonomicznych. Przedmiotem badania były zależności pojawiające się pomiędzy oscylacjami koniunkturalnymi oraz zmianami poziomu cen i nominalnych stóp procentowych.

### **2. Metodyka analizy**

Badanie związków między fluktuacjami aktywności gospodarczej a wahaniami cen i stóp procentowych przeprowadzono na podstawie danych statystycznych dotyczących gospodarek: Australii, Francji, Japonii, Kanady, Stanów Zjednoczonych Ameryki, Wielkiej Brytanii oraz Włoch. Uznano, że wymienione państwa są reprezentantami systemów ekonomicznych, w których mechanizm rynkowy odgrywa najistotniejszą rolę, a dodatkowo kraje te, z racji otwartości swych gospodarek, mają znaczny udział w globalnym handlu. Stosując tego rodzaju przesłanki, należałoby również uwzględnić Republikę Federalną Niemiec, jednak zjednoczenie RFN i NRD na tyle naruszyło wewnętrzną spójność materiału źródłowego, iż zdecydowano o pominięciu danych opisujących niemiecką gospodarkę.

Badanie objęło okres od początku 1973 r. do końca 2000 r., a wszystkie szeregi analizowano w przekrojach kwartalnych. Początek zakresu czasowego wynikał z zaakceptowania kryteriów przyjętych przez IMF (2002), tj. upłynięciem kursów walutowych, znaczącym spowolnieniem tempa wzrostu gospodarczego w państwach uprzemysłowionych oraz pierwszą od II wojny światowej fazą spadku koniunktury, która odznaczyła się nawet absolutną redukcją produkcji.

Zmiany aktywności gospodarczej przedstawiono za pomocą realnego produktu krajowego brutto (PKB). Poziom cen był obrazowany wskaźnikiem

cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI), w przypadku którego przyjęto, iż IV kwartał 1999 r. = 100. Krótkookresowa nominalna stopa procentowa była reprezentowana przez średni kwartalny poziom stopy na międzybankowym rynku pieniężnym (z reguły przy 3 miesięcznym terminie oferty). Stopę długookresową zobrazowano przez średnią rentowność długookresowych obligacji rządowych.

Pierwszym krokiem analizy było przeprowadzenie korekty sezonowej. Wykonano ją dzięki zastosowaniu procedury Cenzus II/ X -11. W dalszej części posłużono się metodami ilościowymi, które znajdują swoją podbudowę teoretyczną w koncepcjach zaliczanych do nowej klasycznej makroekonomii, ze szczególnym naciskiem na poglądy twórców modeli realnych cykli koniunkturalnych.

Robert E. Lucas jest powszechnie uważany za najważniejszą postać w nowym podejściu klasycznym do makroekonomii. Swój esej „*Understanding Business Cycles*” (1977) rozpoczął od pytania: „*Why is it, in capitalist economies, aggregate variables undergo repeated fluctuations about trend, all of essentially the same character ?*”. Jak z tego wynika Lucas nie miał wątpliwości, iż istotą cyklu koniunkturalnego są odchylenia od długookresowego trendu. Takie właśnie podejście zastosowano w prezentowanej pracy, jednak należy podkreślić, że jest to całkowicie inna metodologia niż ta, którą posługują się analitycy IMF. Wątpliwości zgłaszane wobec definiowania cykli odchyleń od trendu wynikają zazwyczaj z arbitralności doboru jego funkcji. Tego rodzaju problem dotyczy jednak tylko trendu deterministycznego. Z uwagi na łatwość obliczeń i jednoznaczną interpretację ekonomiczną bardzo często aproksymuje się funkcję liniową o postaci:

$$\hat{y}_t = \alpha_0 + \alpha_1 * t + \varepsilon_t; \quad (1)$$

gdzie:  $\hat{y}_t$  – teoretyczne wartości trendu wielkości  $y$  w okresie  $t$ ;

$\alpha_0$  – estymator parametru liniowej funkcji trendu, określający poziom zjawiska w okresie  $t = 0$ ;

$\alpha_1$  – estymator parametru liniowej funkcji trendu, wyrażający średni przyrost badanego zjawiska;

$\varepsilon_t$  – składnik resztowy.

Istotne jest pojmowanie zmiennej czasowej ( $t$ ) – mimo tego, że występuje ona w roli elementu niezależnego (opisującego), to w rzeczywistości ma być tylko „atrapą” obrazującą wpływ głównych przyczyn zmian badanego zjawiska.

Powracając do teorii koniunktury gospodarczej trzeba postawić pytanie: co jest główną przyczyną długookresowych zmian PKB? Analizując wieloletnie szeregi produktu krajowego nie ma wątpliwości, że wartość realnego PKB

rośnie, a najważniejszym elementem sprawczym jest postęp techniczny.<sup>1</sup> Gdyby zatem przyjąć funkcję liniową do opisu trendu PKB, to estymator  $\alpha_1$  informowałby o średnim przyroście PKB w jednostce czasu, a z uwagi na swój stały poziom prowadziłby to do konkluzji, że stopa postępu technologicznego równa jest *constans*. Powyższe rozumowanie zostało zakwestionowane z dwóch bardzo ważnych przyczyn. Pierwszym z nich jest brak zgody na założenie stałości stopy postępu technologicznego, a więc przekreślenie możliwości ustalenia  $\alpha_1$  w równaniu (1). Obserwacja dzisiejszego świata, nawet bez jakiegokolwiek analizy ilościowej, jednoznacznie pokazuje, że postęp technologiczny nie może być uważany za proces o stałej stopie zmian. Zanegowanie funkcji liniowej<sup>2</sup> jako dobrego przybliżenia dla trendu PKB wyniknęło również z przyczyn formalno – statystycznych. Nelson i Plosser (1982) pokazali, że nie można odrzucić hipotezy, iż kształtowanie się realnego PKB jest przykładem procesu błędzenia przypadkowego z dryfem (*random walk with drift*). Wówczas formalny zapis takiego przebiegu przyjmuje postać:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

gdzie:  $\mu$  – stała reprezentująca dryf;  $\mu > 0$ .

Uwzględniając ten element można zauważyć, że jednorazowe zaburzenie dotychczasowej ścieżki wzrostu spowoduje jej trwałe odkształcenie, bez możliwości powrotu do poprzedniego przebiegu.

Akceptacja tezy o kształtowaniu się PKB zgodnie z błędzeniem losowym powoduje, że w równaniu (2) przy zmiennej  $y_{t-1}$  pojawi się parametr równy jeden. Używając nomenklatury ekonometrycznej należy stwierdzić, że szereg PKB ma pierwiastek jednostkowy (*unit root*), a zatem jest niestacjonarny.

Dla badacza koniunktury oznacza to dalece utrudnione rozróżnienie trendu od zmian cyklicznych, gdyż błędzenie losowe powoduje, że trend też podlega odchyleniom. Kydland i Prescott (1990) zaproponowali jednak metodę, która może sprostać tego typu wyzwaniom. Z uwagi na wcześniejsze prace Hodricka i Prescottta (1980) oraz Prescottta (1986) omawiane narzędzie nazwano filtrem Hodricka – Prescottta (filtrem HP).

Metoda ta pozwala obliczyć wartości, które minimalizują wyrażenie:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2, \quad (3)$$

gdzie:  $\tau_t$  – wartość komponentu trendu stochastycznego,

$\lambda$  – parametr filtru;  $\lambda = 100$  w przypadku danych rocznych;  $\lambda = 1600$  w przypadku danych kwartalnych i  $\lambda = 14400$  dla danych miesięcznych.

<sup>1</sup> Należy jednak pamiętać, że dodatkowo PKB może rosnać z przyczyn demograficznych. Zatem należy badać postęp techniczny poprzez relatywizowanie kapitału rzeczowego do ilości siły roboczej, czyli konieczne jest ujęcie *per capita*.

<sup>2</sup> Użycie wielomianu wyższego stopnia niczego nie zmienia, gdyż nadal można by wtedy przyjmować, że postęp technologiczny jest deterministycznie kształtowany w czasie i zawsze można trafnie prognozować jego tempo.

Ostatecznie można otrzymać szereg wartości pokazujących długookresową tendencję rozwojową, która nie jest jakkolwiek funkcją deterministyczną, lecz sama podlega zmianom w czasie. Dzielać empiryczne wartości badanej zmiennej przez realizacje wynikające z zastosowania filtra HP uzyskuje się wskazania pokazujące procentowe odchylenia od trendu. W taki właśnie sposób dokonano statystycznej dekompozycji badanych wielkości i wyizolowano elementy wahań cyklicznych. W przypadku realnego PKB zostały one uznane za składowe identyfikujące fluktuacje koniunkturalne.

Kolejne etapy prac ekonometrycznych polegały na przeprowadzeniu analizy widmowej. Ta część współczesnej ekonometrii jest dosyć zaawansowana matematycznie i bez wątplenia czerpie z doświadczenia nauk przyrodniczych. W tym miejscu można odwołać się do przykładu badania promienia światła słonecznego. Powierzchnowy ogląd sugeruje, że jest on biały. Jeżeli jednak na jego drodze ustawi się pryzmat, to bez trudu można dostrzec, że w istocie jest to konglomerat fal o różnych barwach, czyli o różnych długościach. Analiza szeregów czasowych z wykorzystaniem badania widmowego ma być takim pryzmatem, gdyż rzeczywisty przebieg procesu ekonomicznego, jako procesu stochastycznego, można przedstawić w formie wielomianu trygonometrycznego:

$$y_t = \sum_{i=1}^{N/2} (a_i \cos 2\pi \omega_i t + b_i \sin 2\pi \omega_i t), \quad (4)$$

gdzie:  $y_t$  – wartości rzeczywiste danej zmiennej;

$\omega_i = i/N$  – częstotliwość poszczególnych składowych harmonik,  $i = 1, 2, \dots, N/2$ ,

$N$  – liczba obserwacji w danym szeregu czasowym.

Analogia do wychwytywania długości fal elektromagnetycznych w spektrum światła słonecznego jest w tym przypadku w pełni zasłużona, gdyż częstotliwość wahań ( $\omega_i$ ) jest odwrotnością ich okresów. Zatem częstotliwość to miara pokazująca ilość cykli w jednostce czasu, natomiast okres wskazuje jak długo trwa jeden cykl. Okazuje się więc, że stochastyczny proces ekonomiczny to wiązka splecionych ze sobą fal sinusoidalnych, z których każda ma inną długość swoich wahań. Bardziej szczegółowe przedstawienie reguł przeprowadzania analizy spektralnej można znaleźć w artykule Kruszki (1999).

Wykorzystanie badania widmowego w wykrywaniu oscylacji koniunkturalnych ma dosyć spore zastosowanie. Przykładami są prace Sargenta (1987), Kinga i Watsona (1996) lub Milo (2000). Również twórcy filtra HP odwołują się do tego narzędzia ekonometrycznego, gdyż jak zauważa Prescott (1986) zastosowanie filtra opisanego zależnością (3) usuwa z szeregu harmoniki o okresowościach na tyle dużych, że nie można o nich mówić jak o składnikach cyklicznych. Podsumowując należy uznać, że pierwotny materiał statystyczny został poddany operacjom, które z jego przebiegu usunęły wahania znajdujące się na krajach spektrum stochastycznego. Udało się to wykonać dzięki korekcie sezonowej, która eliminuje oscylacje o okresach krótszych niż 5 kwartałów. Z drugiej strony filtr HP pozwolił odciąć zmiany, które z uwagi

na swoją długość nie mogą już być traktowane w kategorii fluktuacji koniunkturalnych, lecz równocześnie nie przekreślają możliwych odkształceń linii trendu.

Ostatnim krokiem w analizie zależności pomiędzy wahaniami aktywności gospodarczej a zmianami cen i stóp procentowych było określenie kierunku i siły współzmienności odpowiednio przygotowanych szeregów. W tym celu dokonano szacunku współczynników korelacji Persona. Pamiętać jednak trzeba, że bezkrytyczny pomiar korelacji może prowadzić do wykrycia pozornych związków. Dzieje się tak, gdy zmienne są niestacjonarne, czyli wówczas, gdy posiadają pierwiastek jednostkowy. W związku z tym bezpośrednio obliczenia korelacyjne poprzedziło przeprowadzenie testowania hipotezy o występowaniu pierwiastka jednostkowego. Narzędziami, które wykorzystano były: rozszerzony test Dickeya – Fullera (ADF) oraz test Phillipsa – Perrona (PP). Dokładną prezentację wymienionych instrumentów można znaleźć w książce Harrisa (1995)

### **3. Analiza stacjonarności i badanie widmowe wahań aktywności gospodarczej oraz zmian cen i nominalnych stóp procentowych**

Zgodnie z przyjętą metodologią, początkowym etapem badania empirycznego była korekta sezonowa. W rezultacie otrzymano pierwsze przybliżenie układu trend – cykl. Następnie przeprowadzono testowanie stacjonarności. Wyniki testu ADF i PP (przy poziomie istotności 0,05) zamieszczono w tabl. 1. Jak wynika z wartości zawartych w wymienionej tabelicy, prawie żadna z empirycznych statystyk nie przekroczyła poziomu krytycznego, który dla testu ADF wynosił – 3,40 i –21,78 dla testu PP. Wyjątek stanowiły nominalne stopy procentowe w Japonii, Wielkiej Brytanii i Włoszech, jednak tylko w przypadku posłużenia się metodą Dickeya – Fullera. Tego rodzaju wskazań nie potwierdził test Phillipsa – Perrona. Zaowocowało to odrzuceniem hipotezy o stacjonarności badanych szeregów, co jest bardzo powszechne w przypadku zmiennych makroekonomicznych. Ze względu na zaakceptowanie poglądu o niestacjonarności nie można dokonać bezpośredniego pomiaru stopnia współzmienności, gdyż uzyskane wyniki byłyby obciążone błędem pozorności relacji korelacyjnych. Także analiza widmowa wymaga, aby uwzględniane szeregi były stacjonarne. Ponieważ można bez trudu dostrzec, że szeregi realnego PKB oraz poziomu cen wykazują długookresowe trendy rosnące, co jest przyczyną występowania pierwiastka jednostkowego, przeprowadzono operacje usunięcia komponentów tendencji rozwojowej. W tym celu wykorzystano filtr Hodricka – Prescottta, dzięki któremu możliwe stało się oszacowanie wartości pokazujących stochastyczny przebieg trendu. Następnie obliczono procentowe odchylenia od tak definiowanego trendu i poddano je testowaniu stacjonarności. Bardzo zbliżone operacje wykonano dla stóp procentowych, jednak w ich przypadku obliczano różnice w stosunku do wartości trendu, gdyż już wcześniej był on mianowany w procentach. Wszystkie wyniki zawarto w tabl. 2.

Tab. 1. Testowanie stacjonarności realnego PKB, poziomu cen i nominalnych stóp procentowych w wybranych krajach w latach 1973- 2000

| Kraje           | Realny PKB |         | Poziom cen |         | Krótkookresowa nominalna stopa procentowa |                     | Długookresowa nominalna stopa procentowa |         |
|-----------------|------------|---------|------------|---------|---|---------------------|--|---------|
|                 | test ADF   | test PP | test ADF   | test PP | test ADF                                  | test PP             | test ADF                                 | test PP |
| Australia       | -0,99      | -0,96   | -1,44      | -3,84   | -2,04                                     | -7,91               | -2,14                                    | -5,72   |
| Francja         | -3,09      | -10,17  | -2,17      | 0,14    | -2,00                                     | -11,89              | .  | .       |
| Japonia         | -0,46      | -4,18   | -2,09      | -7,43   | -3,65                                     | -20,79              | -3,40                                    | -20,47  |
| Kanada          | -1,70      | -5,03   | -1,19      | 0,15    | -3,16 <sup>a</sup>                        | -11,60 <sup>a</sup> | -2,33                                    | -6,63   |
| USA             | -1,00      | -2,34   | -2,89      | -4,70   | -2,90                                     | -10,95              | -2,15                                    | -7,53   |
| Wielka Brytania | -1,93      | -5,38   | -2,25      | -4,06   | -3,99                                     | -14,85              | -3,72                                    | -19,96  |
| Włochy          | -2,04      | -9,98   | -1,47      | -4,25   | -3,94 <sup>b</sup>                        | -11,54 <sup>b</sup> | .  | .       |

Objaśnienia: a – dane analizowane od roku 1975; b – dane analizowane od roku 1978; . – brak danych.

Źródło: obliczenia własne na podstawie „International Financial Statistics” IMF, Waszyngton, miesięczniki z lat 1970-2001 oraz internetowej bazy danych OECD.

Tym razem wyniki obu testów nakazały zaakceptowanie hipotezy o stacjonarności szeregów pokazujących cykliczne oscylacje realnego PKB, poziomu cen i nominalnych stóp procentowych.<sup>3</sup> Pozwoliło to przeprowadzić analizę spektralną. W rezultacie powstała możliwość oceny rozkładów gęstości widmowej badanych wielkości. Na tej podstawie ustalono okresy dwóch najistotniejszych harmonik, dominujących w całym spektrum zmian uwzględnianych agregatów. Stosowane informacje zawarto w tabl. 3.

<sup>3</sup> Wartość krytyczna dla testu ADF wynosiła – 2,89, natomiast dla testu PP był to poziom – 14,51.

**Tab. 2. Testowanie stacjonarności wahań realnego PKB, oscylacji poziomu cen i nominalnych stóp procentowych w wybranych krajach w latach 1973 – 2000**

| Kraje           | Wahania realnego PKB |         | Wahania cen |         | Odchylenia krótkookresowej nominalnej stopy procentowej |                     | Odchylenia długookresowej nominalnej stopy procentowej |         |
|-----------------|----------------------|---------|-------------|---------|---|---------------------|--|---------|
|                 | test ADF             | test PP | test ADF    | test PP | test ADF  | test PP             | test ADF   | test PP |
| Australia       | -5,08                | -23,01  | -3,85       | -28,37  | -6,29   | -25,92              | -6,06  | -22,08  |
| Francja         | -4,16                | -17,25  | -3,35       | -14,90  | -3,81   | -25,48              | .  | .       |
| Japonia         | -4,68                | -23,42  | -4,90       | -24,55  | -4,59   | -28,08              | -4,08  | -29,34  |
| Kanada          | -4,57                | -20,39  | -3,79       | -16,41  | -4,99 <sup>a</sup>                                      | -20,16 <sup>a</sup> | -4,97  | -21,48  |
| USA             | -4,65                | -19,90  | -4,15       | -14,87  | -4,72   | -20,54              | -2,97  | -17,09  |
| Wielka Brytania | -6,07                | -19,11  | -3,85       | -37,57  | -5,63   | -23,09              | -5,74  | -26,34  |
| Włochy          | -4,08                | -26,04  | -2,99       | -29,91  | -4,67 <sup>b</sup>                                      | -16,42 <sup>b</sup> | .  | .       |

Objaśnienia: jak w tabl. 1.

Źródło: obliczenia własne.

**Tab. 3. Okresowość wahań dominujących w spektrum oscylacji realnego PKB oraz poziomu cen w wybranych krajach w latach 1973-2000**

| Kraje     | Okres wahań dominujących w spektrum oscylacji realnego PKB |          | Okres wahań dominujących w spektrum oscylacji poziomu cen |          | Okres wahań dominujących w spektrum oscylacji krótkookresowej nominalnej stopy procentowej |                    | Okres wahań dominujących w spektrum oscylacji długookresowej nominalnej stopy procentowej |          |
|-----------|--|----------|---|----------|--|--------------------|---|----------|
|           | kwartały   | kwartały | kwartały  | kwartały | kwartały   | kwartały           | kwartały  | kwartały |
| Australia | 18,20  | 33,33    | 25,00   | 18,20    | 18,18  | 28,57              | 28,57   | 20,00    |
| Francja   | 40,00  | 22,22    | 33,33   | 22,22    | 40,00  | 10,53              | .   | .        |
| Japonia   | 25,00  | 33,33    | 40,00   | 20,00    | 20,00  | 33,33              | 20,00   | 33,33    |
| Kanada    | 40,00  | 16,67    | 33,33   | 18,18    | 18,18 <sup>a</sup>   | 33,33 <sup>a</sup> | 28,57   | 20,00    |
| USA       | 33,33  | 22,22    | 33,33   | 22,22    | 33,33  | 20,00              | 25,00   | 12,50    |

|                 |       |       |       |       |                    |                    |       |       |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|--------------------|--------------------|-------|-------|
| Wielka Brytania | 33,33 | 20,00 | 33,33 | 18,18 | 20,00              | 33,33              | 20,00 | 28,57 |
| Włochy          | 33,33 | 22,22 | 40,00 | 20,00 | 40,00 <sup>b</sup> | 20,00 <sup>b</sup> | .     | .     |

Objaśnienia: jak w tabl. 1.

Źródło: obliczenia własne.

Dane zestawione w tabl. 3 pokazują, że najsilniej na kształt spektrum wahań realnego PKB wpływają harmoniki o okresowości zbliżonej do 30 kwartałów. Biorąc po uwagę, że cała próba liczyła 112 obserwacji, można wysnuć wniosek, że w badanej grupie krajów w obserwowanym okresie pojawiły się średnio blisko cztery cykle koniunkturalne.

Mimo dosyć zbliżonych rozkładów gęstości widmowej, nie można zakładać, że podobieństwo oznacza tożsamość. Z tego też powodu dokonano statystycznej weryfikacji hipotezy o pochodzeniu wszystkich rozkładów tej samej populacji. Sobczyk (1998) w takich przypadkach zaleca test Friedmana. W wyniku przeprowadzenia tego testu otrzymano statystykę  $\chi^2$  równą 51,86. Wobec wartości krytycznej wynoszącej 12,59 należało przy poziomie istotności 0,05 odrzucić hipotezę zerową. Zatem nie można mówić o tym, że synchronizacja wahań koniunkturalnych oznacza całkowitą zgodność wszelkich cech morfologicznych pojawiających się oscylacji, gdyż, np. okresy fluktuacji w siedmiu badanych gospodarkach nie wykazują tożsamości.

Kierując się wynikami zawartymi w tabl. 3 ponownie przeprowadzono test Friedmana, lecz tym razem odrzucono rozkłady Francji i Kanady. Empiryczna statystyka  $\chi^2$  wyniosła 8,08 a poziom krytyczny równy był 9,49. Oznaczało to akceptację hipotezy o pochodzeniu gęstości widmowej z tej samej populacji, co stanowi istotne potwierdzenie synchronizacji cykli koniunkturalnych w Australii, Japonii, USA, Wielkiej Brytanii i Włoszech.

Rozpatrując gęstości spektralne poziomu cen można ponownie stwierdzić dosyć zbliżone wartości okresów wahań dominujących, choć tym razem średnia jest nieco wyższa niż w przypadku oscylacji realnego PKB. Oznacza to, że w rozpatrywanym okresie można wyodrębnić mniejszą ilość „cykli”. Rezultaty testu Friedmana spowodowały przyjęcie tezy o tożsamości gęstości spektralnej oscylacji cen we Francji, Kanadzie i USA.

Spektrum wahań krótkookresowej stopy procentowej wykazywało kilka szczytów. Z reguły zaobserwowane piki wskazywały harmoniki o okresach wynoszących około 20 kwartałów oraz 33,33 kwartału. Pojawiające się różnice okazało się być statystycznie nieistotne, gdyż wyniki testu Friedmana nakazały akceptację hipotezy o pochodzeniu wszystkich rozkładów gęstości widmowej z tej samej populacji. Empiryczna wartość  $\chi^2$  równa była 8,86 wobec krytycznego poziomu wynoszącego 12,59.

Odchylenia od trendu długookresowej nominalnej stopy procentowej również wykazywały pojawienie się wahań cyklicznych. Najczęściej pojawiały się szczyty spektrum przy okresach równych 20 i 28,57 kwartału. Także w tym



przypadku rezultaty testu Friedmana spowodowały akceptację hipotezy o pochodzeniu gęstości widmowej z jednakowej populacji.<sup>4</sup>

Dosyć ważnym elementem budowy współczesnego procesu koniunkturalnego jest intensywność fluktuacji. Kowalczyk (1982) definiuje intensywność jako stopień rozproszenia szeregu wokół linii trendu. Z racji trochę odmiennych średnich badanych szeregów, porównanie nastąpiło poprzez oszacowanie klasycznego wskaźnika zmienności, który jest stosunkiem odchylenia standardowego do średniej arytmetycznej. Pamiętać trzeba, że zespół indeksów pokazujących odchylenia od trendu realnego PKB lub cen był zbudowany dzięki podzieleniu empirycznej wartości po korekcie sezonowej przez liczbę tożsamą z długookresową tendencją wyznaczoną przez filtr HP. Z tego względu poziomem odniesienia była liczba 100 oznaczająca pełną zgodność z trendem. W związku z tym wskaźnik zmienności informuje o tym o ile procent dany szereg odchyłał się przeciętnie od tendencji rozwojowej. Trochę inaczej oszacowano zmienność stóp procentowych. W ich przypadku wystarczyło policzyć odchylenie standardowe, gdyż poziomem odniesienia był trend składający się z obserwacji nominowanych w punktach procentowych. Otrzymane wartości wspomnianego wskaźnika zawarto w tabl. 4.

**Tabl. 4. Zmienność wahań koniunkturalnych i oscylacji poziomu cen oraz nominalnych stóp procentowych w wybranych krajach w latach 1973 – 2000**

| Kraje           | Współczynnik zmienności wahań realnego PKB | Współczynnik zmienności wahań cen | Odchylenie standardowe wahań krótkookresowej nominalnej stopy procentowej | Odchylenie standardowe wahań długookresowej nominalnej stopy procentowej |
|-----------------|--|-----------------------------------|---|--|
|                 | %  | %                                 | punkty procentowe   | punkty procentowe  |
| Australia       | 1,33                                       | 1,43                              | 1,13  | 0,55   |
| Francja         | 1,12                                       | 1,24                              | 0,91  | .  |
| Japonia         | 1,28                                       | 3,89                              | 1,08  | 0,74   |
| Kanada          | 1,85                                       | 1,28                              | 1,11 <sup>a</sup>   | 0,56   |
| USA             | 1,64                                       | 1,56                              | 0,95  | 0,78   |
| Wielka Brytania | 1,48                                       | 2,17                              | 1,11  | 0,58   |
| Włochy          | 1,25                                       | 2,04                              | 0,83 <sup>b</sup>   | .  |

Objaśnienia: jak w tabl. 1.  
Źródło: obliczenia własne.

<sup>4</sup> Empiryczna wartość statystyki  $\chi^2$  wyniosła 5,26 przy wartości krytycznej równej 9,49.

Przedstawione wskaźniki pokazują, że współczesne procesy koniunkturalne w wysoko rozwiniętych gospodarkach rynkowych charakteryzują się bardzo umiarkowaną intensywnością. Bez wątplenia niska zmienność PKB, nie przekraczająca średnio dwóch procent odchylenia od trendu, wynika ze względnie skutecznej polityki stabilizacji. Dostyc podobnie wygląda sytuacja w zakresie cen. Wyjątek stanowi Japonia, która w latach siedemdziesiątych ubiegłego stulecia zanotowała wysoką inflację, a w drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych deflację. Te niespotykane w innych krajach różnice w przyrostach przełożyły się na znacząco większą niż w pozostałych przypadkach zmienność poziomu cen konsumpcyjnych.

Najmniej zmiennymi kategoriami makroekonomicznymi okazały się nominalne stopy procentowe, a zwłaszcza średnia rentowność długookresowych obligacji rządowych. Podkreślić jednak należy, że odchylenie standardowe oszacowano dla całej badanej próby, tj. 28 lat. Podział tego okresu na segmenty zdecydowanie zmieniłby uwzględniane miary, szczególnie silnie byłaby zauważalna labilność rynków finansowych w latach siedemdziesiątych XX wieku.

Dzięki do tej pory przeprowadzonym szacunkom statystycznym uzyskano stacjonarne szeregi czasowe, które zostały przeanalizowane pod kątem zmienności. Oprócz tego zbadano gęstość widmową, która pozwala wyodrębnić istotne częstotliwości wahań cyklicznych. Dzięki odpowiednim testom statystycznym możliwa jest akceptacja hipotezy o znaczącym podobieństwie wahań koniunkturalnych w badanych gospodarkach. Analizy IMF (2002) wykazały, że synchronizacja przejawia się wysoką zbieżnością punktów zwrotnych cykli szacowanych dla realnego PKB oraz jego komponentów (konsumpcji i inwestycji). Przedstawione w niniejszym opracowaniu wyniki badania widmowego pozwalają powyższe wnioski uzupełnić o stwierdzenie, że synchronizacja odnosi się również do statystycznej tożsamości okresowości fluktuacji PKB w pięciu, spośród siedmiu uwzględnianych systemów ekonomicznych. Gęstość widmowa oscylacji stóp procentowych została uznana za w pełni zgodną dla wszystkich państw. Z tego obrazu wyłamały się zmiany poziomu cen, gdyż tylko dla trzech państw możliwa była akceptacja tezy o tożsamości ich spektrum.

Kolejnym krokiem analizy był pomiar współzmienności wahań wszystkich badanych wielkości. Otrzymane rezultaty przedstawiono w kolejnym punkcie niniejszej pracy.

#### **4. Badanie współzmienności wahań aktywności gospodarczej oraz zmian cen i nominalnych stóp procentowych**

Zdecydowana większość współczesnych koncepcji teoretycznych, które za przedmiot dociekań obrały koniunkturę gospodarczą, stanowi dorobek dwóch najistotniejszych szkół ekonomicznych: neokeynesowskiej lub neoklasycznej. Do początków lat siedemdziesiątych XX w. bez wątplenia dominowało

podejście neokeynesowskie, które w tradycyjnym ujęciu podkreślało popytowe determinowanie cyklicznych zmian aktywności gospodarczej. Najczęściej przytaczanym modelem tego rodzaju jest koncepcja autorstwa Hicksa (1951), choć podwaliny położył Samuelson.

Akceptacja modeli popytowych implikowała procykliczne zmiany cen, gdyż faza spadkowa koniunktury musiała odbijać się w spadku popytu globalnego. Wobec tego podmioty gospodarcze powinny obniżać ceny, aby podtrzymać zainteresowanie swoją ofertą towarową. Powyższy tok rozumowania był na tyle silnie zakorzeniony w dorobku ekonomicznym, że nawet Lucas, który odrzucił popytowe modele neokeynesowskie, w swojej pracy z 1977 uznawał procykliczność cen, jako tzw. „stylizowany fakt” procesów koniunkturalnych, a więc empiryczną prawidłowość, którą powinna objaśnić koncepcja teoretyczna.

Twórcy podejścia, które z czasem przyjęło się określać realnym cyklem koniunkturalnym (*real business cycle*), coraz częściej obecnie nazywanego szkołą dynamicznej równowagi ogólnej (*dynamic general equilibrium*), zdecydowanie zanegowali wcześniej przytoczone wnioski.<sup>5</sup> Zaważył pogląd, że najistotniejszą determinantą wahań aktywności gospodarczej są „szoki” podażowe wywoływane nieprzewidywalnymi zmianami tempa postępu technicznego. Tym samym sprawczy element cyklu koniunkturalnego miał tkwić w realnej sferze gospodarki i nominalne zmiany cen lub popytu nie mają wówczas takiego znaczenia, jak przypisywały im tradycyjne modele neokeynesowskie. Nie bez znaczenia dla podważenia dokonań kontynuatorów myśli Keynesa były również niewłaściwe podstawy mikroekonomiczne lub nawet ich brak w modelach popytowych, jak również niemożność wyjaśnienia zjawisk, które zachodziły w gospodarce światowej w początkach lat siedemdziesiątych ubiegłego wieku (Plosser (1989)). W związku z tym oszacowanie współzależności cyklicznych wahań realnego PKB i poziomu cen stanowi ważny element weryfikacji jednej z istotniejszych kontrowersji teoretycznych.

Dyskusja na temat powiązań pomiędzy nominalną i realną sferą gospodarki dotyczy także innych agregatów. Wśród nich kluczowa wydaje się kwestia relacji realnego PKB i stóp procentowych. Na związek ten zwracał już uwagę Keynes (1985), podkreślając że newralgiczną zmienną jest tu krańcowa efektywność kapitału, rozumiana jako stosunek przewidywanego przychodu z dodatkowej jednostki kapitału do kosztu jego wyprodukowania. Pojawia się wtedy związek stopy procentowej z inwestycjami – ich wielkość ustali się na poziomie, w którym krańcowa efektywność kapitału zrówna się z rynkową stopą procentową. Dopóki bowiem zainwestowanie pewnej sumy przynosi większy przychód niż koszt, jaki trzeba ponieść za jej pożyczanie, to podmioty gospodarcze będą inwestowały. Nikt jednak nie podejmie takiej decyzji, gdy dochód z inwestycji będzie niższy od wartości odsetek, jakie trzeba zapłacić za pożyczkę. Wynika z tego odwrotnie proporcjonalny związek między poziomem inwestycji a stopą procentową. Jeśli uwzględni się równocześnie

<sup>5</sup> Obszerne omówienie dorobku twórców koncepcji realnego cyklu koniunkturalnego można znaleźć w pracy Kinga i Rebelo (2000).

bardzo wysoką zgodność zmian realnej produkcji i inwestycji, to nasuwa się wniosek, iż stopa procentowa i aktywność gospodarcza powinny mieć przeciwnie kierunki fluktuacji.

Tego rodzaju rozumowanie stanowi wyjaśnienie, jak polityka monetarna może wpływać na realną sferę gospodarki za pomocą uznaniowego sterowania stopami procentowymi. Jednak cały dorobek monetaryzmu i nowej klasycznej makroekonomii stoi w sprzeczności z takim spojrzeniem na rolę banku centralnego w systemie rynkowym. Powołując się choćby na prace Friedmana (1968), Sargenta i Wallaca (1975), Lucasa (1996) lub Kahna, Kinga i Wolmana (2000) można jednoznacznie stwierdzić, że przedstawiciele szkoły neoklasycznej zdecydowanie podkreślają, że operowanie względnie trwałymi regułami polityki pieniężnej przynosi zdecydowanie lepsze skutki w zakresie stabilizacji koniunktury gospodarczej. Większość autorów podkreślających wewnętrzną stabilność rynkowego systemu ekonomicznego opowiada się za nakierowaniem narzędzi monetarnych na zwalczanie inflacji, choć różnie postrzegają oni optymalną konstrukcję instrumentów pozostających w gestii władz monetarnych. Bezpośrednie ukierunkowanie stóp procentowych tylko na bieżący poziom PKB jest, w ich rozumieniu, niepożądane, gdyż odroczenia czasowe pomiędzy arbitralną decyzją o zmianie stopy banku centralnego a odpowiedzią ze strony realnej sfery są niejednokrotnie tak duże, że wydawać się może iż kolejny raz należy dokonać korekty. Tego rodzaju błędy mogą przyczynić się do powstania nierównowagi na rynku pieniądza, inflacji oraz mogą same stać się impulsem generującym kolejne wahania produkcji.

W niniejszej pracy zrezygnowano z rozpatrywania stóp banków centralnych i skoncentrowano się na stopach rynku finansowego. Tego rodzaju zabieg miał na celu umożliwienie zastosowania wcześniej użytych narzędzi ekonometryczno-statystycznych. Gdyby bowiem posłużyć się stawkami banków centralnych, to ich deterministyczne kształtowanie wynikające z administracyjnych decyzji uprawnionych organów przekreślałoby spojrzenie na ich szeregi, jak na realizację procesów stochastycznych. Wykorzystanie rentowności papierów wartościowych lub stóp międzybankowych nie rodzi tego rodzaju ograniczeń, gdyż wycena rynkowa jest zjawiskiem, które z całą pewnością może być traktowane jako zdarzenie losowe. Nie można jednak zapominać, że stawki banku centralnego są istotną determinantą pozostałych stóp nominalnych. W związku z tym, pomimo posłużenia się odmiennymi stopami, analiza powiązania wahań koniunkturalnych ze zmianami rentowności papierów wartościowych nie traci waloru pośredniego uchwycenia stopnia oddziaływania polityki monetarnej na sferę realną.

Jak już wcześniej zaznaczano pomiar współzmienności za pomocą współczynnika korelacji Pearsona wymaga stacjonarności zmiennych. Informacje zawarte w tabl. 1 i 2 jednoznacznie wskazują, że cykliczne komponenty szeregów realnego PKB, poziomu cen i nominalnych stóp procentowych wykazują brak pierwiastka jednostkowego. Dlatego też szacunki korelacyjne objęły tylko te szeregi, a pełne wyniki zawarto w tabl. 5-7.

W tabeli 5 umieszczono współczynniki korelacji Pearsona  $r_{(j)}$  obliczane dla  $j \in \{0; \pm 1; \pm 2; \dots \pm 8\}$ . Korelacja oszacowana dla  $j = 0$  informuje o stopniu współzmienności bez jakichkolwiek przesunięć czasowych, natomiast wprowadzenie  $j \neq 0$  uprawnia do oszacowania przeciętnego przesunięcia czasowego pomiędzy odpowiednimi szeregami. Jeżeli największą wartość  $r_{(j)}$  uzyskuje się dla  $j > 0$  można mówić generalnie, że dana zmienna wyprzedza oscylacje realnego PKB, w przeciwnym przypadku należy traktować badany agregat jako opóźniony w stosunku do wahań koniunkturalnych.

Tab. 5. **Macierz korelacji pomiędzy wahaniami koniunkturalnymi i oscylacjami poziomu cen w wybranych krajach w latach 1973- 2000**

| Kraje           | Współczynniki korelacji wahań poziomu cen z wahaniami realnego PKB |           |           |           |           |           |       |           |           |           |           |           |           |  |
|-----------------|--|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--|
|                 | $Y_{t-8}$  | $Y_{t-6}$ | $Y_{t-4}$ | $Y_{t-3}$ | $Y_{t-2}$ | $Y_{t-1}$ | $Y_t$ | $Y_{t+1}$ | $Y_{t+2}$ | $Y_{t+3}$ | $Y_{t+4}$ | $Y_{t+6}$ | $Y_{t+8}$ |  |
| Australia       | -0,06  | -0,16     | -0,28     | -0,32     | -0,39     | -0,42     | -0,37 | -0,27     | -0,12     | 0,06      | 0,27      | 0,59      | 0,63      |  |
| Francja         | -0,46  | -0,49     | -0,52     | -0,53     | -0,53     | -0,49     | -0,41 | -0,34     | -0,24     | -0,13     | -0,02     | 0,20      | 0,35      |  |
| Japonia         | 0,35   | 0,48      | 0,42      | 0,28      | 0,10      | -0,06     | -0,19 | -0,22     | -0,23     | -0,20     | -0,18     | -0,19     | -0,25     |  |
| Kanada          | 0,26   | 0,16      | -0,06     | -0,21     | -0,34     | -0,46     | -0,56 | -0,59     | -0,56     | -0,50     | -0,43     | -0,33     | -0,25     |  |
| USA             | 0,48   | 0,34      | 0,08      | -0,08     | -0,25     | -0,41     | -0,55 | -0,67     | -0,75     | -0,77     | -0,76     | -0,65     | -0,47     |  |
| Wielka Brytania | 0,45   | 0,14      | -0,13     | -0,26     | -0,38     | -0,48     | -0,47 | -0,55     | -0,59     | -0,59     | -0,52     | -0,32     | -0,18     |  |
| Włochy          | -0,08  | -0,08     | 0,08      | 0,10      | 0,03      | -0,13     | -0,29 | -0,38     | -0,39     | -0,36     | -0,33     | -0,35     | -0,39     |  |

Źródło: obliczenia własne.

Informacje zawarte w tabl. 5 jednoznacznie pokazują, że zmiany poziomu cen są antycykliczne, gdyż pomiar współzmienności przy braku odroczeń wykazuje ujemną korelację. W pięciu krajach (Japonii, Kanadzie, USA, Wielkiej Brytanii i Włoszech) można przyjąć, że ceny wykazują cechy wskaźnika wyprzedzającego zmiany koniunktury, a wyprzedzenie wynosi od 1 do 3 kwartałów. W Australii i Francji ceny nadal są antycykliczne, lecz ich oscylacje są opóźnione względem fluktuacji PKB. W tym przypadku opóźnienie nie przekracza 3 kwartałów.

Tego rodzaju rezultaty potwierdzają słuszność koncepcji realnego cyklu koniunkturalnego i wykazują, że nominalne zmienne nie mają tak dużego wpływu na aktywność gospodarczą jak to sugerowały tradycyjne modele keynesowskie. Podobne wyniki, choć bazujące tylko na amerykańskim materiale statystycznym uzyskali również Kydland i Prescott (1990), Serletis i Krause (1996) oraz Gavin i Kydland (2000). Mimo wszystko należy do powyższych informacji podejść z pewną ostrożnością, gdyż nie można pominąć faktu, że wprowadzenie do analizowanych szeregów opóźnienia cen (dla Japonii, Kanady, USA, Wielkiej Brytanii i Włoch) powoduje uzyskanie istotnej dodatniej korelacji z wahaniami PKB. King i Watson (1996) uważają, że może to świadczyć o „sztywnościach” cenowych w odpowiedzi na nominalne, np. monetarne szoki. Tego rodzaju zjawisko jest uważane za charakterystyczne dla szkoły keynesowskiej. Jednak wspomniani autorzy skonstruowali model amerykańskiej gospodarki, w którym uwzględnili ewentualną lepkość cen i nawet przy

takim założeniu wygenerowane przebiegi szeregów cen i PKB wykazywały antycykliczność.

Jak wynika z tej partii analizy, trudno odnaleźć absolutnie uniwersalny związek pomiędzy oscylacjami koniunkturalnymi i zmianami globalnego poziomu cen. Zdecydowana większość przesłanek sugeruje jednak, że są to szeregi wykazujące przeciwne ustawienia punktów zwrotnych, przy czym ceny są wskaźnikiem wyprzedzającym. Akceptacja powyższej tezy stanowi równocześnie silny argument popierający neoklasyczne spojrzenie na procesy koniunkturalne.

Rezultaty pomiaru korelacji pomiędzy fluktuacjami realnego PKB i odchyleniami od trendu nominalnych stóp procentowych umieszczono w tabl. 6 i 7.

Tab. 6. **Macierz korelacji pomiędzy wahaniami koniunkturalnymi i oscylacjami krótkookresowej nominalnej stopy procentowej w wybranych krajach w latach 1973-2000**

| Kraje               | Współczynniki korelacji wahań poziomu cen z wahaniami realnego PKB |           |           |           |           |           |       |           |           |           |           |           |           |
|---------------------|--|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|                     | $Y_{t-8}$  | $Y_{t-6}$ | $Y_{t-4}$ | $Y_{t-3}$ | $Y_{t-2}$ | $Y_{t-1}$ | $Y_t$ | $Y_{t+1}$ | $Y_{t+2}$ | $Y_{t+3}$ | $Y_{t+4}$ | $Y_{t+6}$ | $Y_{t+8}$ |
| Australia           | -0,03  | 0,38      | 0,65      | 0,71      | 0,70      | 0,59      | 0,38  | 0,15      | -0,08     | -0,24     | -0,35     | -0,45     | -0,37     |
| Francja             | 0,34   | 0,36      | 0,37      | 0,38      | 0,38      | 0,34      | 0,24  | 0,10      | -0,08     | -0,22     | -0,28     | -0,19     | -0,07     |
| Japonia             | 0,34   | 0,51      | 0,52      | 0,44      | 0,30      | 0,14      | 0,00  | -0,04     | -0,06     | -0,07     | -0,08     | -0,13     | -0,21     |
| Kanada <sup>a</sup> | 0,27   | 0,37      | 0,29      | 0,25      | 0,22      | 0,19      | 0,12  | 0,01      | -0,14     | -0,27     | -0,35     | -0,38     | -0,25     |
| USA                 | 0,33   | 0,45      | 0,58      | 0,62      | 0,63      | 0,56      | 0,40  | 0,17      | -0,11     | -0,35     | -0,51     | -0,64     | -0,61     |
| Wielka Brytania     | 0,61   | 0,61      | 0,57      | 0,54      | 0,48      | 0,37      | 0,21  | 0,04      | -0,15     | -0,34     | -0,49     | -0,63     | -0,53     |
| Włochy <sup>b</sup> | 0,28   | 0,32      | 0,49      | 0,53      | 0,48      | 0,33      | 0,11  | -0,14     | -0,36     | -0,53     | -0,63     | -0,68     | -0,49     |

Objaśnienia: jak w tabl. 1.

Źródło: obliczenia własne.

Tab. 7. **Macierz korelacji pomiędzy wahaniami koniunkturalnymi i oscylacjami długookresowej nominalnej stopy procentowej w wybranych krajach w latach 1973-2000**

| Kraje           | Współczynniki korelacji wahań poziomu cen z wahaniami realnego PKB |           |           |           |           |           |       |           |           |           |           |           |           |
|-----------------|--|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|                 | $Y_{t-8}$  | $Y_{t-6}$ | $Y_{t-4}$ | $Y_{t-3}$ | $Y_{t-2}$ | $Y_{t-1}$ | $Y_t$ | $Y_{t+1}$ | $Y_{t+2}$ | $Y_{t+3}$ | $Y_{t+4}$ | $Y_{t+6}$ | $Y_{t+8}$ |
| Australia       | 0,18   | 0,43      | 0,52      | 0,52      | 0,48      | 0,39      | 0,23  | 0,03      | -0,19     | -0,38     | -0,47     | -0,48     | -0,42     |
| Japonia         | 0,31   | 0,45      | 0,48      | 0,44      | 0,34      | 0,19      | 0,03  | -0,02     | -0,06     | -0,09     | -0,10     | -0,18     | -0,25     |
| Kanada          | 0,12   | 0,13      | 0,20      | 0,26      | 0,30      | 0,28      | 0,18  | 0,04      | -0,12     | -0,25     | -0,33     | -0,37     | -0,42     |
| USA             | 0,70   | 0,49      | 0,18      | 0,05      | -0,06     | -0,17     | -0,29 | -0,39     | -0,47     | -0,51     | -0,51     | -0,36     | -0,12     |
| Wielka Brytania | 0,70   | 0,49      | 0,18      | 0,05      | -0,06     | -0,17     | -0,29 | -0,39     | -0,47     | -0,51     | -0,51     | -0,36     | -0,12     |

Źródło: obliczenia własne.

Przytoczone wyniki pokazują generalnie takie same właściwości krótko i długookresowych stóp procentowych. Przy braku przesunięć czasowych wykazują one z reguły umiarkowaną dodatnią korelację z wahaniami realnego PKB. Stopień procyklicznej współzmienności istotnie wzrasta w sytuacji opóźnienia rentowności panierów wartościowych, natomiast nadanie jej charakteru wskaźnika wyprzedzającego wahania koniunkturalne powoduje, że współczynniki korelacji stają się ujemne.

Interpretując takie dane należy bardzo silnie podkreślić, że pomiar nie dotyczył wartości stóp lecz ich odchyień od długookresowego trendu. Nie można więc twierdzić, że obniżenie stóp procentowych jest elementem silnie skojarzonym ze zmianą aktywności gospodarczej, gdyż z racji niestacjonarności szeregów stóp taki pomiar byłby obarczony wadą pozorności związków statystycznych. Jednak przedstawione rezultaty badania empirycznego pokazują, że cykliczne komponenty realnego PKB oraz okresowe fluktuacje stóp procentowych wykazują już istotne powiązania. Nasuwa się pytanie, jak powyższe konstatacje mogą rzutować na politykę monetarną ?. Dostyc jednoznacznie należy stwierdzić, że przytoczone wyniki pokazują, iż tylko nieoczekiwana zmiana stóp, która odbije się względnie trwałym odchyleniem od trendu może wywołać reakcje w realnej sferze gospodarki. Natomiast posunięcia, które układają się zgodnie z długookresową tendencją, będą uwzględniane w przewidywaniach podmiotów gospodarczych i bardzo szybko znajdują swoje odbicie w rynkowej wycenie papierów wartościowych lub lokat międzybankowych. W związku z tym operowanie nominalnymi stopami procentowymi może silniej oddziaływać na nominalne zmienne, szczególnie inflację, natomiast interakcje ze zmianami koniunkturalnymi są zdecydowanie mniejsze.

Wskazane wyżej wnioski są ponownie zgodne z paradygmatem neoklasycznym w teorii koniunktury. Wprzęgnięcie do analizy oczekiwań racjonalnych podmiotów gospodarczych, uwzględnianie wpływu nieoczekiwanej zmiany instrumentów monetarnych oraz wykazanie procykliczności stóp procentowych to dosyc powszechne cechy modeli realnego cyklu koniunkturalnego – zob. Barro (1997).

## 5. Uwagi końcowe

Raport Międzynarodowego Funduszu Walutowego (IMF) z roku 2002 na temat cykli koniunkturalnych w skali świata dosyc jednoznacznie wykazał, że współczesne wahania aktywności gospodarczej wykazują daleko posuniętą synchronizację. Rezultaty przedstawione przez analityków IMF pokazują wysoką zgodność w czasie występowania poszczególnych punktów zwrotnych oraz faz w oscylacjach realnego PKB oraz jego komponentów (konsumpcji i inwestycji). Wyniki badania widmowego zaprezentowane w niniejszym opracowaniu uzupełniają wnioski IMF, gdyż dowodzą, że w większości przypadków synchronizacja wahań przejawia się również w jednorodności częstotliwości oscylacji dominujących w szeregach realnego PKB. Także stopień zmienności aktywności gospodarczej poszczególnych państw jest bardzo podobny i zawiera się w przedziale między jednym a dwoma procentami.

Wysoka zgodność okresowości wahań dotyczy również odchyień od trendów nominalnych stóp procentowych. Mniej homogeniczne są gęstości spektralne oscylacji poziomu cen.

Z racji niestacjonarności wszystkich badanych wielkości konieczne okazało się wyeliminowanie tendencji rozwojowych. W tym celu posłużono się

filtrem Hodricka – Prescottta. Przeprowadzone następnie pomiary korelacyjne, choć nie są absolutnie jednoznaczne, wykazały że zmiany cen i nominalnych stóp procentowych powinny być traktowane jako szeregi procykliczne w stosunku do wahań PKB. Tego rodzaju spostrzeżenia są potwierdzeniem słuszności neoklasycznego postrzegania procesów koniunkturalnych.

Zanotowane wyżej uwagi nie mogą być bezpośrednio przenoszone na grunt gospodarki Polski. Po pierwsze, materiał źródłowy dotyczący sytuacji w naszym kraju jest nadal szczupły i wielokrotnie nie pozwala na przeprowadzenie prawidłowego wnioskowania statystycznego. Po drugie, przedmiotem analizy były wybrane gospodarki państw rozwiniętych i mimo wydawałoby się bardzo podobnych warunków gospodarczych nie zawsze można było uchwycić powiązania poszczególnych zmiennych, które miałyby charakter uniwersalny i weryfikowalny w każdym systemie ekonomicznym. Ostatecznie należy pamiętać, że gospodarka Polski to nadal układ transformujący się i wnioski prawdziwe dla dojrzałych rynków nie mogą być w tym przypadku wprost transponowane.

Mimo wszystko trzeba podkreślić, że przebudowa systemowa ma na celu stworzenie w pełni wykształconych mechanizmów rynkowych. Zatem petryfikacja reguł wykorzystujących rachunek ekonomiczny powinna z czasem doprowadzić do względnego ujednoczenia charakterystyk zjawisk koniunkturalnych w Polsce i w krajach rozwiniętych. W związku z tym przytoczone fakty mogą być wskazówką sugerującą pewne prawidłowości, nawet w warunkach transformacji. Szczególnie dotyczy to ograniczonego oddziaływania poziomu stóp procentowych na aktywność gospodarczą i negatywnej weryfikacji popytowego determinowania oscylacji realnego PKB.

#### **Bibliografia:**

1. Barro R. J., *Makroekonomia*, PWE, Warszawa 1997.
2. Friedman M., *The Role of Monetary Policy*, "American Economic Review", 1968, vol. 58, s. 1-17.
3. Gavin W. T., Kydland F. E., *The Nominal Facts and the October 1979 Policy Change*, "Federal Reserve Bank of St. Louis Review", December 2000, s. 39-61.
4. Harris R., *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, London, 1995.
5. Hicks J. R., *Theory of the Trade Cycles*, Oxford University Press, Oxford 1951.
6. Hodrick R. J., Prescott E. C., *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, Discussion Paper No 451, Carnegie – Mellon University 1980.
7. IMF, *Recessions and Recoveries*, World Economic Outlook, April, Waszyngton 2002.
8. Keynes J. M., *Ogólna teoria zatrudnienia, procentu i pieniądza*, PWN, Warszawa 1985.



9. Khan A., King R. G., Wolman L. J., *Optimal Monetary Policy*, Working Papers No 00 – 10, Federal Reserve Bank of Richmond 2000.
10. King R. G., Watson, M. W., *Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle*, “The Review of Economics and Statistics”, 1996, vol. 78, s. 35- 53.
11. King R. G., Rebelo S. T., *Resuscitating Real Business Cycles*, Working Papers No 467, University of Rochester – Center for Economic Research (RCER) 2000.
12. Kowalczyk Z., *Wahania koniunkturalne w gospodarce kapitalistycznej*, [w:] *Koniunktura gospodarcza*, Kowalczyk Z. (red.), PWE, Warszawa 1982.
13. Kruszka M.(), *Wahania koniunkturalne a zmiany podaży pieniądza w gospodarce RFN i Polski*, „Wiadomości Statystyczne” nr 7/1999, s. 68-81.
14. Kydland F. E., Prescott E. C., *Business Cycles: Real Facts and Monetary Myth*, “Federal Reserve Bank of Mineapolis Quarterly Review”, Spring 1990, s. 3-18.
15. Lucas R. E., *Understanding Business Cycle*, [przedruk w:] *Business Cycle Theory*, Kydland F. E. (red.), Edward Elgar Publishing Company, Aldershot-Brookfield 1995.
16. Lucas R. E., *Nobel Lecture: Monetary Neutrality*, “Journal of Political Economy”, 1996, vol. 104, s. 661-682.
17. Milo W., *O cyklach koniunkturalnych. Problemy ogólne*, [w:] *Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych*, Zeliaś A. (red.), AE w Krakowie, Kraków 2000, s. 203-213.
18. Nelson C. R., Plosser C. I., *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series; Some Evidence and Implications*, “Journal of Monetary Economics”, 1982, vol. 10, s. 139-162
19. Plosser C. I., *Understanding Real Business Cycles*, “Journal of Economic Perspectives”, 1989, vol. 3, s. 51-77.
20. Prescott E. C., *Theory Ahead of Business Cycle Measurement*, Federal Reserve Bank of Mineapolis Quarterly Review, Fall 1986, s. 9-22.
21. Sargent T. J., Wallace N., *„Rational Expectations”, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule*, “Journal of Political Economy”, 1975, vol. 83, s. 241-254.
22. Sargent T., *Macroeconomics Theory*, Academic Press, New York 1987.
23. Serletis A., Krause D., *Nominal Stylized Facts of U. S. Business Cycles*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, July 1996, s. 49-54.
24. Sobczyk M., *Statystyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1998.