

ŁUKASZ MARKOWSKI*

KONWERGENCJA REALNA POLSKI I STREFY EURO Z PERSPEKTYWY SYNCHRONIZACJI CYKLI KONIUNKTURALNYCH I WYMIANY WEWNĄTRZGAŁĘZIOWEJ

THE REAL CONVERGENCE OF POLAND AND THE EURO AREA FROM THE PERSPECTIVE OF SYNCHRONIZATION OF BUSINESS CYCLES AND INTRA-INDUSTRY TRADE

Since the Polish economy is facing new challenges, the debate on introducing the euro once again becomes relevant. Due to the fact that the nominal convergence criteria currently 'differ' from the macroeconomic reality even in the euro area itself, it is justified to pay attention to the conditions of real convergence. The aim of the study is to assess the convergence of Poland and the euro area from the perspective of the share of intra-industry trade, as well as the degree of convergence of cyclical fluctuations in these economies. Quantitative research methods were used in the work (statistical analysis). The conducted research shows that the share of IIT in Poland and the euro area (measured by the Grubel-Lloyd index) was characterized by a growing trend, which proves the intensification of trade integration. However, this growth halted at the end of 2016. The growing and relatively high convergence of cyclical fluctuations in the analysed economies (measured by the recursive correlation coefficient) was observed until the end of 2013. In the following years, a decline and then fluctuations in the degree of this convergence were noted. In this context, it should be emphasized that the degree of synchronization of fluctuations in the economic activity of Poland and the euro area was conditioned by specific, asymmetric events for a large part of the research period. In view of the research results obtained, it can be concluded that Poland is characterized by a 'moderate' degree of real convergence with the euro area, but it is not advisable to give a definitive and final assessment of the analysed phenomena and answer the question of whether this level is sufficient to introduce the common currency. Therefore, all the dilemmas justify the need to continue and expand research in this area.

Keywords: intra-industry trade; economic fluctuations; euro area; Poland

W obliczu nowych wyzwań, przed którymi stoi polska gospodarka, debata na temat przyjęcia euro ponownie zyskuje na aktualności. Z uwagi na to, iż nominalne kryteria konwergencji obecnie „odbiegają” od rzeczywistości makroekonomicznej nawet w samej strefie euro, zasadne jest zwrócenie

* Łukasz Markowski
University of Warmia and Mazury in Olsztyn, Poland /
Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, Polska
lukasz.markowski@uwm.edu.pl, <https://orcid.org/0000-0001-8791-1285>

uwagi na warunki konwergencji realnej. Celem badania jest ocena konwergencji Polski i strefy euro z perspektywy kształtowania się udziału wymiany wewnątrzgałęzowej, a także stopnia zbieżności wahań koniunkturalnych tych gospodarek. W pracy wykorzystano ilościowe metody badawcze (analiza statystyczna). Z przeprowadzonych badań wynika, iż udział IIT Polski i strefy euro (mierzony wskaźnikiem Grubela-Lloyda) charakteryzował się trendem rosnącym, co świadczy o nasileniu integracji handlowej. Zahamowanie tego wzrostu nastąpiło jednak pod koniec 2016 r. Rosnącą i względnie wysoką zbieżność wahań koniunkturalnych badanych gospodarek (mierzoną współczynnikiem korelacji rekursywnej) zaobserwowano do końca 2013 r. W późniejszych latach odnotowano spadek, a następnie wahania stopnia tej zbieżności. W tym kontekście należy podkreślić, iż stopień synchronizacji wahań aktywności gospodarczej Polski i strefy euro przez dużą część okresu badawczego był warunkowany specyficznymi, asymetrycznymi wydarzeniami. Wobec uzyskanych wyników badań można stwierdzić, iż Polska charakteryzuje się „umiarkowanym” stopniem konwergencji realnej ze strefą euro, lecz niewskazana jest definitywna i ostateczna ocena badanych zjawisk i odpowiedź na pytanie, czy poziom ten jest wystarczający, aby przyjąć wspólną walutę. Wszelkie dylematy uzasadniają więc potrzebę kontynuacji i rozszerzenia badań w tym obszarze.

Słowa kluczowe: wymiana wewnątrzgałęziowa; wahania koniunkturalne; strefa euro; Polska

I. WPROWADZENIE

Kryzys pandemiczny oraz wojna w Ukrainie ponownie skłoniły do refleksji na temat przyłączenia Polski do strefy euro. Wspomniane szoki przypomniały, że polska waluta wciąż jest podatna na wysoką zmienność, a w opinii inwestorów polski złoty jest uważany za walutę o wysokim stopniu ryzyka. W obliczu turbulencji gospodarczych i politycznych wysoka i utrzymująca się w czasie deprecjacja ma destabilizujący wpływ na sytuację makroekonomiczną, na skutek odpływu kapitału¹. Permanentna „słabość” waluty stanowi więc zagrożenie dla bezpieczeństwa finansowego kraju. Sytuacja ta sprzyja „importowaniu” inflacji, co w połączeniu z nasilającymi się podażowymi czynnikami inflacyjnymi powoduje, że coraz częściej w debacie ekonomicznej przypomina się o zagrożeniu stagflacją, zjawiskiem poniekąd zapomnianym i znanym wielu osobom jedynie z podręczników ekonomii.

Oprócz przejrzystych argumentów ekonomicznych na rzecz przystąpienia do unii walutowej w Europie ostatnie wydarzenia sprawiają, że akcentuje się również aspekty polityczne. O ile samo uczestnictwo w strefie euro bezpośrednio nie wzmacnia bezpieczeństwa militarnego, o tyle wzmacnia jednak pozycję danego kraju w owej strukturze, czemu oczywiście towarzyszy ściślejsza integracja ekonomiczna. Bycie ogniwem unii walutowej może

¹ O trwałości tego zjawiska mogą świadczyć nieefektywne interwencje walutowe NBP na początku marca 2022 r., po których złoty nadal się osłabiał. Wpływu na to nie miała jednak tylko bliskość konfliktu zbrojnego. Świadectwem silnej awersji do ryzyka było również to, że polska waluta pozostawała niedowartościowana mimo cyklu podwyżek stóp procentowych, które rozpoczęły się w październiku 2021 r.

więc w pewnym stopniu umacniać solidarność krajów członkowskich posiadających wspólną walutę².

Ostatnie wydarzenia uzasadniają więc ponowienie badań związanych z potencjalnym przyjęciem euro w Polsce. Z perspektywy oficjalnych warunków kwestia ta jest jasna: przyjęcie wspólnej waluty musi być poprzedzone spełnieniem nominalnych kryteriów konwergencji z Maastricht. Z drugiej strony warto zaznaczyć, że obecnie kryteria te nie przystają do rzeczywistości. W 2021 r. deficyt budżetowy w strefie euro wyniósł $-5,1\%$ PKB, a dług publiczny $95,6\%$ PKB (w Grecji wyniósł nawet $193,3\%$ PKB, a we Włoszech $-150,8\%$ PKB)³. Wobec tak wysokich odchyień od wartości krytycznych wprowadzone reformy w odpowiedzi na kryzys zadłużeniowy w strefie euro (m.in. tzw. pakt fiskalny) wydają się niewystarczające do redukcji długów w przyszłości. Kwestie te w połączeniu z potrzebą realizacji nowych wyzwań (m.in. polityki klimatycznej i uniezależnienia się od rosyjskich surowców) implikują, że konieczne jest prowadzenie dyskusji na temat modyfikacji kryteriów konwergencji. Jest to kluczowa kwestia, którą należy rozpatrywać w kategoriach dalszego funkcjonowania, a nawet przetrwania projektu integracji europejskiej. Zaakcentowane dylematy nasuwają wiele pytań odnośnie tego, jak w przyszłości mogą zmienić się warunki uczestnictwa w unii walutowej i jak będą one weryfikowane, być może również w odniesieniu do Polski.

W świetle powyższych problemów kluczowego znaczenia nabierają tradycyjne kryteria optymalnego obszaru walutowego (OOW). Jednym z najważniejszych z nich, będącym najczęściej podstawą oceny rezultatów „powołania do życia” unii walutowej, jest synchronizacja cykli koniunkturalnych⁴, która jest z kolei determinowana m.in. integracją handlową. Celem badania jest ocena realnej konwergencji Polski i strefy euro z perspektywy kształtowania się udziału wymiany wewnątrzgałęziowej, a także stopnia zbieżności wahań koniunkturalnych tych gospodarek od momentu akcesji Polski do UE.

II. KONCEPCJE KSZTAŁTOWANIA SIĘ CYKLI KONIUNKTURALNYCH W WARUNKACH INTEGRACJI EKONOMICZNEJ

Teoria ekonomii proponuje dwie przeciwstawne koncepcje traktujące o tendencji kształtowania się fluktuacji cyklicznych w warunkach integracji ekonomicznej. Podstawy pierwszej z nich już w 1993 r. sformułował Paul Krugman⁵, który zwrócił uwagę na to, iż nasilanie współpracy gospodarczej między krajami unii walutowej w miarę upływu czasu prowadzi do specjalizacji produkcji

² Warto przypomnieć, że to współpraca gospodarcza w obrębie rynku węgla i stali i utworzenie EWWiS w 1952 r. ograniczyły prawdopodobieństwo dominacji zbrojnej i agresji na Starym Kontynencie.

³ <<https://ec.europa.eu/eurostat>> [dostęp: 25.04.2022].

⁴ Papageorgiou et al. (2010): 420.

⁵ Krugman (1993): 241–242.

i regionalnej koncentracji przemysłu zgodnie z teorią kosztów komparatywnych. Sprzyja to również korzyściom skali i ograniczeniu dywersyfikacji eksportu, co potęguje desynchronizację wahań aktywności gospodarczej⁶.

Druga koncepcja związana jest z hipotezą endogeniczności kryteriów OOW. Integracja gospodarcza generuje efekt kreacji handlu oraz zmniejsza przeszkody w wymianie produktów, co skutkuje nasileniem synchronizacji cykli koniunkturalnych, m.in. na skutek wzrostu udziału wymiany wewnątrzgałęziowej w całości handlu (*intra-industry trade* – IIT). Charakteryzuje się ona wymianą substytutów lub towarów z tej samej gałęzi przemysłu.

Jeffrey A. Frankel i Andrew K. Rose, którzy wnieśli fundamentalny wkład w rozwój teorii endogeniczności, stwierdzili, że ocenianie gotowości przystąpienia danego kraju do unii walutowej na bazie danych historycznych jest mylące. Zdaniem autorów dopiero przyjęcie wspólnej waluty „uwalnia” tendencję do intensyfikacji handlu i tym samym zbieżności wahań koniunkturalnych⁷. Zatem ocena przygotowania wejścia Polski do strefy euro na podstawie analizy IIT w czasie, kiedy kraj ten jeszcze nie jest członkiem unii walutowej, może nasuwać pewne zastrzeżenia. Niemniej jednak należy zaznaczyć, że impulsy na rzecz zwiększenia handlu wewnątrzgałęziowego występują już na etapie unii celnej i wspólnego rynku. Integracja w ramach unii celnej prowadzi do efektu przesunięcia, czyli zastąpienia handlu z krajów trzecich handlem z krajów z wewnątrz ugrupowania. Ponadto po przystąpieniu do wspólnego rynku europejskiego pojawiają się silne bodźce do wzrostu popytu na odmiany danego produktu. Sprzyja temu wzrost zamożności społeczeństwa.

Badania na temat udziału handlu wewnątrzgałęziowego Polski ze strefą euro można znaleźć w opracowaniu Narodowego Banku Polskiego⁸. Wskaźnik IIT (obliczony na podstawie 4-cyfrowych kodów HS⁹) dla lat 1988–2001 wskazywał na wzrost tego rodzaju handlu z 22,9% do 48,1%. Z kolei Edward Molendowski i Wojciech Polan¹⁰, badając udział IIT Polski m.in. z krajami UE-15 w okresie 2000–2012 na podstawie 6-cyfrowych kodów CN¹¹, stwierdzili, że utrzymywał się on na relatywnie niskim poziomie i nie przekraczał 50%. Oznacza to dominację handlu międzygałęziowego (który sprzyja desynchronizacji wahań koniunkturalnych).

Kompleksowe badanie synchronizacji cykli koniunkturalnych Polski i strefy euro zostało przeprowadzone przez Elżbietę Adamowicz, Słowomira Dudka, Dawida Pachuckiego oraz Konrada Walczyka¹². Na ich podstawie (dla okresu 1995–2008 w częstotliwości miesięcznej i kwartalnej) zaobserwowano duże podobieństwo przebiegu cykli Polski i krajów strefy euro, a także cyklu

⁶ Hughes Hallet, Piscitelli (2002): 166.

⁷ Frankel, Rose (1996): 1010–1013.

⁸ Raport na temat korzyści i kosztów przystąpienia Polski do strefy euro. NBP 2004.

⁹ HS (*Harmonized Commodity Description and Coding System* – Zharmonizowany System Oznaczenia i Kodowania Towarów). Składa się z sześciu cyfr.

¹⁰ Molendowski, Polan (2015): 101–102.

¹¹ CN (*Combined Nomenclature* – Nomenklatura Scalona). Jest ośmiocyfrowym rozwinięciem kodu HS.

¹² Adamowicz et al. (2008): 89–90.

dwunastu krajów unii walutowej. Największą zbieżność zaobserwowano dla produkcji sprzedanej przemysłu, inwestycji i PKB (wahania miały wspólne punkty zwrotne, ale charakteryzowały się zróżnicowaniem ze względu na natężenie poszczególnych faz). Z kolei Ryszard Stefański¹³ na podstawie badań dla okresu 1993–2007 (PKB, produkcja przemysłowa, stopa bezrobocia, inflacja, eksport, import) stwierdził, że nie można jednoznacznie odpowiedzieć, czy polska gospodarka jest gotowa do wejścia do strefy euro. Według wyników badań polski cykl koniunkturalny był zdecydowanie słabiej zsynchronizowany z cyklem strefy euro niż krajów UGW, a wyników nie poprawiała nawet analiza korelacji uwzględniająca przesunięcie w czasie. Autor reasumuje, że wyniki empiryczne nie pozwalają na potwierdzenie lub zaprzeczenie, że unia walutowa prowadzi do silniejszej zbieżności lub desynchronizacji wahań cyklicznych, a Polska nie powinna „spieszyć się przystąpieniem do strefy euro”.

Empiryczną weryfikację synchronizacji cykli koniunkturalnych opartych na PKB Polski i unii walutowej (składającej się z niezmiennej liczby dwunastu krajów) dla okresu I kw. 1996–III kw. 2013 r. przeprowadzili również Kamil Kotliński i Rafał Warżała¹⁴. Z ich badań wynika, że zbieżność wahań aktywności gospodarczej po przystąpieniu Polski do UE wzrosła. Była ona ponadto większa niż zbieżność wahań cyklicznych Słowacji będącej członkiem strefy euro. Na tej podstawie można wnioskować, iż Polska, ze względu na to kryterium, była lepszym kandydatem do przyjęcia euro niż Słowacja. Stosunkowo nowe badania dotyczące analizy zbieżności wahań cyklicznych Polski i strefy euro można znaleźć m.in. w opracowaniu Katarzyny Piłat¹⁵, Krzysztofa Becka¹⁶ oraz Rafała Warżały¹⁷. Wynika z nich, że wahania cykliczne Polski są dobrze zsynchronizowane z wahaniami cyklu strefy euro, aczkolwiek wzrost stopnia tej zbieżności nie jest systematyczny ani jednoznaczny. Ponadto rezultaty są w pewnym stopniu uzależnione od wykorzystanego filtra w badaniu.

W literaturze przedmiotu można również znaleźć badania dotyczące prób weryfikacji hipotezy endogeniczności. Na brak związku między współzależnością handlową a konwergencją cykliczną wskazują m.in. Fabio Canova i Harris Dellas¹⁸ oraz Andrew Hughes Hallet i Laura Piscitelli¹⁹. Podali oni również w wątpliwość wnioski Frankela i Rose’a i wskazywali, że analizy dotyczą okresów, w których większość krajów nie była członkami strefy wolnego handlu, natomiast badania empiryczne dowodzą, iż takie strefy najczęściej prowadziły do specjalizacji przemysłu. Ponadto wyniki Hughesa Halleta i Piscitelli wskazują, że synchronizacja cykli koniunkturalnych jest tak samo silna w okresach sztywnych, jak i elastycznych kursów walutowych.

¹³ Stefański (2008): 141–143.

¹⁴ Kotliński, Warżała (2013): 62–63.

¹⁵ Piłat (2017): 214.

¹⁶ Beck (2017): 14.

¹⁷ Warżała (2018): 157–158.

¹⁸ Canova, Dellas (1993): 23, 47.

¹⁹ Hughes Hallet, Piscitelli (2002): 165–170.

Za jedno z najważniejszych badań dotyczących weryfikacji wpływu IIT na zbieżność wahań cyklicznych można uznać opracowanie Jarko Fidrmuca²⁰. Przyjmując za zmienną objaśnianą w modelu współczynnik korelacji pomiędzy wahaniami aktywności gospodarczej dla krajów OECD (w tym Polski dla lat 1990–2001), a za zmienne objaśniające wskaźnik intensywności handlu oraz wymiany wewnątrzgałęziowej, autor wnioskuje, że hipoteza endogeniczności sprawdza się w odniesieniu do wzrostu IIT. Nie ma natomiast bezpośredniego związku między intensywnością handlu a korelacją cykli. Tak więc hipoteza endogeniczności jest trudna do zweryfikowania, gdyż wyniki poszczególnych badań dotyczących zależności integracji handlowej i synchronizacji cykli koniunkturalnych prowadzą do rozbieżnych wniosków.

W kontekście niniejszego opracowania trzeba też dodać, iż Fidrmuc w swojej pracy wskazał Polskę (oraz Słowenię i Węgry) jako kraj, który zrobił stosunkowo duże postępy w wypełnieniu kryteriów OOW, i podkreślił znaczenie politycznej i ekonomicznej dyskusji na temat roli elastycznego kursu walutowego w tych gospodarkach. Obecnie, po upływie 18 lat członkostwa Polski w UE, można stwierdzić, że dotychczasowe badania nie potwierdzają działania płynnego kursu walutowego jako automatycznego stabilizatora w polskiej gospodarce, gdyż działa on również destabilizująco na sferę realną. Wynika to w pewnym stopniu z tego, że przedsiębiorcy absorbują zmiany kursowe w wynikach finansowych, co jest skutkiem m.in. silnych więzi handlowych Polski ze strefą euro²¹. Można to traktować jako argument na rzecz przyjęcia wspólnej waluty.

Wobec powyższych rozważań, należy stwierdzić, że badania dotyczące zmian handlu wewnątrzgałęziowego oraz synchronizacji cykli koniunkturalnych Polski i strefy euro trzeba kontynuować. Uzasadniają to bowiem przytoczone we wstępnej części artykułu okoliczności, a także fakt, iż Polska ma bardzo duży potencjał, aby stać się „ważnym ogniwem” projektu integracji europejskiej. Jak zaznacza Grzegorz Kołodko²², szczególnie obecnie, gdy z UE wyszła Wielka Brytania (czyli jedna z największych gospodarek), przyjęcie euro mogłoby być bardzo korzystne. Polska „z miejsca” stałaby się średnią gospodarką ze wspólną walutą, na równi z Hiszpanią, i przestałaby być postrzegana jako gospodarka peryferyjna. Przyjęcie euro byłoby również bardzo dobrym „wyjściem naprzeciw” wymaganiom globalizacji. Taki ruch mógłby nadać impet nawet całej Unii na skutek wzmocnienia projektu integracji europejskiej, szczególnie z uwagi na fakt, że UE przez ostatnią dekadę doświadczyła wielu trudności. Wprowadzenie euro musi mieć jednak poparcie społeczeństwa, ponieważ nie wolno wdrażać tak bezprecedensowej zmiany, gdy większość jest jej przeciwna. Aby więc wejść do unii walutowej, należy używać argumentów ekonomicznych i merytorycznych²³. Prowadzenie i aktualizowanie badań naukowych w tym zakresie ma również temu służyć.

²⁰ Fidrmuc (2004): 11.

²¹ Biegun (2017): 88; Gryczka (2018): 60–64; Markowski (2021): 95–96.

²² Kołodko (2020): 265.

²³ Kołodko (2020): 265.

III. METODYKA BADAŃ

Zakres czasowy badań objął styczeń 2004 – grudzień 2019, a dane pobrano z bazy Eurostat. Udział wymiany wewnątrzgałęziowej Polski ze strefą euro zmierzono na podstawie wskaźnika Grubela-Lloyda skorygowanego o saldo wymiany handlowej²⁴. Ma on poniższą formułę²⁵:

$$\frac{\sum(X_i + M_i) - \sum|X_i - M_i|}{\sum(X_i + M_i) - |\sum(X_i - M_i)|} * 100,$$

gdzie: X_i – eksport gałęzi „i”, M_i – import gałęzi „i”. Wskaźnik oczyszczono z wahań sezonowych i przypadkowych metodą TRAMO/SEATS²⁶.

W celu wyodrębnienia wahań cyklicznych²⁷ wykorzystano koncepcję cyklu wzrostowego, bazującą na analizie dynamiki zmian stóp wzrostu wybranej zmiennej oraz badaniu fluktuacji zagregowanej działalności wokół trendu (tzw. cykl odchyłeń). Ponieważ zgodnie z hipotezą endogeniczności synchronizacja wahań cyklicznych nasila się głównie na skutek wymiany handlowej, a jej przedmiotem są głównie dobra przemysłowe, za surowe szeregi czasowe przyjęto dynamikę produkcji przemysłowej (w częstotliwości miesięcznej w ujęciu rok do roku). Usługi posiadają zdecydowanie mniejszy udział w wymianie handlowej.

Po poddaniu szeregów procedurze oczyszczenia z wahań sezonowych i przypadkowych za pomocą metody TRAMO/SEATS dokonano ich rozdzielenia na dwie składowe: trend oraz komponent cykliczny. W tym celu wykorzystano filtr Hodricka-Prescotta²⁸. Metoda ta posiada najbardziej preferowane własności w badaniu synchronizacji cykli koniunkturalnych²⁹.

W celu analizy punktów zwrotnych wykorzystano procedurę Bry-Boschan³⁰. Zgodnie ze specyfikacjami w literaturze przedmiotu dotyczącymi danych miesięcznych przyjęto, że minimalna długość cyklu to 18 miesięcy, fazy cyklu – 9 miesięcy, a zakres przedziału od punktów zwrotnych to 5 miesięcy. Wykorzystano również analizę *cross*-spektralną, polegającą na oszacowaniu współczynnika koherencji oraz korelacji krzyżowej. Współczynnik koherencji pozwala określić siłę współzbieżności pomiędzy dwoma szeregami czasowymi w z góry określonym przedziale wahań. Zgodnie z literaturą przedział ten został ustalony od 18 do 120 miesięcy³¹. Korelacja krzyżowa pozwala na ocenę zbieżności wahań koniunkturalnych z uwzględnieniem przesunięcia względem szeregu

²⁴ Wskaźnik obliczono na podstawie 4-cyfrowej klasyfikacji HS.

²⁵ Raport na temat korzyści i kosztów przystąpienia Polski do strefy euro.

²⁶ Szerzej Gomez, Maravall (2001). Procedurę przeprowadzono w pakiecie GRETL.

²⁷ W przypadku strefy euro wykorzystano dane zawierające jej zmienny skład, tzn. uwzględniające akcesję nowych członków.

²⁸ Szerzej Hodrick, Prescott (1997). Procedurę przeprowadzono w pakiecie GRETL.

²⁹ Kufel et al. (2014): 49.

³⁰ Szerzej Bry, Boschan (1971). Procedurę przeprowadzono w pakiecie BUSY.

³¹ Warząła (2016): 151–153.

referencyjnego. Zmianę stopnia zbieżności oscylacji koniunktury oceniono za pomocą korelacji rekursywnej z ruchomym 5-letnim oknem, co pozwala na dynamiczne ujęcie badanego zjawiska. Długość okna jest w literaturze przedmiotu dobierana arbitralnie. Nie może ono być jednak zbyt krótkie (w celu możliwości interpretacji współczynnika korelacji) oraz zbyt długie (gdyż niweluje to zmienność). Okno, które obejmuje co najmniej jeden cykl koniunkturalny, jest więc optymalne³². W literaturze najczęściej wybiera się okno o długości 5 lat³³.

IV. WYNIKI BADAŃ

Udział wymiany wewnątrzgałęziowej Polski ze strefą euro obliczony za pomocą wskaźnika Grubela-Lloyda zamieszczono w formie graficznej na wykresie 1.

Wykres 1



Źródło: obliczenia własne.

Jak wynika z dokonanych obliczeń, w badanym okresie udział wymiany wewnątrzgałęziowej Polski ze strefą euro charakteryzował się trendem rosnącym. Świadczy to o nasileniu integracji handlowej, a także o zmniejszaniu rozbieżności w PKB p.c. (z perspektywy popytowej) oraz o stopniowym niwelowa-

³² Adamowicz et al. (2008): 22.

³³ W badaniu zbieżności wahań cyklicznych wykorzystano najstarsze dane dotyczące dynamiki produkcji przemysłowej dostępne w Eurostacie (w przypadku Polski był to 2001 r.). Umożliwiło to oszacowanie „pierwszej wartości” współczynnika korelacji rekursywnej możliwie „najbliższej” akcesji Polski do UE (grudzień 2005 r.), ponieważ wartość współczynnika za pięć minionych lat jest przypisywana do ostatniej obserwacji.

niu luki technologicznej (z perspektywy podażowej). Potwierdzają to badania Marcina Salamagi³⁴, który na podstawie modelu VECM wykazał pozytywny wpływ BIZ na poziom horyzontalnej wymiany wewnątrzgałęziowej w Polsce. Pod tym względem zmiany stopnia realnej konwergencji Polski i strefy euro należy ocenić pozytywnie.

Głębszy spadek indeksu IIT zaobserwowano jedynie na przełomie roku 2008 i 2009. Wynika to z tego, że handel wewnątrzgałęziowy jest szczególnie podatny na kryzysy, ponieważ dotyczy substytutów. Kryzys ekonomiczno-finansowy miał też znaczny wpływ na *terms of trade*. Warto również zaznaczyć, że od końca 2016 r. zaobserwowano pewną stagnację w kształtowaniu się udziału wymiany IIT. Trudno jednoznacznie ocenić, czy ma ona trwały czy tymczasowy charakter. Odpowiedź na to pytanie komplikuje się również ze względu na przerwanie łańcuchów dostaw w globalnym handlu na skutek wprowadzonych lockdownów w 2020 r. Zakres czasowy badania nie obejmuje jednak tego okresu. Można natomiast przypuszczać, że przyjęcie wspólnej waluty stanowiłoby impuls do ponownego wzrostu wymiany wewnątrzgałęziowej przez eliminację kosztów transakcyjnych i ryzyka kursowego.

Generalnie zwiększający się udział wymiany wewnątrzgałęziowej powinien sprzyjać synchronizacji cykli koniunkturalnych Polski i strefy euro. Wstępna, statyczna ocenę zbieżności wahań cyklicznych tych gospodarek oparto na analizie spektralnej (tabela 1) oraz analizie punktów zwrotnych.

Tabela 1

Statystyka czynnika cyklicznego dynamiki produkcji przemysłowej Polski w relacji do szeregu referencyjnego (strefy euro)

Współczynnik koherencji	Korelacja krzyżowa		
	r_0	r_{\max}	t_{\max}
0,58	0,73	0,77	2

Źródło: obliczenia własne w pakiecie BUSY.

Współczynnik koherencji wyniósł 0,58. Ma on analogiczną interpretację do współczynnika determinacji i jest miarą dopasowania dwóch szeregów czasowych (przyjmuje wartości z przedziału [0; 1]). Za jego pomocą można więc ocenić, w jakim stopniu zmienność koniunktury unii walutowej oddziałuje na koniunkturę Polski. Wartości współczynników korelacji krzyżowej pozwoliły zaobserwować przesunięcie fazowe (najwyższa wartość korelacji występuje przy dwumiesięcznym wyprzedzeniu cyklu Polski względem strefy euro). Analiza punktów zwrotnych pozwoliła ponadto zaobserwować, iż Polska i strefa euro charakteryzowały się w badanym okresie taką samą

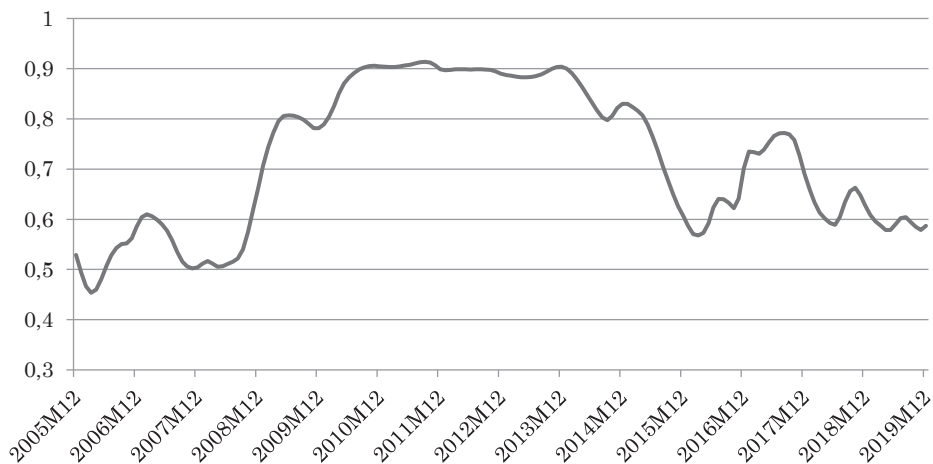
³⁴ Salamaga (2018): 157.

liczbą cykli wzrostowych wyznaczonych górnymi punktami zwrotnymi (5). Średnia długość trwania cyklu w strefie euro wyniosła 40 miesięcy, a w Polsce – 42,75 miesiąca.

Próby oceny zmian zbieżności wahań koniunkturalnych w czasie dokonano na podstawie korelacji rekursywnej (wykres 2).

Wykres 2

Korelacja rekursywna komponentu cyklicznego produkcji przemysłowej Polski i strefy euro



Źródło: obliczenia własne.

Z analizy wynika, że zbieżność wahań koniunkturalnych Polski i strefy euro rosła do połowy 2011 r. Doraźne spadki zaobserwowano na początku badanego okresu (co w pewnym stopniu jest rezultatem tzw. boomu akcesyjnego) oraz od początku 2007 do połowy 2008 r. Synchronizacja wahań utrzymywała się na względnie wysokim poziomie do końca 2013 r. Jednocześnie należy zaznaczyć, iż wysoką zbieżność fluktuacji w tych latach można powiązać z globalnym kryzysem, a nie tylko z zacieśnieniem więzi gospodarczych. Od 2014 r. współczynnik zaczął jednak spadać, a od 2016 – rosnąć. Następnie korelacja nie charakteryzowała się jednoznacznym trendem, gdyż na przemian zwiększała się i malała. W tym kontekście należy podkreślić, iż strefa euro po kryzysie zadłużeniowym (i właściwie również przez kolejne lata po recesji w 2012 r.) doświadczyła „anemicznego” tempa wzrostu gospodarczego i inflacji. „Lata pokryzysowe” w europejskiej unii walutowej często przyrównuje się nawet do tzw. japońskiej straconej dekady. W czasie gdy unia walutowa zmagala się ze skutkami asymetrycznego szoku fiskalnego, polska gospodarka rosła we względnie szybszym tempie. Należy więc stwierdzić, że uwarunkowania tego okresu nie sprzyjały konwergencji w aspekcie synchronizacji wahań koniunkturalnych.

Uzyskane wyniki badań nawiązują do wniosków innych opracowań na temat badanego zagadnienia. Na zbieżność wahań cyklicznych Polski i strefy euro ma wpływ specyfika wydarzeń o różnym znaczeniu dla tych gospodarek lub różnej sile oddziaływania³⁵. Podobnie jak wahania cykliczne Polski były w przeszłości w pewnym stopniu zdeterminowane szokami o mniejszym znaczeniu dla strefy euro, takimi jak kryzys rosyjski oraz boom akcesyjny, tak wahania cykliczne strefy euro w drugiej dekadzie jej istnienia były warunkowane skutkami silnego kryzysu zadłużeniowego, w mniejszym stopniu oddziałującego na Polskę. Ryzyko wstrząsów asymetrycznych „wybija” badane gospodarki ze „ścieżki konwergencji”, a powrót na nią może trwać wiele lat. Trudno również z całą pewnością stwierdzić, kiedy i czy będzie ona kontynuowana, szczególnie w obliczu nowych wyzwań związanych ze skutkami pandemii, wojny w Ukrainie oraz ogromnych zróżnicowań w krajach UE ze względu na poziom inflacji³⁶.

W kontekście zmierzonego poziomu IIT pomiędzy Polską i strefą euro należy również dodać, iż ryzyko powstawania wstrząsów asymetrycznych i desynchronizacji wahań cyklicznych wciąż istnieje, jeśli towary w ramach handlu wewnątrzgałęziowego różnią się jakością. Oznacza to dominację wertykalnego handlu wewnątrzgałęziowego charakteryzującego się wymianą towarów zróżnicowanych jakościowo (*vertical intra-industry trade* – VIIT) nad handlem horyzontalnym, który dotyczy towarów o zbliżonej jakości (*horizontal intra-industry trade* – HIIT)³⁷. Najczęściej przyjmowaną interpretację tego zjawiska zaproponowali David Greenaway, Robert Hine oraz Chris Milner³⁸, którzy założyli, że ceny są odzwierciedleniem różnic jakościowych. W sytuacji gdy relacja wartości jednostkowej eksportu i importu danej gałęzi nie przekracza przyjętego zakresu, można mówić o handlu horyzontalnym. W przeciwnej sytuacji handel jest klasyfikowany jako wertykalny. Warunek ten można zapisać następująco:

$$1 - \alpha \leq \frac{xUV_i}{mUV_i} \leq 1 + \alpha,$$

gdzie: UV – wartość jednostkowa eksportu oraz importu danej gałęzi lub danego produktu; α – dyspersja wartości jednostkowych najczęściej wyznaczana w literaturze przedmiotu na poziomie 15%.

Opierając się na powyższych założeniach, dokonano pomiaru udziału handlu VIIT oraz HIIT w handlu wewnątrzgałęziowym pomiędzy Polską a strefą euro (tabela 2).

³⁵ Adamowicz et al. (2008): 90.

³⁶ Rozstępn inflacji w UE w marcu 2022 r. wyniósł aż 11,1 p.p. (na Litwie HICP ukształtował się na poziomie 15,6%, a na Malcie „tylko” 4,5%), <<https://ec.europa.eu/eurostat>> [dostęp: 25.04.2022].

³⁷ Borowski (2001): 22.

³⁸ Greenaway, Hine, Milner (1995): 1505–1510.

Tabela 2

Udział handlu wertykalnego i horyzontalnego w IIT Polski i strefy euro

Rok	2004		2007		2010		2013		2016		2019	
Rodzaj handlu	VIIT	HIIT	VIIT	HIIT	VIIT	HIIT	VIIT	HIIT	VIIT	HIIT	VIIT	HIIT
Udział rodzaju handlu w IIT	60	40	55	45	66	34	59	41	74	26	60	40

Źródło: obliczenia własne.

Dla wybranych lat trudno o zidentyfikowanie jednoznacznej tendencji w zmianie udziału handlu HIIT oraz VIIT pomiędzy Polską a strefą euro. Należy jednak zaznaczyć, iż w każdym poddanym badaniu roku dominował handel wertykalny, co można interpretować jako okoliczności sprzyjające powstawaniu szoków asymetrycznych.

Weryfikacja hipotezy endogeniczności i ocena siły oddziaływania zmian udziału handlu wewnątrzgałęziowego na stopień zbieżności wahań koniunkturalnych jest zadaniem bardzo trudnym. Wpływ na kształtowanie się zbieżności tych wahań ma przede wszystkim prowadzona w danych gospodarkach polityka monetarna i fiskalna. Ponadto cykl koniunkturalny to zjawisko, którego naturą są również zdarzenia nieprzewidywalne. Jeśli w badanej próbie występują „anomalie”, to składnik losowy modelu może nie mieć rozkładu normalnego. Brak spełnienia tego założenia powoduje, że nie można wykonać wielu testów statystycznych, ponieważ wyniki mogą być zakłócone przez niestandardowy rozkład. Oznacza to, że w badaniu nie uwzględniono czynników, które miały znaczny wpływ na kształtowanie się zmiennej objaśnianej. W rzeczywistości za takie „anomalie” można uznać kryzys ekonomiczno-finansowy, załamanie wskaźnika IIT w tym okresie czy też asymetryczny szok fiskalny w strefie euro. Z drugiej strony wydaje się, że podejmowanie próby oceny oddziaływania IIT na stopień zbieżności wahań powinno opierać się na danych odzwierciedlających „normalną” sytuację makroekonomiczną. W gospodarce istnieją bowiem wtedy warunki do uruchomienia naturalnych procesów gospodarczych, niezakłóconych przez silne i nadzwyczajne wstrząsy determinujące zbieżność wahań koniunkturalnych.

W badaniu przyczynowości zmiennych dobre wyniki uzyskują modele VAR (*vector autoregression model*)³⁹. Próby zbudowania takiego modelu na podstawie danych z całego przyjętego tu zakresu czasowego nie powiodły się. Obserwowano autokorelację składnika losowego lub nie miał on rozkładu normalnego. Natomiast model obejmujący okres do połowy 2008 r. (w przybliżeniu

³⁹ W modelach VAR nie ma podziału na zmienne endo- i egzogeniczne, a opóźnione zmienne objaśniane to zmienne objaśniające. Każda zmienna generuje osobne równanie (Witkowska et al. 2008: 140).

do czasu, zanim zaczęły pojawiać się pierwsze silne symptomy kryzysu finansowego w sferze realnej⁴⁰, przeszedł pozytywnie weryfikację statystyczną⁴¹. Wobec tego przystąpiono do przeprowadzenia testu Grangera, który polega na sprawdzeniu, czy dodanie opóźnionych wartości zmiennej x do modelu – w którym objaśniana jest zmienna y , a jej opóźnienia są zmiennymi objaśniającymi – poprawia dopasowanie modelu. Badanie to można przeprowadzić za pomocą testu F , który pozwala odpowiedzieć na pytanie, czy po dodaniu do modelu zmiennych istotnie zmniejsza się wariancja resztowa⁴².

Na podstawie testu przyczynowości (przy założonym poziomie istotności 0,05) nie zaobserwowano statystycznie istotnego wpływu zmiany wskaźnika IIT na zmiany kształtowania się stopnia synchronizacji wahań cyklicznych produkcji przemysłowej Polski i strefy euro w badanym okresie (p -value wyniosło 0,1314). O statystycznie istotnym wpływie można mówić jedynie przy wyższym poziomie istotności (0,15). Przyczynowość w sensie Grangera zaobserwowano jednak w przypadku zmian intensywności handlu⁴³ (p -value wyniosło 0,0048). Przeprowadzoną analizę należy jednak rozpatrywać ze sporą dozą ostrożności, głównie ze względu na skrócenie okresu badawczego.

Na podstawie uzyskanych wyników badań można stwierdzić, że Polska charakteryzuje się „umiarkowanym” stopniem konwergencji realnej ze strefą euro, lecz niewskazana jest definitywna i ostateczna ocena badanych zjawisk i odpowiedź na pytanie, czy poziom ten jest wystarczający, aby przyjąć wspólną walutę. Należy również podkreślić, że kompleksowa ocena „gotowości” przyjęcia euro w Polsce musi być oparta na szerszym spektrum kryteriów. W kontekście przyszłych zagrożeń dla gospodarek unijnych o różnej sile oddziaływania, jak np. kryzys energetyczny, wartościowa wydaje się analiza zbieżności struktur gospodarczych oraz reakcji tych gospodarek na wstrząsy asymetryczne. Kwestią dyskusyjną (aż do jego ustalenia) pozostanie zapewne potencjalny kurs konwersji PLN na EUR.

⁴⁰ W celu zwiększenia liczby obserwacji podjęto decyzję o skróceniu okna korelacji rekursywnej. Jak wspomniano powyżej, zgodnie z literaturą długość okna musi obejmować co najmniej jeden pełny cykl. Wobec tego zdecydowano, iż długość ruchomego okna korelacji będzie wynosiła 43 miesiące, czyli w zaokrągleniu tyle, ile średnio w badanym okresie trwał cykl koniunkturalny Polski. W rezultacie zakres czasowy badania objął 48 obserwacji.

⁴¹ Ze względu na ograniczoną objętość w artykule zamieszczono jedynie wynik najważniejszego testu oraz jego interpretację (testu Grangera). Całe badanie oparto na pierwszych różnicach, które charakteryzowały się stacjonarnością, co potwierdzono testem ADF. Rząd opóźnień w modelu wybrano na podstawie kryterium BIC (Bayesowskie rozszerzenie minimum AIC). Parametry każdego równania oszacowano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Autokorelacje składników losowych zbadano testem Ljungu-Boxa (do stopnia równego wybranemu opóźnieniu), a normalność składników losowych testem Jarque-Bera (dla poszczególnych równań) i Doornika-Hansena (wielowymiarowy rozkład reszt). Zbadano również pierwiastki równania charakterystycznego, co jest warunkiem praktycznego wykorzystania modelu VAR (Kufel 2013: 170). Procedurę wykonano w programie GRETL. Dokumentacja badania może być udostępniona na życzenie czytelnika.

⁴² Hamulczuk et al. (2012): 55.

⁴³ Intensywność handlu można określić zarówno w odniesieniu do eksportu, importu, jak i obrotów handlowych (Fidrmuc 2004: 3). W niniejszym badaniu wykorzystano obroty handlowe Polski i strefy euro.

Porównując wszystkie powyższe wyniki badań z innymi opracowaniami dostępnymi w literaturze przedmiotu, trzeba podkreślić, że wykorzystana w pracy kategoria obrazująca aktywność gospodarczą, czyli produkcja przemysłowa, to tylko ułamek PKB zarówno w przypadku Polski, jak i europejskiej unii monetarnej. Stopień zbieżności wahań, w przypadku użycia alternatywnej zmiennej, kształtowałby się więc inaczej. Należy również dodać, że udział handlu wewnątrzgałęziowego można szacować w odniesieniu do poszczególnych krajów, a nie do całego ugrupowania integracyjnego. Zawsze dyskusyjną kwestią pozostaje poziom dezagregacji. Wielość dylematów, brak jednoznaczności i wszelkie wątpliwości potwierdzają jednak, iż badania synchronizacji cykli koniunkturalnych, wymiany handlowej i próby weryfikacji hipotezy endogeniczności powinny być kontynuowane.

V. PODSUMOWANIE

Z przeprowadzonych badań wynika, iż udział IIT Polski i strefy euro charakteryzował się trendem rosnącym, co świadczy o konwergencji realnej. Zahamowanie tego wzrostu nastąpiło pod koniec 2016 r. i trudno jednoznacznie ocenić, czy zjawisko to ma trwały czy tymczasowy charakter. Warto jednak podkreślić dominujący udział handlu wertykalnego. Rosnącą i względnie wysoką zbieżność wahań koniunkturalnych Polski i strefy euro zaobserwowano do końca 2013 r. W późniejszych latach widoczny jest spadek i następnie wahania stopnia tej zbieżności. Można przypuszczać, że dość silne powiązania handlowe Polski i strefy euro w pewnym stopniu zapobiegły głębszej desynchronizacji wahań niż ta, którą zaobserwowano za pomocą współczynnika korelacji rekursywnej. Należy jednak zaznaczyć, iż stopień zbieżności wahań cyklicznych przez dużą część okresu badawczego był warunkowany specyficznymi wydarzeniami, które na pozór wzmacniały konwergencję pod tym względem (okres kryzysu ekonomiczno-finansowego) lub ją obniżały (*boom* akcesyjny, kryzys zadłużeniowy i szok fiskalny w strefie euro). Po potencjalnym wejściu Polski do unii walutowej prawdopodobny jest scenariusz, że udział IIT ponownie zacznie charakteryzować się trendem rosnącym (na skutek eliminacji kosztów transakcyjnych i ryzyka wahań kursowych), co będzie stanowić impuls do nasilenia zbieżności wahań koniunkturalnych. Czynnikiem zwiększającym ryzyko desynchronizacji wahań są natomiast wyzwania w postaci dużego zróżnicowania inflacji wśród krajów UE, wpływu wojny na gospodarki unijne oraz „koszty uboczne” nakładanych na Rosję sankcji z uwagi na zróżnicowany stopień uzależnienia od surowców. Wszelkie szoki asymetryczne, które mają różną siłę oddziaływania na badane gospodarki, utrudniają sformułowanie jednoznacznych konkluzji i ocenę realnej konwergencji Polski ze strefą euro, tym bardziej że literatura nie dostarcza żadnych „wartości krytycznych” w tej kwestii.

Reasumując, na podstawie przeprowadzonego badania można stwierdzić, że Polska charakteryzuje się „umiarkowanym” stopniem konwergencji realnej

ze strefą euro, lecz trudno o definitywne wnioski odnośnie do oceny „gotowości” przyjęcia wspólnej waluty w Polsce. Wartościowym uzupełnieniem badań byłaby analiza podobieństwa reakcji Polski i strefy euro na szoki, weryfikacja stopnia spełnienia innych kryteriów konwergencji realnej, jak podobieństwo struktur gospodarczych oraz kwestii związanej z ustaleniem potencjalnego kursu konwersji waluty zapewniającym równowagę zewnętrzną. Wszelkie dylematy, zarówno metodyczne, teoretyczne, jak i te wynikające z obserwacji rzeczywistości gospodarczej, uświadamiają, że konieczna jest kontynuacja badań w zakresie realnej konwergencji Polski i strefy euro.

- Adamowicz, E., Dudek, S., Pachucki, D., Walczyk, K. (2008). Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy euro w kontekście struktury tych gospodarek. Warszawa: IRG SGH.
- Beck, K. (2017). Zastosowanie filtrów do analizy cykli koniunkturalnych i synchronizacji cyklu koniunkturalnego Polski z krajami europejskimi. *Wiadomości Statystyczne* 10(677): 5–18.
- Biegun, K. (2017). Ocena stabilizacyjnej roli zmian kursu walutowego w Polsce w kontekście potencjalnego członkostwa w strefie euro. *Studia i Prace WNEiZ US* 47/1: 81–93.
- Borowski, J. (2001). Podatność Polski na szoki asymetryczne a proces akcesji do Unii Gospodarczej i Walutowej. Warszawa: NBP.
- Bry, G., Boschan, C. (1971). *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Canova, F., Dellas, H. (1993). Trade interdependence and the international business cycle. *Journal of International Economics* 34: 23–47.
- Fidrmuc, J. (2004). The endogeneity of the optimum currency area criteria, intra-industry trade, and EMU enlargement. *Contemporary Economic Policy* 22(1): 1–12.
- Frankel, J.E., Rose, A. (1996). The endogeneity of the optimum currency area criteria. *The Economic Journal* 108: 1009–1025.
- Gomez, V., Maravall, A. (2001). Seasonal adjustment and signal extraction in economic time series, [w:] D. Pena, G.C. Tiao, R.S. Tsay (eds.), *A Course in Time Series Analysis*. New York: 202–236.
- Greenaway, D., Hine, R., Milner, C. (1995). Vertical and horizontal intra-industry trade: a cross industry analysis for the United Kingdom. *The Economic Journal* 105(433): 1505–1518.
- Gryczka, M. (2018). Wpływ zmian kursu walutowego na wartość eksportu towarowego wybranych krajów. *Przedsiębiorczość i Zarządzanie* 19(2, 2): 51–66.
- Hamulecuk, M., Gędek, S., Klimkowski, C., Stańsko, S. (2012). Prognozowanie cen surowców rolnych na podstawie zależności przyczynowych. Warszawa: Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej, Państwowy Instytut Badawczy.
- Hodrick, R., Prescott, E. (1997). Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking* 29(1): 1–16.
- Hughes Hallett, A., Piscitelli, L. (2002). Does trade integration cause convergence? *Economics Letters* 75: 165–170.
- Kołodko, G. (2020). *Od ekonomicznej teorii do politycznej praktyki*. Warszawa: Poltext.
- Kotliński, K., Warząła, R. (2013). Synchronizacja cykli koniunkturalnych jako kryterium członkostwa w strefie euro. *Ekonomia* 34: 49–64.
- Krugman, P. (1993). Lesson from Massachusetts for EMU, [w:] F. Torres, F. Giavazzi (eds.), *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*. New York: 241–266.
- Kufel, T. (2013). *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*. Warszawa: PWN.
- Kufel, T., Osińska, M., Błażejowski, M., Kufel, P. (2014). Analiza porównawcza wybranych filtrów w analizie synchronizacji cyklu koniunkturalnego. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu* 328: 41–50.
- Markowski, Ł. (2021). Wpływ zmian kursu walutowego na sferę realną polskiej gospodarki w latach 2010–2019. *Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica* 3(354): 81–100.

- Molendowski, E., Polan, W. (2015). Zmiany pozycji konkurencyjnej Polski w handlu wewnątrzgałęziowym z krajami UE-15 przed akcesją i po niej, [w:] E. Małuszyńska, G. Mazur, I. Musiałkowska (red.), *Polska – 10 lat członkostwa w Unii Europejskiej*. Poznań: 90–105.
- Papageorgiou, T., Michaelides, P.G., Milios, J.G. (2010). Business cycles synchronization and clustering in Europe. *Journal of Economics and Business* 62: 419–470.
- Piłat, K. (2017). Synchronizacja wahań koniunkturalnych krajów Europy Środkowo-Wschodniej ze strefą euro. *Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica* 2(328): 201–216.
- Salamaga, M. (2018). Modelowanie dynamicznych zależności pomiędzy bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi i handlem wewnątrzgałęziowym w Polsce. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach* 4(976): 145–159.
- Stefański, R. (2008). Synchronizacja cyklu koniunkturalnego a realna konwergencja Polski ze strefą euro. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny* 70(4): 129–149.
- Warżala, R. (2016). Cykle koniunkturalne w polskich regionach. *Studium teoretyczno-empiryczne*. Olsztyn: UWM.
- Warżala, R. (2018). Zbieżność cykli koniunkturalnych krajów Europy Środkowej i Wschodniej z cyklem dwunastu krajów Unii Europejskiej. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego 100 (Wydanie jubileuszowe dedykowane profesor Elżbiecie Adamowicz)*. Warszawa: 143–169.
- Witkowska, D., Matuszewska, A., Kompa, K. (2008). *Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej*. Warszawa: SGGW.