

Krzysztof Beck*

DETERMINANTY SYNCHRONIZACJI CYKLI KONIUNKTURALNYCH W KRAJACH UNII EUROPEJSKIEJ W LATACH 1990–2007

DETERMINANTS OF THE ECONOMIC CYCLE SYNCHRONIZATION IN THE EUROPEAN UNION IN THE YEARS 1990–2007

Abstract

The aim of this article is employment of seemingly unrelated regressions method to analyze determinants of business cycles synchronization in European Union countries. Using systematic approach have proven that commonly acknowledged determinants of business cycles synchronization: trade intensity, structural similarities, compatibility of fiscal and monetary policy are significant and all have positive impact on business cycles synchronization. Additionally came about impact of convergence on business cycles synchronization, what have enforced correctness of Imbs and Wacziarg hypothesis about U-shaped relationship between GDP per capita and specialization. In that circumstances convergence leads through specialization to lower business cycles synchronization. Also structural similarities make distribution symmetrical distribution of shocks coming from outside European Union.

Key words: the economy of the European Union, the economic cycle synchronization

JEL classification: E32, C1

Wstęp

Celem niniejszego artykułu jest zbadanie determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych w krajach Unii Europejskiej. Na podstawie istniejącej literatury wybrano zestaw potencjalnych determinant: natężenie handlu międzynarodowego; poziom podobieństwa struktur gospodarczych; kompatybilność polityki fiskalnej i monetarnej; realną konwergencję (zmniejszanie się dystansu realnego PKB *per capita*) oraz wpływ synchronizacji z USA. Następnie

* Mgr, asystent w Katedrze Ekonomii Uczelni Łazarskiego.

z wykorzystaniem metody pozornie niezależnych regresji (*seemingly unrelated regressions*) oszacowane zostały systemy trzech równań, obrazujące zależności między synchronizacją cykli koniunkturalnych, natężeniem bilateralnego handlu, podobieństwem struktur gospodarczych oraz synchronizacją ze Stanami Zjednoczonymi.

W sekcji drugiej został przedstawiony przegląd literatury dotyczącej synchronizacji cykli koniunkturalnych oraz ściśle związanej z nią teorii optymalnych obszarów walutowych. Część trzecia prezentuje wykorzystane metody oraz źródła danych. W sekcji czwartej podano wyniki estymacji, natomiast w piątej – wnioski.

Przegląd literatury

Większość literatury, odnoszącej się do problemu synchronizacji cykli koniunkturalnych, bazuje na teorii optymalnych obszarów walutowych. W pracach, które stworzyły podwaliny pod teorię optymalnych obszarów walutowych, Mundell¹, McKinnon² oraz Kenen³ zauważają, że kraje, chcące przyjąć wspólną walutę (lub ustanowić sztywny kurs walutowy), powinny charakteryzować się wysoką mobilnością siły roboczej, otwartością gospodarek, pokrywaniem się domeny fiskalnej i monetarnej oraz dywersyfikacją struktury produkcji i konsumpcji. Dzięki spełnieniu tych kryteriów szoki ekonomizne stałyby się bardziej symetryczne, a jednocześnie doprowadziłyby to do utraty niezależności prowadzenia polityki pieniężnej oraz płynnego kursu walutowego mniej kosztownym. Innymi słowy, uwzględnienie wymogów opisanych przez powyższych autorów miało przełożyć się na wyższą synchronizację cykli koniunkturalnych, która powinna ułatwić prowadzenie jednolitej polityki pieniężnej. Wymienione kryteria miały jednak charakter statyczny – odpowiadały na pytanie, czy w danym momencie czasu optymalnym rozwiązaniem dla danego kraju jest przyjęcie wspólnej waluty.

Rozwój teorii ekonomii, a w szczególności koncepcja naturalnej stopy bezrobocia Friedmana⁴ oraz Phelps⁵, jak i wpływ teorii racjonalnych oczekiwań

¹ R. Mundell, A Theory of Optimum Currency Areas, *American Economic Review*, Vol. 51, No. 4, 1961, s. 657–665.

² R. McKinnon, Optimum Currency Areas, *American Economic Review* Vol. 53, No. 4, 1963, s. 717–724.

³ P. Kenen, The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View, w: R. Mundell i A. Swoboda (Ed.). *Monetary Problems in the International Economy*, University of Chicago Press, Chicago, 1969, s. 41–60.

⁴ M. Friedman, The Role of Monetary Policy, *The American Economic Review*, Vol. 58, No. 1, 1968, s. 1–17.

⁵ E. Phelps, *Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time*, *Economica*, Vol. 34. No. 135, 1967, s. 254–281.

Luckasa⁶, zmniejszyły postrzegane koszty utraty niezależnej polityki pieniężnej oraz płynnego kursu walutowego, pokazując, iż mogą być one skuteczne jedynie w krótkim okresie. Doprowadziło to do powstania dynamicznych koncepcji funkcjonowania unii walutowej określanymi mianem „nowej” teorii optymalnych obszarów walutowych⁷. Wraz z tą koncepcją pojawiły się w literaturze przeciwstawne poglądy. Pierwszy z nich został nazywany „Poglądem Komisji Europejskiej”. Według tego programu, wraz z postępującą integracją ekonomiczną częstotliwość i natężenie asymetrycznych szoków ekonomicznych będzie spadać⁸. Uzasadnieniem tego poglądu jest wzrost udziału handlu wewnątrzgałęziowego w handlu międzynarodowym. Podwyższenie to prowadzi do bardziej symetrycznego rozkładu szoków ekonomicznych⁹. Z poglądem Komisji Europejskiej związana jest hipoteza endogeniczności kryteriów optymalnego obszaru walutowego Frankela oraz Rosea¹⁰. Autorzy ci zauważają, iż wzrost natężenia handlu międzynarodowego przekłada się na postępującą synchronizację cykli koniunkturalnych, zatem integrujące się kraje, znosząc bariery w handlu, powinny być charakteryzowane przez coraz wyższy stopień synchronizacji cykli. Oznacza to także, iż kryteria optymalnego obszaru walutowego mogą być przez nie spełnione *ex post*. Lee and Azali dochodzą do podobnych wniosków, badając synchronizację cykli koniunkturalnych w Azji wschodniej¹¹. Silvestre, Mendonça i Passos uważają, iż handel ma malejący krańcowy wpływ na synchronizację cykli koniunkturalnych¹².

Przeciwstawne stanowisko jest znane w literaturze pod nazwą „Poglądu Krugmana”. Autor podkreśla, iż w integrujących się gospodarkach będą następować po sobie cztery następujące fenomeny: regionalna specjalizacja, niestabilność regionalnego eksportu, procykliczne przepływy kapitału oraz długookresowa dywergencja wzrostu gospodarczego (potęgowana przez mobilność siły roboczej)¹³.

⁶ R. Lucas, Expectations and the Neutrality of Money, *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, No. 2, 1972, s. 103–124.

⁷ G. Tavlas, *The 'New' Theory of Optimum Currency Areas*, *World Economy*, Vol. 16, No. 6, 1993, s. 663–685.

⁸ *One market, one money. An evaluation of the potential benefits and costs of forming an economic and monetary union*, *European Economy* No. 44, 1990.

⁹ R. Horvath, L. Komarek, Optimum currency area theory: an approach for thinking about monetary integration, *Warwick Economic Research Papers*, No. 647, 2002.

¹⁰ J. Frankel, A. Rose, The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria, *NBER Working Papers*, No. 5700, 1996.

¹¹ M. Azali, G. Lee, The Endogeneity of The Optimum Currency Area Criteria in East Asia, *Monash University Discussion paper*, No. 15, 2009.

¹² A. Mendonça, J. Passos, J. Silvestre, The Shrinking Endogeneity of Optimum Currency Areas Criteria: Evidence from the European Monetary Union – A Beta Regression Approach, *ISEG Working Paper*, No. 022, 2007.

¹³ P. Krugman, Lessons of Massachusetts for EMU, In: F. Torres and F. Giavazzi (Ed.) *Adjustment and growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press, Cambridge, 1993, s. 241–261.

Tym samym autor zauważa negatywną zależność między integracją gospodarczą a stopniem synchronizacji cykli koniunkturalnych. Wniosek ten został poniekąd potwierdzony przez Bayoumiego i Eichengreena, którzy dostrzegają, że Stany Zjednoczone, które są o wiele bardziej zintegrowane niż Europa charakteryzuje dużo większe natężenie asymetrycznych szoków popytowych¹⁴.

W ostatnich latach literatura skupiona jest przede wszystkim na weryfikacji istotności statystycznej poszczególnych determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych. Baxter oraz Kouparitsas stosując bardzo restrykcyjną procedurę *Extreme Bound Analysis (EBA)* stwierdzają, iż prócz zmiennych grawitacyjnych jedynie handel determinuje istotnie statystycznie synchronizację cykli koniunkturalnych¹⁵. Böwer i Guillemineau, aplikując tą samą procedurę do krajów strefy euro, zauważają, że znaczące z perspektywy statystycznej są również: handel międzynarodowy, specjalizacja na poziomie przemysłu, cenowa konkurencyjność gospodarek, deficyty budżetowe oraz współzależności między indeksami giełd¹⁶. Sachs, Schleer wdrażając *EBA*, zwracają uwagę na istotny wpływ podobieństw instytucjonalnych oraz kierunków reform strukturalnych na współzależność aktywności gospodarczej¹⁷. Autorzy podkreślają jednak, iż dominujące znaczenie mają odpowiednie kombinacje zmiennych instytucjonalnych, a równocześnie raportują brak istotnego wpływu handlu, podobieństwa struktur oraz podobieństw w polityce fiskalnej i monetarnej w dużej części swoich specyfikacji. Imbs, stosując podejście systemowe, wykazuje istotny wpływ handlu, specjalizacji i przepływu kapitału na synchronizację cykli koniunkturalnych¹⁸. W ostatnim czasie opierając się na identycznym podejściu, do tych samych wniosków dochodzą Siedschlag¹⁹ oraz Déés i Zorell²⁰. Bordo and Helbling stosując model VAR, zauważają, iż pogłębiająca się synchronizacja cykli koniunkturalnych jest efektem globalnego trendu, a nie, jak dotąd uważano, fenomenem charakteryzującym poszczególne ugrupowania państw lub regionów²¹. Do podobnego wniosku dochodzi

¹⁴ T. Bayoumi, B. Eincheergreen, Shocking Aspects of European Monetary Integration, *NBER Working Paper*, No. 3949, 1992.

¹⁵ M. Baxter, M. Kouparitsas, Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis, *NBER Working Paper*, No.10725, 2004.

¹⁶ U. Böwer, C. Guillemineau, Determinants of Business Cycles Synchronization Across Euro Area Countries, *EBC Working Papers*, No. 587, 2006.

¹⁷ A. Sachs, F. Schleer, Labour Market Institutions and Structural Reforms: A Source for Business Cycle Synchronization?, *International Journal of Applied Economics*, March 2013, 10(1).

¹⁸ J. Imbs, Trade, Finance, Specialization, and Synchronization, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 3, 2004, s. 723–734.

¹⁹ I. Siedschlag, Patterns and Determinants of Business Cycles Synchronization in Enlarged European and Monetary Union, *Eastern Journal of European Studies*, Vol. 1, No. 1, 2010, s. 21–44.

²⁰ S. Néés, N. Zorell, Business Cycles Synchronization. Disentangling Trade and Financial Linkages, *EBC Working Paper*, No. 1322, 2011.

²¹ M. Bordo, T. Helbling, International Business Cycle Synchronization In Historical Perspective, *NBER Working Paper*, No. 16103, 2011.

Lehwald, który, korzystając z dekompozycji wariancji, zauważa, iż znaczna część pogłębiającej się synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro może być przypisana globalnym tendencjom²².

Dane i metodologia

W modelu wykorzystano dane na temat 20 państw Unii Europejskiej: Austrii, Belgii, Cypru, Danii, Finlandii, Francji, Niemiec, Grecji, Węgier, Irlandii, Włoch, Luksemburga, Malty, Holandii, Polski, Portugalii, Słowacji, Hiszpanii, Szwecji oraz Wielkiej Brytanii. Pomimo iż nie są to wszystkie państwa, które należą do wspólnoty nazywanej Unią Europejską, termin ten będzie stosowany na określenie tej grupy krajów. Wszystkie wykorzystane w modelu zmienne są mierzone bilateralnie dla par krajów, co w przypadku 20 państw daje 190 par, a tym samym 190 obserwacji. Okres analizy obejmuje lata 1990–2007. Poniżej zostaną zaprezentowane: strategia estymacji modelu, wykorzystane miary, źródła pochodzenia przedstawianych danych oraz testy odporności modelu.

Strategia estymacji

Estymacja parametrów modelu jest dokonana za pomocą metody pozornie niezależnych regresji (*seemingly unrelated regressions* – SUR). Z wykorzystaniem metody SUR oszacowane zostaną dwa systemy. Pierwszy z nich ma postać

$$bp_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 kor3v_{ij} + \alpha_2 x_{ij} + \alpha_3 I_{1,ij} + \varepsilon_{1,ij} \quad (1)$$

$$kor3v_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + \beta_2 I_{2,ij} + \varepsilon_{2,ij} \quad (2)$$

$$x_{ij} = \gamma_0 + \gamma_1 kor3v_{ij} + \gamma_2 I_{3a,ij} + \varepsilon_{3,ij} \quad (3a)$$

gdzie: bp_{ij} jest wektorem współczynników korelacji czynnika cyklicznego PKB, krajów i oraz j , $kor3v_{ij}$ to wektor współczynników korelacji podobieństwa struktur państw i oraz j , natomiast x_{ij} jest wektorem bilateralnych miar handlu między dwoma państwami. Wektory $I_{1,ij}$, $I_{2,ij}$ oraz $I_{3,ij}$ reprezentują wykorzystane dla każdego równania zmienne egzogeniczne. Dokładny opis wykorzystanych miar zarówno egzogenicznych, jak i endogenicznych znajduje się w dalszej części tekstu.

²² S. Lehwald, Has the Euro Changed Business Cycle Synchronization? Evidence from the Core and the Periphery, *IFO Working Papers*, No. 122, 2012.

W drugim systemie równania (1) i (2) pojawiają się w niezmienionej postaci, natomiast równanie (3a) zostaje zastąpione przez:

$$ubp_{ij} = \delta_0 + \delta_1 kor3v_{ij} + \delta_2 I_{4,ij} + \varepsilon_{4,ij} \quad (3b)$$

gdzie: ubp_{ij} jest miarą wpływu szoków zewnętrznych na gospodarki dwóch państw a $I_{4,ij}$ reprezentuje wektory zmiennych egzogenicznych.

Miary, źródła danych i odporność

Zmienne endogeniczne

By zmierzyć do jakiego stopnia zsynchronizowane są cykle koniunkturalne krajów Unii Europejskiej, w pierwszej kolejności wykorzystano roczne szeregi czasowe realnego PKB za lata 1987–2010. Następnie szeregi te zostały poddane odfiltrowaniu ich komponentów cyklicznych z wykorzystaniem filtru Baxtera-Kinga²³. Filtr ten zatrzymuje część szeregu, zarówno o wysokiej (związaną z trendem) oraz o niskiej częstotliwości (związaną z wahaniami sezonowymi). Z tego względu filtr Baxtera-Kinga wydaje się być optymalnym wyborem, w szczególności odnosząc synchronizację cykli koniunkturalnych do teorii optymalnych obszarów walutowych – komponenty związane z trendem oraz wahaniami sezonowymi są komponentami, na które nie można oddziaływać za pomocą polityki pieniężnej. Przy wykorzystaniu filtru zastosowano $k = 3$ opóźnień i wyprzedzenia (*lags and leads*), a filtr zatrzymuje komponent pomiędzy ośmioma a trzydziestoma dwoma kwartałami, więc na potrzeby danych rocznych ustawiono $p = 2$ oraz $q = 8$. Po odfiltrowaniu komponent cykliczny jest dzielony przez komponent związany z trendem tak, by otrzymać miarę relatywną (y_i^t). W takich warunkach bilateralny współczynnik korelacji dla wszystkich par krajów za lata 1990–2007 jest obliczany jako:

$$bp_{ij} = cor(y_i^t, y_j^t), \quad (4)$$

gdzie: i oraz j oznaczają kraje, natomiast subskrypt t to okres. Miara przyjmuje wartości z przedziału $[-1, 1]$, gdzie 1 jest idealną synchronizacją cykli koniunkturalnych. Szeregi czasowe realnego PKB za lata 1987–2010 pochodzą z Penn World Table²⁴.

²³ M. Baxter, R. King, Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, 1999, s. 585–593.

²⁴ Wszystkie dane z Penn World Table zostały opracowane przez: A. Heston, R. Summers i B. Aten, Penn World Table Version 7.1, Center for International Comparisons of Production, 2012, Income and Prices at the University of Pennsylvania.

W celu sprawdzenia odporności modelu wykorzystano również filtr Hodricka-Prescotta²⁵. Na potrzeby tego filtra wykorzystano dane roczne z Penn World Table za okres 1987–2010 i ustawiono λ na 100 – rekomendowana przez autorów wartość parametru penalizującego zmienność komponentu wzrostu dla danych rocznych. Filtr Hodricka-Prescotta nie wymaga opóźnień i wyprzedzeń jednak dokładność otrzymanych wyników spada wraz z oddalaniem się od środkowej wartości. Z tego względu wykorzystywany jest tylko komponent cykliczny obliczony na lata 1990–2007. Stosując dalej analogiczną procedurę do przedstawionej w przypadku filtru Baxtera-Kinga współczynnik korelacji komponentów cyklicznych jest obliczony jako:

$$hp_{ij} = cor(y_i^t, y_j^t). \quad (5)$$

Drugą zmienną endogeniczną wykorzystaną w modelu jest podobieństwo struktur gospodarczych, którą określa się dla każdej pary krajów. Zastosowana we wzorze miara podobieństwa struktur to średnia wartość współczynnika korelacji wartości dodanej w poszczególnych sektorach gospodarki dla pary państw i oraz j :

$$kor_{ij}v = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{cov(v_{it}^l, v_{jt}^l)}{s(v_{it}^l) * s(v_{jt}^l)}, \quad (6)$$

gdzie: v_{it}^l jest wartością dodaną w sektorze l wyrażoną jako procent wartości dodanej w całej gospodarce kraju i w okresie t , v_{jt}^l oznacza wartość dodaną w sektorze l wyrażoną jako procent wartości dodanej w całej gospodarce kraju j w okresie t , cov zaś to kowariancja, natomiast s oznacza odchylenie standardowe. Następnie ta sama miara jest wykorzystana do określenia udziałów zatrudnienia w poszczególnych sektorach w porównaniu z wkładem w całkowitym zatrudnieniu (e). Kryterium przyjmuje wartości od -1 do 1 , gdzie 1 oznacza istnienie identycznych struktur w obu państwach.

Na potrzeby odporności modelu współczynniki korelacji struktur zostały policzone na trzech poziomach dezagregacji. Pierwsza klasyfikacja została opracowana przez autora, natomiast dwie następne pochodzą z bazy danych EU KLEMS. W pierwszej kolejności dokonano podziału na trzy sektory: podstawowy: A + B, przemysłowy: C + D + E + F oraz związany z usługami: G + H + I + J + K + L + M + N + O + P + Q. Następnie uporządkowano elementy ze względu na kategorie jednocyfrowe: A – rolnictwo, łowiectwo i leśnictwo; B – rybołówstwo; C – kopalnictwo i zbieractwo; D – przemysł tradycyjny; E – elektryczność, gaz i dostawa wody; F – budownictwo; G – sprzedaż; H – hotelarstwo i gastronomia; I – transport, przechowanie i komunikacja; J – pośrednictwo

²⁵ R. Hodrick, E. Prescott, Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 1, 1997, s. 1–16.

finansowe; K – nieruchomości i usługi biznesowe; L – administracja publiczna, obrona narodowa i ubezpieczenia społeczne; M – edukacja; N – służba zdrowia i pomoc socjalna; O – pozostałe usługi społeczne i prywatne; P – osoby zatrudnione w gospodarstwach domowych²⁶. w ramach tych kategorii dokonano podziału na kategorie dwucyfrowe²⁷. Wszystkie dane na temat podobieństwa struktur pochodzą z bazy EU KLEMS i obejmują okres 1990–2007. Jedynymi wyjątkami dla wartości dodanej są: Cypr 1995–2007; Węgry 1995–2007; Malta 1995–2006; Polska 1995–2006; Portugalia 1990–2006; Słowacja 1995–2007. W obszarze zatrudnienia osobliwościami są: Cypr 1995–2007; Węgry 1995–2007; Malta 1994–2006; Polska 1995–2007; Portugalia 1990–2006; Słowacja 1995–2007. Dla par, w których skład wchodzi wymienione kraje, wyliczane są odpowiednio krótsze średnie.

Powyższe zmienne endogeniczne występują w przypadku obydwu systemów. Następną zmienną jest zmienną endogeniczną tylko w pierwszym systemie (1–3a) natomiast w drugim służy jako zmienna egzogeniczna. Mierzy ona natężenie bilateralnego handlu i jest zdefiniowana jako średnia łączna wielkość handlu między dwoma krajami, jako procent sumy PKB tych dwóch krajów:

$$x_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{Imports_{ijt} + Exports_{ijt}}{GDP_{it} + GDP_{jt}} \quad (7)$$

Im wyższa wartość miary, tym większe natężenie handlu pomiędzy krajami i oraz j . Dane na temat bilateralnego handlu międzynarodowego pochodzą z IMF Directions of Trade i obejmują okres 1990–2007.

Kolejna zmienna jest egzogeniczna w systemie (1–3a), natomiast w systemie (1–3b) staje się endogeniczną. Wartość ta wyraża, w jakim stopniu realne PKB pary krajów są zsynchronizowane z realnym PKB Stanów Zjednoczonych. By ją obliczyć najpierw nałożono filtr Baxtera-Kinga na roczne szeregi czasowe realnego PKB USA za lata 1987–2010. Analogicznie do miary synchronizacji cykli koniunkturalnych wewnątrz Unii Europejskiej w parametrach filtru ustawiono $k = 3$, $p = 6$ oraz $q = 32$. Następnie obliczono współczynnik korelacji dla komponentu cyklicznego PKB USA z wszystkimi krajami Unii Europejskiej jako:

$$ubp_i = cor(y_i^t, y_{US}^t). \quad (8)$$

²⁶ w tym przypadku nie wykorzystano ostatniej kategorii – Q – ponadnarodowe organizacje, gdyż dla wszystkich badanych krajów, w całym badanym okresie wartość tej rubryki wynosiła zero.

²⁷ Podział ten jest niezmiernie obszerny, dlatego nie zostaje tutaj szczegółowo omówiony. Zainteresowanym poleca się stronę: <http://euklems.net/> (13.05.2013), gdzie wszystkie kategorie są omówione bardzo szczegółowo.

Ostatecznie by uchwycić jak synchronizacja cykli koniunkturalnych krajów Unii Europejskiej z USA wpływa na synchronizację między nimi nawzajem, obliczona zostaje ostatnia miara endogeniczna:

$$ubp_{ij} = bpu_i + bpu_j. \quad (9)$$

Dane na temat realnego PKB USA w latach 1987–2010 pochodzą z Penn World Table.

Zmienne egzogeniczne

Najpierw omówione zostaną zmienne egzogeniczne wykorzystane w pierwszym równaniu systemu. Wpływ kompatybilności polityki fiskalnej na synchronizację cykli koniunkturalnych będzie mierzony z wykorzystaniem współczynnika korelacji deficytów budżetowych wyrażonych jako procent PKB w latach 1995–2007:

$$bd_{ij} = cor(def_i^t, def_j^t), \quad (10)$$

gdzie: def_i^t oznacza deficyt budżetowy wyrażony jako procent PKB kraju i w okresie t , def_j^t to deficyt budżetowy wyrażony jako procent PKB kraju j w okresie t . Ze względu na odporność modelu wprowadzona została alternatywna miara – współczynnik korelacji długów publicznych wyrażonych jako procent PKB w latach 1995–2007:

$$pd_{ij} = cor(debt_i^t, debt_j^t), \quad (11)$$

gdzie: $debt_i^t$ oznacza dług publiczny wyrażony jako procent PKB kraju i w okresie t , $debt_j^t$ jest deficytem budżetowym wyrażonym jako procent PKB kraju j w okresie t . Miara przyjmuje wartości z przedziału $[-1, 1]$, gdzie 1 oznacza pełną kompatybilność polityki fiskalnej między dwoma państwami. Dane na temat długu publicznego oraz deficytu budżetowego pochodzą z Eurostatu.

W celu uchwycenia wpływu różnic w polityce pieniężnej wykorzystany zostanie współczynnik korelacji stóp inflacji dla par krajów Unii Europejskiej w latach 1990–2007:

$$i_{ij} = cor(i_i^t, i_j^t). \quad (12)$$

Interpretacja wartości miary jest analogiczna jak w przypadku polityki fiskalnej. Problem z wykorzystaniem inflacji jako miary wpływu polityki pieniężnej ma dwa źródła. Po pierwsze, banki centralne nie muszą podążać za celem inflacyjnym. Po drugie, różnice w stopach inflacji mogą odzwierciedlać różny rozkład szoków ekonomicznych. Z tego względu dla odporności modelu wykorzystane

zostaną trzy różne miary inflacji: $i1_{it}$ – inflacja w obu krajach jest mierzona metodą G-K; $i2_{it}$ – inflację mierzy się przy pomocy średniej GEEK-CPDW; ic_{it} – wykorzystywany jest wskaźnik cen dóbr konsumpcyjnych w obu państwach. Dane na temat stóp inflacji pochodzą z Penn World Table.

By uchwycić wpływ konwergencji, wykorzystana zostanie średnia wartość absolutna różnicy logarytmów naturalnych realnych PKB *per capita* dwóch krajów w okresie 1990–2007:

$$\ln_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \text{mod}[\ln(\text{GDPpercapita}_{it}) - \ln(\text{GDPpercapita}_{jt})]. \quad (13)$$

Dane na temat GDP *per capita* pochodzą z Penn World Table.

We wszystkich równaniach systemu zostanie wykorzystana standardowa zmienna kontrolna ukazująca średnią wartość iloczynu populacji dwóch krajów Unii Europejskiej w okresie 1990–2007 zdefiniowana jako:

$$pp_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T pop_{it} * pop_{jt}, \quad (14)$$

gdzie: pop_{it} oraz pop_{jt} wyrażają wielkość populacji odpowiednio kraju i oraz j w okresie t . Dane na temat wielkości populacji pochodzą z Penn World Table.

W równaniach 3a oraz 3b zostaną dodatkowo wykorzystane kolejne dwie zmienne kontrolne, gdzie b jest zmienną binarną, przyjmującą wartość 1, gdy dwa kraje posiadają wspólną granicę, zaś d jest zmienną, która ukazuje najkrótszą drogę między stolicami dwóch danych państw Unii Europejskiej, zgodnie ze wskazywkami Google Maps.

Wyniki estymacji

Wyniki estymacji systemu 1–3a zostały przedstawione w tabeli 1.

W równaniu (1) wszystkie współczynniki są istotne a ich znaki zgodne z przewidywaniami teorii – większe podobieństwo struktur i natężenie handlu zagranicznego; większa kompatybilność polityki fiskalnej oraz monetarnej oraz silniejsza synchronizacja z USA przekładają się na wyższy stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych. Równanie to charakteryzuje się także relatywnie wysoką wartością współczynnika R^2 . Przykład (2) ukazuje istotny – negatywny wpływ natężenia handlu na podobieństwo struktur, natomiast równanie (3a) ukazuje istotny – negatywny wpływ podobieństwa struktur na wielkość handlu bilateralnego. Wskazuje to na fakt, iż upodobnianie się gospodarek nie musi przekładać się na wzrost udziału handlu wewnątrzgałęziowego – wraz z upodabnianiem się struktur produkcji kraje coraz mniej muszą polegać na imporcie dóbr z zagranicy. Zarówno równanie (2), jak i (3a) charakteryzują się

bardzo niską wartością współczynnika R^2 . Nie można przez to posłużyć się wyliczonymi współczynnikami, by oszacować wpływ efektów pośrednich. Jedyne istniejące możliwości wykazania, iż efekty pośrednie zarówno handlu, jak i podobieństwa struktur mają negatywny wpływ na synchronizację cykli koniunkturalnych.

Tabela 1. Wyniki estymacji systemu 1–3a metodą SUR (bez uwzględnienia wpływu konwergencji)

	Współczynnik	se	t	p	Odporność	
Równanie (1)	$bp = \alpha_0 + \alpha_1 kor3v + \alpha_2 x + \alpha_3 bd + \alpha_4 il + \alpha_5 ubp + \alpha_6 pp$				bp→hp	x nieistotny w (1)
α_0	-0,420	0,093	-4,526	0,000	bd→pd	pd nieistotny
α_1	0,281	0,126	2,231	0,026	il→i2	brak zmian
α_2	3,981	2,336	1,705	0,089	il→ic	brak zmian
α_3	0,177	0,051	3,459	0,001	kor3v→kor3e	x i ubp nieistotne
α_4	0,637	0,064	9,969	0,000	kor3v→kor2v	x i ubp nieistotne
α_5	0,133	0,069	1,931	0,054	kor3v→kor2e	brak zmian
R^2	0,57				kor3v→kor1v	x nieistotne, kor1v nieistotne w (3)
Równanie (2)	$kor3v = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 pp$				kor3v→kor1e	x nieistotne, kor1e nieistotne w (3)
β_1	-3,57E+08	57500164	-6,215	0,000		
β_2	-1,72E+10	3,97E+09	-4,341	0,000		
Równanie (3a)	$x = \gamma_0 + \gamma_1 kor3v + \gamma_2 pp + \gamma_3 b + \gamma_4 d$				Efekty pośrednie	
γ_1	-1,45E+08	1,47E+08	-0,989	0,323	$\beta_2 * \alpha_1$	Negatywny
γ_2	-4,19E+08	1,90E+08	-2,211	0,027	$\gamma_2 * \alpha_2$	Negatywny

Źródło: opracowanie własne.

By sprawdzić odporność modelu, w pierwszej kolejności zastąpiono miarę synchronizacji, wykorzystującą komponent cykliczny uzyskany przez filtr Baxtera-King, miarą, która stosuje filtr Hodricka-Prescotta. Jediną zmianą w modelu był spadek istotności handlu, który przestał być znaczący dla synchronizacji cykli koniunkturalnych. Zastąpienie *bd* przez *pd* nie zmieniło wyników w żadnym stopniu. Jednak *pd* okazał się statystycznie nieistotny dla synchronizacji cykli. Wskazuje to na fakt, iż synchronizacja cykli koniunkturalnych jest silniej zdeterminowana przez krótkookresowe decyzje fiskalne, w szczególności podkreślono, iż na wielkość długu publicznego wpływają także wahania stopy procentowej. Również zmiana zastosowanej miary inflacji w żadnym stopniu nie oddziałuje na istotność statystyczną oszacowanych parametrów. Problemy pojawiają się jednak przy zmianach miary podobieństwa struktur, choć dla każdej z zastosowanych miar współczynnik korelacji struktur okazywał się

być ważny dla synchronizacji cykli koniunkturalnych. Przede wszystkim zmiany miary podobieństwa struktur odbijały się negatywnie na znaczeniu statystycznej handlu. Może potwierdzać to wniosek, iż dla synchronizacji cykli podstawową wartość ma nie tylko wielkość handlu bilateralnego, ale przede wszystkim jego struktura. Tym bardziej, że jak wskazuje równanie (3a), upodabnianie się struktur negatywnie wpływa na wielkość handlu. Dodatkowo wykorzystanie miar opartych o podział na 3 sektory ukazuje brak impulsu na handel międzynarodowy. Można to wyjaśnić faktem, iż tradycyjny podział gospodarki nie ma już tak dużego znaczenia i dla wszelkich transakcji istotnym jest podobieństwo w ramach podstawowych gałęzi.

Wyniki estymacji z uwzględnieniem miary konwergencji zostały przedstawione w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki estymacji systemu 1–3a metodą SUR z uwzględnieniem wpływu konwergencji

	Współczynnik	Se	t	p	Odporność	
Równanie (1)	$bp = \alpha_0 + \alpha_1 kor3v + \alpha_2 x + \alpha_3 bd + \alpha_4 i1 + \alpha_5 ubp + \alpha_6 ln + \alpha_7 pp$				bp→hp	ln nieistotne
α_0	-0,217	0,116	-1,869	0,062	bd→pd	pd nieistotne
α_1	0,169	0,130	1,301	0,194	i1→i2	bez zmian
α_2	3,310	2,302	1,438	0,151	i1→ic	kor3v nieistotne w (3)
α_3	0,160	0,051	3,151	0,002	kor3v→kor3e	bez zmian
α_4	0,572	0,067	8,581	0,000	kor3v→kor2v	bez zmian
α_5	0,137	0,067	2,031	0,043	kor3v→kor2e	bez zmian
α_6	-0,148	0,052	-2,812	0,005		istotne kor1v, nieistotne ubp, nieistotne x w (2)
R^2	0,60				kor3v→kor1v	
Równanie (2)	$kor3v = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 pp$					istotne kor1e, nieistotne ubp, nieistotne x w (2)
β_1	-3,57E+08	57500164	-6,215	0,000	kor3v→kor1e	
β_2	-1,72E+10	3,97E+09	-4,341	0,000		
Równanie (3a)	$x = \gamma_0 + \gamma_1 kor3v + \gamma_2 pp + \gamma_3 b + \gamma_4 d$				Efekty pośrednie	
γ_1	-1,45E+08	1,47E+08	-0,989	0,323	$\beta_2 * \alpha_1$	nieistotny
γ_2	-4,19E+08	1,90E+08	-2,211	0,027	$\gamma_2 * \alpha_2$	nieistotny

Źródło: opracowanie własne.

Wprowadzenie *ln* do równania (1) uczyniło nieistotnym wpływ podobieństwa struktur i natężenia handlu bilateralnego między dwoma krajami na synchronizację

cykli koniunkturalnych. Wydaje się to potwierdzać wnioski, które wysunęli Imbs i Wacziarg na temat U-kształtnej zależności między podobieństwem struktur a poziomem PKB *per capita*²⁸. Kraje Unii Europejskiej to kraje rozwinięte i kraje doganiające, dlatego konwergencja wewnątrz wspólnoty zachodzi głównie poprzez skracanie dystansu przez kraje dążące do wyrównania poziomu. W takiej sytuacji niektóre państwa, zmniejszając odległości w rozwoju, mogą przekraczać pewien punkt, w którym kierunek specjalizacji się odwraca, co czyni specjalizację nieistotną. Dodatkowo model jest odporny na zmiany miary podobieństwa struktur z wyjątkiem miar uwzględniających najniższy poziom dezagregacji. Potwierdzają to wysunięte wcześniej wnioski. Przedstawiona przez Imbsa i Wacziarga zależność działa tylko dla wysokich poziomów dezagregacji. Co więcej, wykorzystanie miar specjalizacji obliczonych na najniższym poziomie dezagregacji sprawia, że *ubp* staje się nieistotne. Dzięki temu słuszna jest hipoteza Kraaya i Ventury, którzy stwierdzili, że większe podobieństwo struktur prowadzi do bardziej symetrycznego rozkładu szoków ekonomicznych²⁹. W tym przypadku istotne znaczenie ma tylko podobieństwo struktur na wyższych poziomach dezagregacji.

Wyniki estymacji systemu 1–3b zostały przedstawione w tabeli 3.

Tabela 3. Wyniki estymacji systemu 1–3b metodą SUR

	Współczynnik		se	t	p	Odporność	
1	2	3	4	5	6	7	
Równanie (1)	$bp = \alpha_0 + \alpha_1 kor3v + \alpha_2 x + \alpha_3 bd + \alpha_4 i1 + \alpha_5 ubp + \alpha_6 pp$					bp→hp	x nieistotny
α_0	-0,411	0,093	-4,443	0,000	bd→pd	pd nieistotny	
α_1	0,313	0,125	2,504	0,013	i1→i2	bez zmian	
α_2	3,897	2,332	1,671	0,095	i1→ic	bez zmian	
α_3	0,175	0,051	3,414	0,001	kor3v→kor3e	x nieistotny	
α_4	0,605	0,061	9,960	0,000	kor3v→kor2v	x nieistotny	
α_5	0,128	0,069	1,867	0,062	kor3v→kor2e	bez zmian	
R ²	0,58					kor3v→kor1v	ubp nieistotny i kor1v nieistotny w (2)
Równanie (2)	$kor3v = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 pp$					kor3v→kor1e	ubp nieistotny i kor1e nieistotny w (2)
β_1	-3,57E+08	57500164	-6,215	0,000			
β_2	-1,72E+10	3,97E+09	-4,341	0,000			

²⁸ J. Imbs, R. Wacziarg, Stages of Diversification, *American Economic Review*, Vol.93, No. 1, 2003, s. 63–86.

²⁹ A. Kraay, J. Ventura, Comparative Advantage and the Cross-Section of Business Cycles, 2002, *mimeo World Bank*.

Tabela 3 (cd.)

1	2	3	4	5	6	7
Równanie (3b)	$ubp = \delta_0 + \delta_1 kor3v + \delta_2 pp + \delta_3 b + \delta_4 d$				Efekty pośrednie	
δ_1	-1,45E+08	1,47E+08	-0,989	0,323	$\beta_2^* \alpha_1$	Negatywny
δ_2	-4,19E+08	1,90E+08	-2,211	0,027	$\delta_2^* \alpha_2$	negatywny

Źródło: opracowanie własne.

Zastosowanie w systemie równania (3b) zdaje się potwierdzać wnioski wyciągnięte na podstawie systemu (1–3ba). Z równania (3b) można odczytać, iż wzrost podobieństwa struktur między dwoma krajami, niezależnie od podatności na szoki z zewnątrz. Innymi słowy, im bardziej podobne są struktury dwóch państw, tym mniejszy jest stopień synchronizacji ich cykli z resztą świata (w tym przypadku ze Stanami Zjednoczonymi). Również ponownie zastosowanie miar na najniższym poziomie dezagregacji czyni *ubp* nieistotnym, jak i wpływ tych miar na *ubp*. Po raz kolejny wartości R^2 dla równań (2) oraz (3b) nie pozwalają na określenie wielkości efektów pośrednich.

Wnioski

Podsumowując, zastosowanie podejścia systemowego wykazało, że klasyczne determinanty synchronizacji cykli koniunkturalnych, tzn. natężenie handlu, podobieństwo struktur, kompatybilność polityki fiskalnej oraz monetarnej istotnie i pozytywnie wpływają na synchronizację cykli koniunkturalnych. W przypadku polityki fiskalnej liczą się przede wszystkim decyzje krótkookresowe. Dodatkowo ujawnił się też wpływ konwergencji na synchronizację cykli koniunkturalnych, wskazujący na poprawność hipotezy Imbsa i Wacziargą. Wraz z postępującą konwergencją struktury gospodarek najpierw się do siebie upodabiają, a po przekroczeniu pewnej granicy PKB *per capita* zaczynają się specjalizować. W takiej sytuacji progresywna konwergencja będzie za pośrednictwem specjalizacji będzie przekładać się na zwiększający spadek synchronizacji cykli koniunkturalnych. Dodatkowo podobieństwa strukturalne wpływają na bardziej symetryczny rozkład szoków pochodzących spoza Unii Europejskiej – podobieństwa strukturalne niezależniają gospodarki wspólnoty od wahań światowych.

Bibliografia

- Azali M., Lee G., The Endogeneity of The Optimum Currency Area Criteria in East Asia, *Monash University Discussion paper*, 2009, No. 15.
- Baxter, M., King R. Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, *Review of Economics and Statistics*, 1999, Vol. 81.

- Baxter, M., Kouparitsas M., Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis, *NBER Working Paper*, 2004, No.10725.
- Bayoumi T., Eincheergreen B., Shocking Aspects of European Monetary Integration, *NBER Working Paper*, 1992, No. 3949.
- Bordo M., Helbling T., International Business Cycle Synchronization In Historical Perspective, *NBER Working Paper*, 2011, No. 16103.
- Böwer U., Guillemineau C., Determinants of Business Cycles Synchronization Across Euro Area Countries, *EBC Working Papers*, 2006, No. 587.
- Frankel J., Rose A., The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria, *NBER Working Papers*, 1996, No. 5700.
- Friedman M., The Role of Monetary Policy, *The American Economic Review*, Vol. 58, 1968, No. 1.
- Heston A., Summers R. and Aten B., Penn World Table Version 7.1, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, 2012.
- Hodrick R., Prescott E., Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, 1997, No. 1.
- Horvath R., Komarek L., Optimum currency area theory: an approach for thinking about monetary integration, *Warwick Economic Research Papers*, 2002, No. 647.
- Imbs, J., Wacziarg, R. Stages of Diversification, *American Economic Review*, Vol. 93, 2003, No. 1.
- Imbs, J., Trade, Finance, Specialization, and Synchronization, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, 2004, No. 3.
- Kenen P., The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View, W: R. Mundell i A. Swoboda (Ed.). *Monetary Problems in the International Economy*, University of Chicago Press, Chicago 1969.
- Kraay, A., Ventura, J., Comparative Advantage and the Cross-Section of Business Cycles, *NBER Working Paper*, 2002, No. 8104.
- Krugman P., Lessons of Massachusetts for EMU, W: F. Torres i F. Giavazzi (Ed.) *Adjustment and growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press, Cambridge 1993.
- Lehwald S., Has the Euro Changed Business Cycle Synchronization? Evidence from the Core and the Periphery, *IFO Working Papers*, 2012, No. 122.
- Lucas R., Expectations and the Neutrality of Money, *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, 1972, No. 2.
- McKinnon R., Optimum Currency Areas, *American Economic Review* Vol. 53, No. 4, 1963.
- Mendonça A., Passos J., Silvestre J., The Shrinking Endogeneity of Optimum Currency Areas Criteria: Evidence from the European Monetary Union – A Beta Regression Approach, *ISEG Working Paper*, 2007, No. 022.
- Mundell R., A Theory of Optimum Currency Areas, *American Economic Review*, Vol. 51, 1961, No. 4.
- Nées, S., Zorell, N., Business Cycles Synchronization. Disentangling Trade and Financial Linkages, *EBC Working Paper*, 2011, No. 1322.
- One market, one money. An evaluation of the potential benefits and costs of forming an economic and monetary union*, 1990, European Economy No. 44.
- Phelps E., *Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time*, *Economica*, Vol. 34., 1967, No. 135.
- Sachs A., Schleer F., Labour Market Institutions and Structural Reforms: A Source for Business Cycle Synchronization?, *International Journal of Applied Economics*, March 2013, 10(1).
- Siedschlag I., Patterns and Determinants of Business Cycles Synchronization in Enlarged European and Monetary Union, *Eastern Journal of European Studies*, Vol. 1, 2010, No. 1.
- Tavlas G., *The 'New' Theory of Optimum Currency Areas*, *World Economy*, Vol. 16, 1993, No. 6.

Streszczenie

Celem niniejszego artykułu jest wykorzystanie metody pozornie niezależnych regresji (seemingly unrelated regressions) do zbadania determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych w krajach Unii Europejskiej. Zastosowanie podejścia systemowego wykazało, że klasyczne determinanty synchronizacji cykli koniunkturalnych, tzn. natężenie handlu, podobieństwo struktur gospodarczych, kompatybilność polityki fiskalnej oraz monetarnej istotnie i pozytywnie wpływają na synchronizację cykli koniunkturalnych. Dodatkowo ujawnił się też wpływ konwergencji na synchronizację cykli koniunkturalnych, wskazujący na poprawność hipotezy Imbsa i Wacziarga. Wraz z postępującą konwergencją struktury gospodarek najpierw się do siebie upodabniają, a po przekroczeniu pewnej granicy PKB per capita gospodarki zaczynają się specjalizować. W takiej sytuacji postępująca konwergencja za pośrednictwem specjalizacji będzie przekładać się na postępujący spadek synchronizacji cykli koniunkturalnych. Dodatkowo podobieństwa strukturalne przekładają się bardziej na symetryczny rozkład szoków pochodzących spoza Unii Europejskiej – podobieństwa strukturalne uniezależniają gospodarki Unii od wahań światowych.

Słowa kluczowe: gospodarka Unii Europejskiej, synchronizacja cykli koniunkturalnych
Numer klasyfikacji JEL: E32, C1