

Joanna Bruzda

Badanie synchronizacji cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro. Zastosowanie analizy czasowo-skalowej

Słowa kluczowe: *synchronizacja cykli koniunkturalnych, analiza falkowa.*

Abstrakt: W artykule proponuje się zastosowanie analizy czasowo-skalowej (falkowej) do badania synchronizacji cykli koniunkturalnych. Analiza falkowa jest podejściem umożliwiającym jednoczesne badanie procesu stochastycznego w dziedzinie czasu i w dziedzinie częstości. Dzięki temu pozwala ona śledzić składowe procesów gospodarczych o charakterystykach zmieniających się czasie. Do składowych tych należą niewątpliwie cykliczności o okresach powyżej jednego roku do około 12 lat, które definiuje się jako cykle koniunkturalne¹. W artykule ilustruje się proponowane podejście badaniem synchronizacji cykli koniunkturalnych w Polsce z cyklami jej głównych partnerów handlowych ze strefy euro: Niemiec, Francji, Włoch i Holandii. W analizie empirycznej otrzymano potwierdzenie „stylizowanych faktów” dotyczących cykli koniunkturalnych Polski: ich czasu trwania, dużego podobieństwa do cykli niemieckich, czy wyprzedzającego charakteru w stosunku do cykli krajów strefy euro. Przeprowadzono także weryfikację hipotezy o endogeniczności kryteriów optymalnych obszarów walutowych, nie uzyskując jednak wyraźnego jej potwierdzenia lub zaprzeczenia. Ponadto wskazano zalety analizy czasowo-skalowej jako metody badania zbieżności cykli w porównaniu do narzędzi stosowanych tradycyjnie, np. przez banki centralne.

WPROWADZENIE

Badanie synchronizacji cykli koniunkturalnych występuje od zarania statystycznych analiz cykliczności gospodarczych. Jako pierwszą pracę podejmującą problematykę empirycznej weryfikacji występowania cykli oraz ich

¹ Patrz A. F. Burns, W. C. Mitchell, *Measuring Business Cycle*, National Bureau of Economic Research, New York 1946.

wzajemnych relacji w ujęciu geograficznym wskazuje się zwykle książkę W. C. Mitchella z 1927 r. W pracy tej na podstawie badania dotyczącego 17 krajów w okresie od 1890 do 1925 roku autor przekonująco dowodzi występowania zarówno cykli krajowych, jak i międzynarodowych, podkreślając w konkluzji: „Żaden z krajów z naszej listy nie miał mniej cykli koniunkturalnych od roku 1890 niż wskazują na to wzory wahań międzynarodowych, ale większość krajów miała jeden lub dwa więcej ponad tę liczbę. Te dodatkowe cykle rzadko wynikają z braku uczestnictwa w wahaniami międzynarodowych aktywności i depresji, a raczej ze wstawienia czegoś, co można nazwać krajową recesją pomiędzy datami recesji międzynarodowych”².

W latach dziewięćdziesiątych zainteresowanie zbieżnością cykli koniunkturalnych powróciło w kontekście weryfikacji teorii realnego cyklu koniunkturalnego, która przewiduje występowanie pewnych wzorów korelacji wzajemnych między państwami w zakresie dochodu, konsumpcji, inwestycji czy zatrudnienia³. W szczególności D. K. Backus i P. J. Kehoe⁴ przebadali szczegółowo korelacje dochodu i innych agregatów makroekonomicznych dla 10 krajów z podziałem na trzy okresy analizy – przed I wojną światową, w okresie międzywojennym oraz w okresie powojennym – zauważając, że okres międzywojenny charakteryzuje się największą korelacją wysokości dochodu między krajami, z porównania pozostałych dwu okresów wynika zaś, że wyższe korelacje zachodzą z reguły w okresie powojennym⁵.

Innym powodem popularności analiz zbieżności cykli koniunkturalnych we współczesnych badaniach makroekonomicznych jest prognozowanie efektywności wspólnej polityki pieniężnej oraz weryfikacja hipotezy o endogeniczności kryteriów optymalnych obszarów walutowych. Zbieżność cykli stanowi bowiem metakryterium optymalności wspólnych obszarów walut. Jak zauważa B. Eichengreen⁶, koszt utraty samodzielnej polityki pieniężnej jest szczególnie wysoki, jeśli występuje niska korelacja cykli koniunkturalnych i brak wystarczającej kompensacji dla szoków asymetrycznych ze strony polityki fiskalnej czy mobilności pracy.

Najważniejszym czynnikiem wpływającym na zbieżność cykli wydaje się handel. Teorie wymiany międzynarodowej przewidują, że wzrost

² W. C. Mitchell, *Business Cycles: The Problem and Its Setting*, National Bureau of Economic Research, New York 1927, s. 442–443.

³ Patrz D. K. Backus, P. J. Kehoe, F. E. Kydland, *International Real Business Cycles*, „Journal of Political Economy” 100/1992, s. 745–775.

⁴ Patrz: D. K. Backus i P. J. Kehoe, *International Evidence of the Historical Properties of Business Cycles*, „American Economic Review” 82/1992, s. 864–888.

⁵ Warto dodać, że badania D. K. Backusa i P. J. Kehoe’a, op. cit., D. K. Backusa, P. J. Kehoe’a i F. E. Kydlanda 1992, op. cit., a także prace innych autorów dostarczyły wyników stojących w sprzeczności z implikacjami modeli realnego cyklu gospodarczego.

⁶ Patrz: B. Eichengreen, *Is Europe an Optimum Currency Area?*, National Bureau of Economic, Research Working Papers 357/1991.

wymiany będzie sprzyjał zwiększaniu zbieżności cykli⁷. Przewidywania te zdają się potwierdzać badania empiryczne, przeprowadzane w szczególności w kontekście weryfikacji hipotezy o endogeniczności kryteriów optymalnych obszarów walutowych⁸. Z drugiej jednak strony integracja ekonomiczna i wzrost wymiany handlowej mogą również prowadzić do bardziej wyspecjalizowanej struktury produkcji i obniżenia poziomu wymiany wewnętrzzgałęziowej, co będzie powodowało desynchronizację cykli koniunkturalnych⁹.

Niewątpliwie ocena stopnia zbieżności cyklu koniunkturalnego Polski z cyklami krajów strefy euro i z tzw. europejskim cyklem koniunkturalnym jest ważna w kontekście aspiracji naszego kraju, związanych z wejściem do strefy euro. Zagadnienie to jest zresztą obecnie przedmiotem zaawansowanych studiów empirycznych¹⁰. W badaniach tych wykorzystuje się szereg metod zarówno z dziedziny czasu, jaki i z dziedziny częstości, począwszy od rekursywnych i kroczących współczynników korelacji wzajemnej, indeksów konkordancji i dyfuzji, po badanie asymetrii reakcji gospodarek na szoki, czy inspekcję funkcji wzajemnej gęstości spektralnej.

Propozycją niniejszego artykułu jest zastosowanie w kontekście badania zbieżności cykli analizy czasowo-skalowej (falkowej), która łączy w sobie badanie w dziedzinie czasu i w dziedzinie częstości¹¹. Analiza ta dostarcza spektralnych charakterystyk procesów ekonomicznych traktowanych jako funkcje czasu, co pozwala na śledzenie ewolucji w czasie interesujących nas

⁷ Patrz: J. Imbs, *Trade, Finance, Specialization, and Synchronization*, „Review of Economics and Statistics” 86/2004, s. 723–734.

⁸ Pierwszą publikacją dotyczącą tego zagadnienia jest artykuł J. Frankla i A. Rose’a, *The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria*, „The Economic Journal” 108/1998, s. 1009–1025. Aktualne wyniki, a także odwołania do innych studiów z tego zakresu można znaleźć w pracy E. S. Gonçalvesa, M. Rodriguesa, T. Soaresa, *Correlation of Business Cycles in the Euro Zone*, „Economics Letters” 102/2009, s. 56–58.

⁹ Powyższe przypuszczenie, które można nazwać hipotezą o egzogeniczności kryteriów optymalnych obszarów walutowych, sformułował P. Krugman – idem, *Lessons of Massachusetts for EMU*, [w:] F. S. Torres, F. Giavazzi (eds.) *Adjustment and Growth In the European Monetary Union*, Cambridge University Press, Cambridge 1993, s. 241–261.

¹⁰ Patrz: E. Adamowicz, S. Dudek, D. Pachucki, K. Walczyk, *Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy euro w kontekście struktur tych gospodarek*, [w:] *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, Projekty badawcze*, cz. I, NBP 2009, s. 8–224; K. Konopczak, *Analiza zbieżności cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej ze strefą euro na tle krajów Europy Środkowo-Wschodniej oraz państw członkowskich strefy*, [w:] *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, Projekty badawcze*, cz. III, NBP 2009, s. 68–104 oraz P. Skrzypczyński, *Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro*, Materiały i Studia 2008, s. 227.

¹¹ Por. też T. Jagrič, R. Ovin, *Method of Analyzing Business Cycles in a Transition Economy: The Case of Slovenia*, „The Developing Economies” 42/ 2004, s. 42–62; P. M. Crowley, J. Lee, *Decomposing the Co-movement of the Business Cycle: A Time-Frequency Analysis of Growth Cycles In the Euro Area*, Bank of Finland, „Research Discussion Papers” 12/2005.

składowych częstotliwościowych procesów. Wśród zalet analizy falkowej wskazuje się zwykle bardziej efektywne wykorzystanie informacji zawartej w szeregach czasowych, niż w przypadku krótkookresowej analizy fourierowskiej, zakładającej stałą szerokość okna czasowego. W analizie falkowej bowiem bada się wahania krótkookresowe z użyciem małych okien czasowych, a wahania długookresowe z użyciem okien dużych. Pozwala to dokładniej datować występowanie szoków zewnętrznych wywołujących lub wzmacniających cykle koniunkturalne¹². Dodatkowo, będąc – podobnie jak analiza spektralna¹³ – podejściem nieparametrycznym, analiza falkowa umożliwia badanie procesów nieliniowych bez utraty informacji. Nieliniowość procesów opisujących poziom aktywności gospodarczej wynika z asymetrii współczesnych cykli koniunkturalnych¹⁴.

W części drugiej artykułu zaprezentowano skrótowo narzędzia analizy falkowej wykorzystane w badaniu empirycznym¹⁵. Samo badanie, będące kontynuacją opartej na podobnym zestawie danych analizy zawartej we wcześniejszej pracy autorki¹⁶, odwołuje się do tzw. odchyleniowej definicji cyklu¹⁷, zakładającej operowanie na danych po eliminacji trendu. Eliminacja

¹² Patrz na ten temat: S. M. Raihan, Y. Wen, B. Zeng, *Wavelet: A New Tool for Business Cycle Analysis*, Federal Reserve Bank of St. Louis, „Working Paper Series” 2005–050A.

¹³ Na temat analizy spektralnej i jej ekonomicznych zastosowań patrz L. Talaga, Z. Zieliński, *Analiza spektralna w modelowaniu ekonometrycznym*, PWN, Warszawa 1986.

¹⁴ Cechy morfologiczne współczesnych cykli koniunkturalnych dyskutuje się w wielu pracach – patrz np. S. Pangsy-Kania, K. Piech (red.), *Diagnozowanie koniunktury gospodarczej w Polsce*, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa 2003, R. Barczyk, L. Kąsek, M. Lubiński, K. Marczewski, *Nowe oblicza cyklu koniunkturalnego*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2006.

¹⁵ Bardziej sformalizowaną prezentację narzędzi z zakresu analizy czasowo-skalowej można znaleźć w pracach: C. Torrence, G. P. Combo, *A Practical Guide to Wavelet Analysis*, „Bulletin of the American Meteorological Society” 79/1998, s. 61–78; D. B. Percival, A. T. Walden, *Wavelet Methods for Time Series Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge 2000; R. F. Gençay, F. Selçuk, B. Whitcher, *An Introduction to Wavelets and Other Filtering Methods in Finance and Economics*, Academic Press, San Diego 2002; P. M. Crowley, *A Guide to Wavelets for Economists*, „Journal of Economic Surveys” 21/2007, s. 207–226. Na temat możliwości, jakie ma do zaoferowania analiza falkowa w badaniach ekonometrycznych, patrz: J. B. Ramsey, *Wavelets in Economics and Finance: Past and Future*, „Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics”, 6(3) 2002, art. 1; C. Schleicher, *An Introduction to Wavelets for Economists*, Bank of Canada, „Working Papers” 3/2002; J. Bruzda, *Czasowo-skalowa analiza cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro*, referat prezentowany na konferencji: „Statystyka publiczna jedną z podstaw samorządności w państwie demokratycznym”, Toruń, 16–18.04.2008, gdzie wskazuje się, że ze względu na swój adaptacyjny charakter analiza falkowa jest narzędziem badania procesów niestacjonarnych oraz procesów o przejściowych charakterystykach, będących efektem zmienności w czasie parametrów lub nieliniowości zjawisk. W szczególności falki pozwalają analizować procesy zawierające trendy deterministyczne i stochastyczne, sezonowość zmienną, zmienną wariancję, załamania strukturalne, czy obserwacje nietypowe.

¹⁶ Patrz: J. Bruzda, op. cit.

¹⁷ W myśl definicji odchyleniowej wahania koniunkturalne to procesy powtarzających się, nieściśle periodycznych oscylacji produktu wokół jego długookresowej ścieżki wzrostu – patrz:

ta nie jest tu jednak wstępną obróbką danych, a wynika z faktu analizy procesów w pasmach częstości, gdzie wahania dla częstości zerowej (trend) są automatycznie przechwytywane przez pasmo wahań o najniższych częstościach. Wyniki analizy empirycznej, dotyczącej synchronizacji indeksów produkcji przemysłowej Polski, Francji, Holandii, Niemiec i Włoch, z użyciem zarówno ciągłej, jak i dyskretnej transformacji falkowej, zawarte są w części trzeciej artykułu. Gospodarki Francji, Holandii, Niemiec i Włoch są największymi partnerami handlowymi Polski w strefie euro i dostarczają jednocześnie ponad 70% PKB strefy euro, co świadczy o dominującym wpływie tych gospodarek na tzw. europejski cykl koniunkturalny. Ostatnia część artykułu zawiera najważniejsze wnioski.

NARZĘDZIA ANALIZY FALKOWEJ

Analiza falkowa polega na dekompozycji procesu na składowe, będące przesuniętymi i przeskalowanymi wersjami tzw. falki podstawowej (ang. *mother wavelet*), którą może być dowolna funkcja $\psi(\cdot)$ o własnościach:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \psi(x) dx = 0, \quad \int_{-\infty}^{\infty} \psi^2(x) dx = 1. \quad (1)$$

U podstaw analizy falkowej leży transformata falkowa, która może być ciągła lub dyskretna. Transformata dyskretna dostarcza oszczędnej reprezentacji danych i jest szczególnie pożyteczna w redukcji szumu i kompresji informacji, podczas gdy transformata ciągła jest bardziej przydatna w rozpoznawaniu lokalnych charakterystyk sygnału¹⁸.

Ciągłą transformatą falkową (ang. *continous wavelet transform* – CWT) funkcji $f(\cdot)$ nazywamy przekształcenie postaci:

$$W(\lambda, t) = \int_{-\infty}^{\infty} \psi_{\lambda, t}(x) f(x) dx, \quad (2)$$

gdzie

$$\psi_{\lambda, t}(x) = \frac{1}{\sqrt{\lambda}} \psi\left(\frac{x-t}{\lambda}\right) \quad \lambda > 0. \quad (3)$$

R. E. Lucas, *Understanding Business Cycles*, „Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy” 5/1997, s. 7–29. Na temat możliwych podejść do definiowania cykli koniunktury patrz: R. Barczyk i in., op. cit., s. 130–138.

¹⁸ Patrz: A. Grinsted, J. C. Moore, S. Jevrejeva, *Application of the Cross Wavelet Transform and Wavelet Coherence to Geophysical Time Series*, „Nonlinear Processes in Geophysics” 11/2004, s. 561–566.

W wyniku ciągłej transformacji falkowej otrzymuje się więc zbiór współczynników falkowych (ang. *wavelet coefficients*), $\psi_{\lambda,t}(x)$, zależnych od skali λ i czasu t . Zbiór ten stanowi równoważną reprezentację funkcji $f(\cdot)$. W przypadku szeregów czasowych we wzorze (2) operację całkowania zastępuje się splotem. Kwadraty modułów współczynników falkowych naniesione na płaszczyznę czasowo-skalową stanowią tzw. skalogram szeregu czasowego. Skalogram przedstawia rozkład wariancji procesu w dwuwymiarowej przestrzeni czasowo-skalowej. Wśród ważnych narzędzi wykorzystujących CWT są również: koherencja falkowa i falkowy kąt fazowy. Koherencja falkowa jest lokalnym współczynnikiem korelacji na płaszczyźnie czasowo-skalowej, podczas gdy falkowy kąt fazowy jest odpowiednią lokalną miarą przesunięcia fazowego między procesami¹⁹.

Wśród narzędzi wykorzystujących transformatę dyskretną znajdują się między innymi dekompozycja korelacji falkowych oraz dekompozycja krzyżowych korelacji falkowych²⁰. Niech dany będzie wektor danych postaci $\mathbf{x} = (x_0, x_1, \dots, x_{N-1})'$ długości $N = 2^J$. Dla $j = 1, 2, \dots, J$ oraz $t = 0, 1, \dots, 2^{J-j} - 1$ definiujemy dyskretną transformatę falkową (ang. *discrete wavelet transform* – DWT) wektora \mathbf{x} jako:

$$W_{j,t} = \sum_{n=0}^{N-1} x_n \psi_{j,t} \left(\frac{n}{N} \right), \quad (4)$$

gdzie $\psi_{j,t}(\cdot)$ są przeskalowanymi i przesuniętymi wersjami falki podstawowej, tj.:

$$\psi_{j,t}(x) = 2^{-j/2} \psi(2^{-j+1}x - t). \quad (5)$$

Dla danego j współczynniki $W_{j,t}$ odpowiadają skali $\lambda_j = 2^{j-1}$. Dla procesu stochastycznego Y_t zmienną w czasie wariancję falkową definiuje się następująco:

$$\sigma_t^2(\lambda_j) = \frac{1}{2\lambda_j} \text{Var}(W_{j,t}). \quad (6)$$

Zakładając, że wariancja ta nie zależy od czasu²¹, otrzymuje się dekompozycję wariancji według skal postaci:

¹⁹ Patrz: C. Torrence, G. P. Combo, op. cit.

²⁰ Na temat innych spośród narzędzi tego typu patrz np. R. F. Gençay i in., op. cit.; J. Bruzda, op. cit.

²¹ Założenie to jest spełnione także dla procesów niestacjonarnych, pod warunkiem, że procesy te są zintegrowane rzędu d , długość filtra falkowego L jest zaś wystarczająca dla eliminacji niestacjonarności ($L > 2d$) – patrz np. D. B. Percival, A. T. Walden, op. cit., s. 304.

$$\text{Var}(Y_t) = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{\lambda_j} \text{Var}(W_{j,t}) = \sum_{j=1}^{\infty} \sigma^2(\lambda_j). \quad (7)$$

Wariancja falkowa na poziomie j odpowiadającym skali $\lambda_j = 2^{j-1}$, $\sigma^2(\lambda_j)$ informuje o zmienności wahań o okresach zawartych w przybliżeniu w przedziale $2^j - 2^{j+1}$.

Analogicznie do wariancji falkowej wprowadza się pojęcia kowariancji i korelacji falkowych oraz krzyżowych kowariancji i korelacji falkowych. Dla procesów stochastycznych Y_{1t} i Y_{2t} kowariancja falkowa dla skali λ_j jest definiowana jako:

$$\gamma_Y(\lambda_j) = \frac{1}{2\lambda_j} \text{Cov}(W_{1,j,t}, W_{2,j,t}). \quad (8)$$

Jeśli procesy Y_{1t} i Y_{2t} przesuniemy względem siebie o jednostek czasu, otrzymujemy krzyżową korelację falkową postaci:

$$\gamma_{Y,\tau}(\lambda_j) = \frac{1}{2\lambda_j} \text{Cov}(W_{1,j,t}, W_{2,j,t+\tau}). \quad (9)$$

Podobnie jak w przypadku dekompozycji wariancji danej wzorem (7), kowariancje falkowe są wynikiem dekompozycji kowariancji procesów Y_{1t} i Y_{2t} według skal λ_j .

Natomiast korelacja falkowa dla skali λ_j i jej krzyżowy odpowiednik są definiowane jako:

$$\rho_Y(\lambda_j) = \frac{\gamma_Y(\lambda_j)}{\sigma_1(\lambda_j)\sigma_2(\lambda_j)}, \quad (10)$$

$$\rho_{Y,\tau}(\lambda_j) = \frac{\gamma_{Y,\tau}(\lambda_j)}{\sigma_1(\lambda_j)\sigma_2(\lambda_j)}. \quad (11)$$

Wielkości (10) i (11) przyjmują wartości z przedziału $[-1, 1]$ i informują o sile i kierunku zależności między procesami na danym poziomie rozdzielczości (tj. dla danej skali). Korelacja falkowa wyznaczana dla różnych skal λ_j jest dyskretnym analogiem koherencji falkowej, natomiast krzyżowa korelacja falkowa będzie pomocna w ustalaniu relacji opóźnień i wyprzedzeń między procesami w różnych horyzontach czasu; jest więc nośnikiem podobnych informacji jak falkowy kąt fazowy w analizie ciągłej.

W estymacji korelacji falkowych i krzyżowych korelacji falkowych w praktyce w miejsce DWT stosuje się jej modyfikację w postaci MO-DWT (ang. *maximal overlap discrete wavelet transform*), która nie wymaga operowania szeregami długości będącej potęgą liczby 2, dostarcza bardziej efektywnego estymatora $\gamma_Y(\lambda_j)$ oraz ma własność niezmienniczości ze względu na przesunięcia w czasie, co umożliwia szacowanie i interpretację krzyżowych korelacji falkowych²².

WYNIKI EMPIRYCZNE

W badaniu wykorzystano miesięczne indeksy produkcji przemysłowej Francji (dane z okresu 1960.01–2007.11, 575 obserwacji), Holandii (dane z okresu 1960.01–2007.12, 576 obserwacji), Niemiec (dane z okresu 1960.01–2007.11, 575 obserwacji), Włoch (dane z okresu 1960.01–2007.10, 574 obserwacje) i Polski (dane z okresu 1992.01–2007.11, 203 obserwacji), pochodzące z bazy IFS (International Financial Statistics) Międzynarodowego Funduszu Walutowego. Cele analizy były następujące:

- próba identyfikacji składowych cyklicznych analizowanych procesów,
- ocena siły zależności jednoczesnych i ich zmian w czasie dla wahań z różnych przedziałów częstości,
- ocena związków opóźnień i wyprzedzeń czasowych pomiędzy składowymi cyklicznymi.

W badaniu wykorzystano dwa narzędzia oparte na CWT: analizę skalogramu i analizę koherencji falkowych, oraz dwa narzędzia, u podstaw których leży DWT (lub ściślej – MODWT): dekompozycję korelacji falkowych i dekompozycję krzyżowych korelacji falkowych. W dalszej części prezentuje się wybrane najistotniejsze wyniki tej analizy.

Analizę z wykorzystaniem CWT przeprowadzono w oparciu o falke Morleta, która charakteryzuje się optymalną łączną koncentracją czasowo-częstotliwościową²³. Interpretacji podlegają tylko wartości powyżej linii stożka wpływu (ang. *cone of influence*)²⁴. Testy istotności przeprowadzono przy założeniu w hipotezie zerowej, że badane procesy są autoregresyjne rzędu pierwszego i mają rozkłady normalne. W przypadku koherencji falkowej, do wyznaczenia której niezbędne jest przyjęcie założenia odnośnie do postaci tzw. operatora wygładzającego, co okazuje się mieć wpływ na wyniki

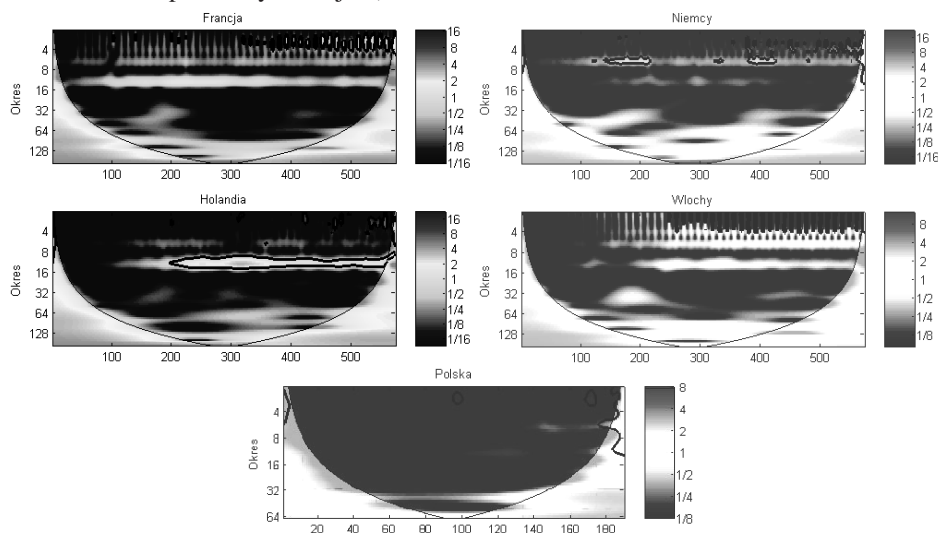
²² Patrz: R. F. Gençay i in., op. cit., s. 252 i poprzednie.

²³ Patrz np. S. M. Raihan i in., op. cit. Badanie wykonano z użyciem kodów Matlab autorstwa A. Grinsteda i in., op. cit., zmodyfikowanych na potrzeby niniejszej analizy przez autorkę.

²⁴ Na wartości znajdujące się poniżej linii stożka zbyt duży wywiera wpływ sposób ekstrapolacji szeregu na krańcach próby.

testów istotności²⁵, testy te zostały przeprowadzone z użyciem metody Monte Carlo. Wyniki analizy skalogramów dla szeregów o maksymalnych przyjętych w analizie długościach prezentuje rys. 1.

Rysunek 1. Skalogramy indeksów produkcji przemysłowej (lata 1992–2007 dla Polski, 1960–2007 dla pozostałych krajów)



Osie X oznaczają czas w miesiącach, Y – długości okresów wahań w miesiącach; interpretacji podlegają tylko współczynniki powyżej linii stożka wpływu; wartości istotne na poziomie istotności 5% zaznaczono konturem

Źródło: opracowanie własne.

Skalogramy umożliwiają np. przeanalizowanie zmienności w czasie oraz struktury wahań sezonowych, zarysowujących się od początku badanego okresu w danych dla Francji, a od lat siedemdziesiątych obecnych wyraźnie na wykresie dla Holandii i pojawiających się też na wykresie dla Włoch. Wahania takie są też obecne w szeregu produkcji przemysłowej Niemiec, ale zdają się one mieć raczej charakter cykli półrocznych, a nie rocznych. Na uwagę zasługuje fakt, że udział wahań sezonowych w ogólnej wariancji badanych procesów jest najwyższy w latach 1975–1985.

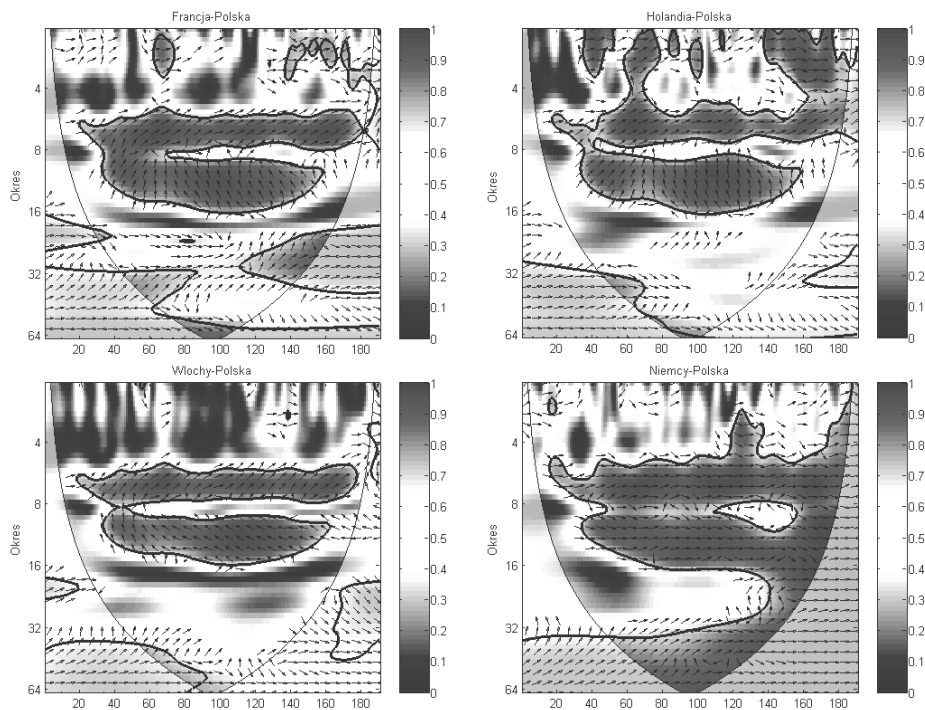
Jeśli chodzi o wahania koniunkturalne, to należy zauważyć przede wszystkim ich dużą zmienność w czasie. Jedne cykle zanikają, a w to miejsce pojawiają się inne, o innych cechach morfologicznych – amplitudzie i częstotliwości. W szeregu dla Polski zauważamy obecność wahań 3-letnich, a także najprawdopodobniej około 5–5,5-letnich²⁶. Skalogram dla Polski wykazuje

²⁵ Patrz A. Grinsted i in., op. cit.

²⁶ Porównaj wyniki prezentowane w pracy P. Skrzypczyńskiego, op. cit., w której autor stosuje analizę *cross*-spektralną.

podobieństwo do części skalogramu dla Niemiec, odpowiadającej okresowi analizy 1992–2007, tj. okresowi przyjętemu dla Polski. Dokładnie rzecz biorąc, w skalogramie dla Niemiec można dopatrzeć się wahań 3-letnich, które występują w latach siedemdziesiątych oraz od początku lat dziewięćdziesiątych, wahań 5–6-letnich, obecnych od lat osiemdziesiątych oraz cykli

Rysunek 2. Współczynniki koherencji falkowych dla indeksów produkcji przemysłowej Polski i jej partnerów handlowych (lata 1992–2007)



Osie X oznaczają czas w miesiącach, a Y – długości okresów wahań w miesiącach; interpretacji podlegają tylko współczynniki powyżej linii stożka wpływu; wartości istotne na poziomie istotności 5% zaznaczono konturem; testy istotności przy przyjęciu gaussowskiego procesu AR(1) w hipotezie zerowej przeprowadzono z użyciem metody Monte Carlo; każdorazowo wykonano 1000 replikacji; w estymacji koherencji falkowych wykorzystano operator wygładzający Torrenca-Webstera (patrz np. A. Grinsted i in., 2004, op. cit.); strzałki przedstawiają oceny falkowych kątów fazowych; jeśli strzałki są skierowane ku górze, kraj B wyprzedza kraj A dla zależności na wykresie A-B, a jeśli ku dołowi – jest na odwrót; strzałki poziome skierowane w prawo informują o występowaniu procesów „w fazie”, tj. pokrywaniu się przebiegów cykli, w lewo zaś – „w antyfazie”, tj. pokrywaniu się momentów szczytu cyklu jednego procesu z momentami dna cyklu drugiego procesu.

Źródło: opracowanie własne.

10–11-letnich. Wahania 5-letnie zdają się występować też w indeksie produkcji przemysłowej Holandii w drugiej połowie próby, gdzie nachodzą się z dłuższymi wahaniami 6–7-letnimi. Ciekawą obserwacją jest też to, że skalogramy Francji i Włoch zdają się przebiegać bardzo podobnie. Mianowicie w latach siedemdziesiątych można zauważyć obecność wahań 3,5-letnich, a także stałą obecność wahań o niższych częstościach (8–10-letnich). Należy jednak dodać, że żadne z sygnalizowanych wahań koniunkturalnych nie są istotne na poziomie 5% w teście, w którym przyjmuje się w hipotezie zerowej gaussowski proces autoregresyjny.

Analizę koherencji falkowych przeprowadzono dla próby z okresu 1992–2007. Prezentowane wykresy wskazują na współzależność cyklu koniunkturalnego Polski z cyklem niemieckim w przedziale wahań 3–5,5-letnich, przy czym koherencje te rosną w czasie (są wyższe w drugiej połowie próby). Można zaobserwować także istotną współzależność między Polska i Francją w zakresie wahań trzyletnich w ciągu ostatnich 5 lat. Ciekawych informacji dostarczyły też oszacowane kąty fazowe informujące o opóźnieniach i wyprzedzeniach w zależnościach między indeksami produkcji przemysłowej. I tak – w przypadku zależności Niemcy–Polska cykl koniunkturalny w Polsce okazuje się równoczesny lub wyprzedzający, w zależności Francja–Polska – wyprzedzający²⁷. Na wszystkich wykresach ujawniły się istotne współzależności w zakresie wahań o okresie do jednego roku, przy czym w trzech przypadkach wahania sezonowe w Polsce wyprzedzają odpowiednie wahania w innych krajach (wyjątkiem jest zależność Niemcy–Polska, gdzie obserwuje się związki jednoczesne).

W badaniu opartym na MODWT wykorzystano falkę db4, która posłużyła do przeprowadzenia 5-poziomowej dekompozycji korelacji falkowych i krzyżowych korelacji falkowych. Wyliczając korelacje falkowe dla poszczególnych skal pominięto wszystkie współczynniki, na których wartość mógł mieć wpływ fakt, iż MODWT (podobnie jak DWT) jest splotem periodycznym²⁸. Korelacje falkowe badano w dwu przedziałach czasowych: lata 1986–1996 oraz 1997–2007, a krzyżowe korelacje falkowe tylko w jednym (1997–2007). Daty 1986 i 1997 wyznaczają ważne etapy procesu integracji europejskiej, związane z – odpowiednio – implementacją Jednolitego Aktu Europejskiego i Paktu Stabilności i Wzrostu. Przedział drugi można też traktować jako okres bezpośrednio poprzedzający wprowadzenie euro (tzw. *run-up to euro*) oraz okres od początku istnienia strefy euro.

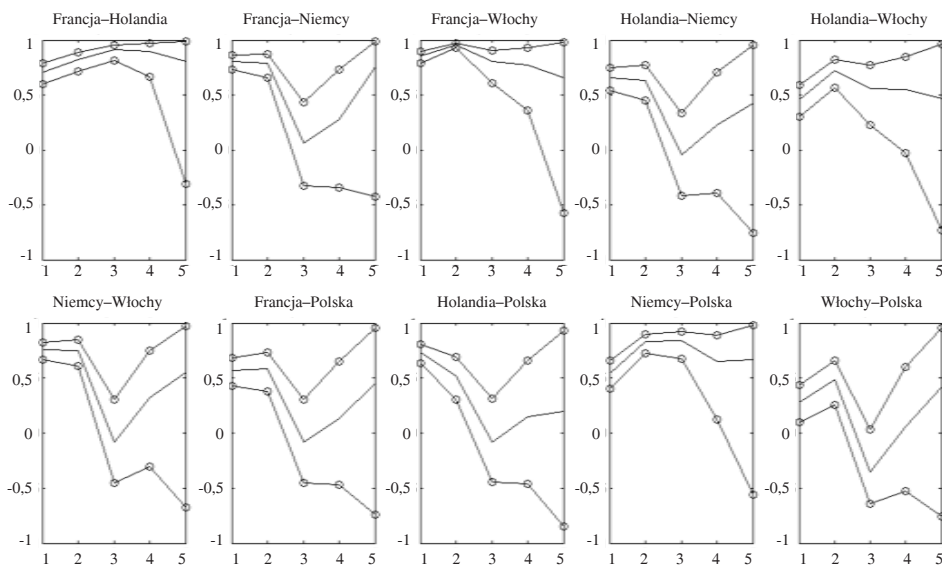
²⁷ Por.: E. Adamowicz i in., op. cit.; P. Skrzypczyński, op. cit.

²⁸ Patrz: D. B. Percival, A. T. Walden, op. cit., s. 197–199. W obliczeniach wykorzystano modyfikacje kodów autorstwa B. J. Whitchera, dostępnych na stronie <http://www.mathworks.com/matlabcentral/fileexchange>.

Rysunek 3 przedstawia dekompozycję korelacji falkowych dla okresu 1997–2007 wraz z 95% przedziałami ufności, wyznaczonymi przy założeniu występowania rozkładu normalnego, a rys. 4 prezentuje porównanie międzyokresowe dekompozycji korelacji falkowych w dwu podokresach, rys. 5 obrazuje zaś dekompozycję krzyżowych korelacji falkowych. Detale (poziomy dekompozycji) D1–D5, naniesione na osi X, odpowiadają w przybliżeniu wahaniom o okresach w miesiącach 2–4, 4–8, 8–16, 16–32, 32–64, przy czym częstotliwości środkowe w pasmach są następujące: 2,8, 5,6, 11,2, 22,4 i 44,8. Z punktu widzenia celu badania najciekawsza będzie więc inspekcja 4 i 5 poziomu detalu.

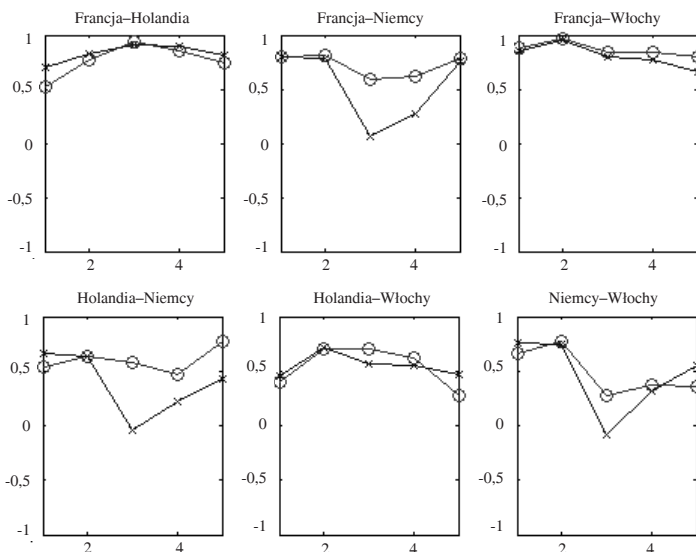
Z rys. 3 odczytujemy, że cykle koniunkturalne w Polsce są najsilniej skorelowane z cyklami niemieckimi, choć 95% przedział ufności dla odpowiedniego współczynnika korelacji falkowej na 5 poziomie dekompozycji zawiera też wartość 0, co może świadczyć o braku istotnego powiązania współczynników falkowych na poziomie, odpowiadającym wahaniom powyżej 3 lat. Na uwagę zasługują istotne współczynniki korelacji falkowych na czwartym poziomie detalu dla par Francja-Holandia i Francja-Włochy.

Rysunek 3. Korelacje falkowe wraz z 95% przedziałami ufności (próbna 1997–2007)



Na osiach X zaznaczono poziomy detalu.

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 4. Korelacje falkowe ('-o-' - próba 1986-1996, '-x-' - próba 1997-2007)

Na osiach X zaznaczono poziomy detalu.

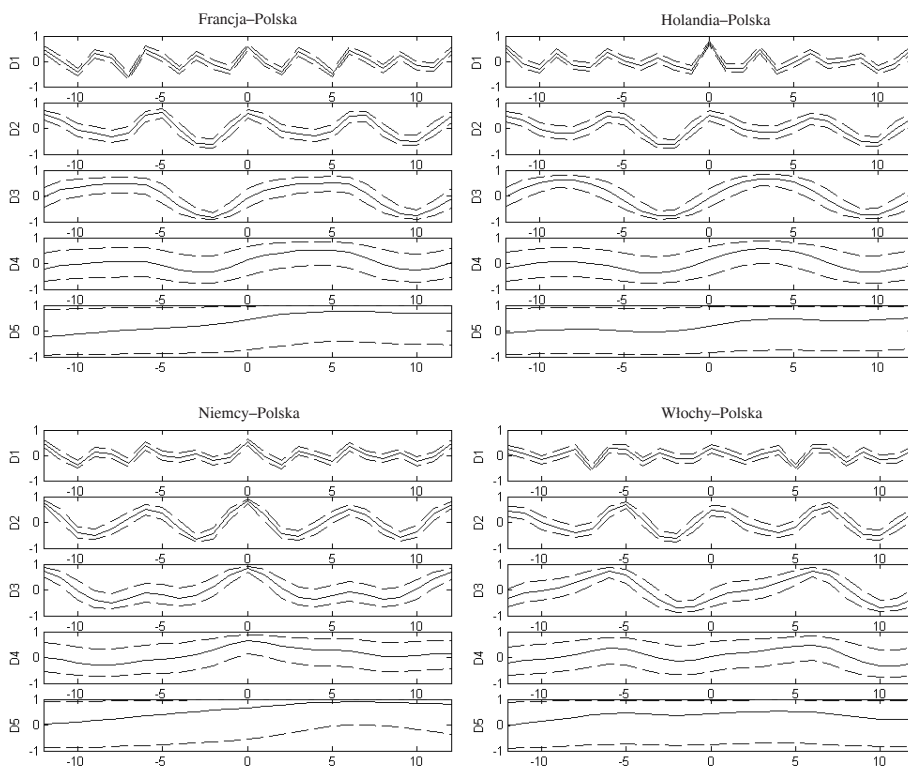
Źródło: opracowanie własne.

Z międzyokresowego porównania dekompozycji korelacji falkowych wynika, że w zakresie koniunkturalnych wahań krótkookresowych utworzenie strefy euro nie zmieniło lub nawet obniżyło poziom współzależności (rys. 4 i wartości współczynników korelacji falkowych na 4 poziomie detalu), podczas gdy w zakresie wahań dłuższych (około 5-letnich) w większości przypadków nastąpiło podwyższenie wartości odpowiedniego współczynnika korelacji (rys. 4 i współczynniki korelacji na 5 poziomie dekompozycji). Próbuując odnieść te informacje do weryfikacji hipotezy o endogeniczności kryteriów optymalnych obszarów walutowych, należy stwierdzić, że nie uzyskano ani wyraźnego wsparcia, ani też zaprzeczenia dla tej hipotezy.

Ostatni rodzaj analizy – dekompozycja krzyżowych korelacji falkowych – wskazuje na związek jednoczesny polskiej gospodarki z gospodarką Niemiec w zakresie krótszych cykli koniunkturalnych, co wynika z tego, że maksymalna wartość odpowiedniego współczynnika korelacji, tj. współczynnika dla detalu czwartego, przypada na odstęp 0. W pozostałych przypadkach, zarówno na czwartym, jak i na piątym poziomie detalu, cykle koniunkturalne w Polsce wyprzedzają odpowiednie cykle u naszych głównych partnerów w strefie euro o około 3–6 miesięcy²⁹.

²⁹ Porównaj wyniki otrzymane z użyciem CWT, a także E. Adamowicz i in., op. cit.; P. Skrzypczyński, op. cit.

Rysunek 5. Krzyżowe korelacje falkowe wraz z 95% przedziałami ufności (próba 1997–2007)



Na osiach X naniesiono opóźnienia i wyprzedzenia.

Źródło: opracowanie własne.

ZAKOŃCZENIE

W podsumowaniu należy podkreślić przydatność analizy czasowo-skalowej do badania cykliczności gospodarczych w ogóle, a zbieżności cykli koniunkturalnych w szczególności. Jak się wydaje, przewaga tej metody nad podejściami tradycyjnie stosowanymi np. przez banki centralne wynika z możliwości dokładnego opisu ewolucji cykli w czasie i precyzyjnego datowania szoków wywołujących lub wzmacniających cykle koniunkturalne, sposobności badania procesów niepoddanych wstępnej obróbce (filtracji górnoprzepustowej), możliwości analizowania procesów nieliniowych w sposób nieparametryczny, tj. bez utraty informacji oraz efektywnego wykorzystania danych statystycznych, tj. faktu uzyskiwania odpowiedzi na interesujące nas pytania przy niewielkim nakładzie pracy obliczeniowej.

Najważniejsze wnioski z przeprowadzonej analizy empirycznej są następujące. Po pierwsze, wahania koniunkturalne charakteryzują się dużą zmiennością w czasie w zakresie swoich amplitud i częstotliwości. Jedne cykle zanikają, a w to miejsce tworzą się nowe o innych cechach morfologicznych. Ponadto obserwuje się nakładanie różnych cykliczności koniunkturalnych (cykli krótkich – 3–3,5-letnich oraz średnich 5–11-letnich). Po drugie, w badaniu otrzymano potwierdzenie „stylizowanych faktów” dotyczących cykli koniunkturalnych w Polsce, a zwłaszcza ich okresowości (okresy 3- i 5-letnie), wyprzedzającego charakteru w stosunku do cykli państw strefy euro, czy silnego powiązania z gospodarką niemiecką. Wziąwszy pod uwagę potencjał gospodarczy Niemiec (największej gospodarki europejskiej, dostarczającej 27% PKB strefy euro, w dużym stopniu odpowiadającej za przebieg europejskiego cyklu koniunkturalnego), wskazywałoby to na zbieżność cyklu koniunkturalnego Polski z cyklem europejskiego obszaru walutowego. Po trzecie wreszcie, otrzymano jedynie częściowe wsparcie dla hipotezy endogeniczności kryteriów optymalnych obszarów walutowych. W zakresie cykli dłuższych synchronizacja cykli krajowych po wejściu do wspólnego obszaru walutowego w większości przypadków się poprawiła, podczas gdy w zakresie cykli krótkich (o okresach do 3 lat) nastąpiło osłabienie zależności. Uwzględnienie w badaniu najnowszych danych, wskazujących na globalne spowolnienie wzrostu gospodarczego, z pewnością pozwoliłoby wnioskować na temat wyższej synchronizacji cykli koniunkturalnych.

Literatura

- Adamowicz E., Dudek S., Pachucki D., Walczyk K., *Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy euro w kontekście struktur tych gospodarek*, [w:] *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, Projekty badawcze, cz. I*, 8224, NBP 2009, <http://www.nbp.pl/Publikacje/O-Euro/RE11.pdf>.
- Backus D. K., Kehoe P. J., *International Evidence of the Historical Properties of Business Cycles*, „*American Economic Review*” 82/1992, s. 864–888.
- Backus D. K., Kehoe P. J., Kydland F. E., *International Real Business Cycles*, „*Journal of Political Economy*” 100/1992, s. 745–775.
- Barczyk R., Kąsek L., Lubiński M., Marczewski K., *Nowe oblicza cyklu koniunkturalnego*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2006.
- Bruzda J. *Czasowo-składowa analiza cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro*, [w:] *Statystyka publiczna jedną z podstaw samorządności w państwie demokratycznym*, Toruń 2008, w druku.
- Burns A. F., Mitchell W. C., *Measuring Business Cycle*, National Bureau of Economic Research, New York 1964.
- Crowley P. M., *A Guide to Wavelets for Economists*, „*Journal of Economic Surveys*” 21/2007, s. 207–267.
- Crowley P. M., Lee J., *Decomposing the Co-movement of the Business Cycle: A Time-Frequency Analysis of Growth Cycles In the Euro Area*, Bank of Finland Research, „*Discussion Papers*” 12/2005.

- Diagnozowanie koniunktury gospodarczej w Polsce*, pod red. S. Pangsy-Kani i K. Piechy, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa 2003.
- Eichengreen B., *Is Europe an Optimum Currency Area?*, National Bureau of Economic Research, „Working Papers” 357/1991.
- Frankel J., Rose A., *The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria*, „The Economic Journal” 108/1998, s. 1009–1025.
- Gençay R. F., Selçuk F., Whitcher B., *An Introduction to Wavelets and Other Filtering Methods in Finance and Economics*, Academic Press, San Diego 2002.
- Gonçalves E. S., Rodrigues M., Soares T., *Correlation of Business Cycles in the Euro Zone*, „Economics Letters” 102/2009, s. 56–58.
- Grinsted A., Moore J. C., Jevrejeva S., *Application of the Cross Wavelet Transform and Wavelet Coherence to Geophysical Time Series*, „Nonlinear Processes in Geophysics” 11/2004, s. 561–566.
- Imbs J., *Trade, Finance, Specialization, and Synchronization*, „Review of Economics and Statistics” 86/2004, s. 723–734.
- Jagrič T., Ovin R., *Method of Analyzing Business Cycles in a Transition Economy: The Case of Slovenia*, „The Developing Economies” 42/2004, s. 42–62.
- Konopczak K., *Analiza zbieżności cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej ze strefą euro na tle krajów Europy Środkowo-Wschodniej oraz państw członkowskich strefy*, [w:] *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, Projekty badawcze*, cz. III, 2009, s. 68–104, NBP, <http://www.nbp.pl/Publikacje/O-Euro/RE13n.pdf>.
- Krugman P., *Lessons of Massachusetts for EMU*, [w:] F. S. Torres, F. Giavazzi (eds.) *Adjustment and Growth In the European Monetary Union*, Cambridge University Press, Cambridge 1993, s. 241–261.
- Lucas R. E. *Understanding Business Cycles*, Carnegie-Rochester Conference, Series on Public Policy 5/1997, s. 7–29.
- Mitchell W. C. *Business Cycles: The Problem and Its Setting*, National Bureau of Economic Research, New York 1927.
- Percival D. B., Walden A. T., *Wavelet Methods for Time Series Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge 2000.
- Raihan S. M., Wen Y., Zeng B., *Wavelet: A New Tool for Business Cycle Analysis*, Federal Reserve Bank of St. Louis, „Working Paper Series” 2005-050A.
- Ramsey J. B., *Wavelets in Economics and Finance: Past and Future*, „Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics” 6 (3)/2002, art. 1.
- Schleicher C., *An Introduction to Wavelets for Economists*, Bank of Canada, „Working Papers” 2002-3.
- Skrzypczyński P., *Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro*, „Materiały i Studia” 227/2008.
- Talaga L., Zieliński Z., *Analiza spektralna w modelowaniu ekonometrycznym*, PWN, Warszawa 1986.
- Torrence C., Compo G. P., *A Practical Guide to Wavelet Analysis*, „Bulletin of the American Meteorological Society” 79/1989, s. 61–78.

**Synchronization of Business Cycles in Poland and the Euro Zone
– the Wavelet Domain Approach****Summary**

In the paper time-scale (wavelet) analysis is suggested as a tool for examining business cycle synchronization. Wavelet analysis enables to examine stochastic processes simultaneously in the time and frequency domains. Due to this the approach makes it possible to investigate time varying frequency components of economic processes. Among such components one can distinguish cycles of length over one year up to twelve years, which are known as business cycles. In the paper this approach is illustrated with an examination of business cycle synchronization between Poland and its main trading partners in the euro zone: Germany, France, Italy and the Netherlands. The empirical analysis confirms the stylized facts on the Polish business cycle: its length, similarity with the German cycle and the lead-lag relations with national cycles in the euro zone. Besides, verification of the OCA endogeneity hypothesis has been undertaken, but the results obtained are ambiguous.

