


Łukasz Markowski

Katedra Teorii Ekonomii, Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie,  <https://orcid.org/0000-0001-8791-1285>,

 [lukasz.markowski@uwm.edu.pl](mailto:lukasz.markowski@uwm.edu.pl)

Aleksandra Ostrowska

Katedra Finansów, Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie,  <https://orcid.org/0000-0001-5814-0530>

# Synchronizacja cyklu gospodarczego i finansowego w krajach Unii Europejskiej

Synchronization of the business and financial cycle in the countries of the European Union

---

## Streszczenie

Celem badań jest ocena synchronizacji cykli gospodarczych i finansowych w krajach UE z uwzględnieniem podziału na „starych” i „nowych” członków tego ugrupowania oraz oddziaływania zjawisk kryzysowych z lat 2020–2022 na to zjawisko. W badaniu wykorzystano kwartalne szeregi czasowe reprezentujące dynamikę realnego PKB, kredytu dla prywatnego sektora niefinansowego i głównych indeksów giełdowych, które poddano procedurze dekompozycji. Zbieżność cykli została zbadana za pomocą analizy spektralnej oraz korelacji rekursywnej. W wyniku przeprowadzonych badań zaobserwowano, że kraje UE charakteryzują się różnicowaniem pod względem stopnia oddziaływania zmiennych finansowych na cykl gospodarczy. Grupa „nowych” i „starych” krajów UE różni się od siebie w sposób istotny statystycznie pod względem średniego poziomu synchronizacji cyklu gospodarczego i giełdowego. Zjawiska kryzysowe z lat 2020–2022 miały niejednakowy wpływ na stopień synchronizacji cykli. Nie zaobserwowano wyraźnej odmiennej reakcji poziomu zbieżności w krajach zbliżonych pod względem geograficznym do konfliktu zbrojnego w Ukrainie, z wyjątkiem Polski.

**Słowa kluczowe:** cykl gospodarczy, cykl kredytowy, cykl giełdowy, synchronizacja, Unia Europejska.

**JEL:** E32, F45, F55, G10

---

## Abstract

The aim of the research is to assess the synchronization of business and financial cycles in EU countries, taking into account the division into “old” and “new” members of this group and the impact of the crisis phenomena of 2020–2022. The study used quarterly time series representing the dynamics of real GDP, credit to the private non-financial sector and main stock indices, which were subjected to a decomposition procedure. Cycle convergence was examined using spectral analysis and recursive correlation. As a result of the research, it was observed that EU countries differ in terms of the degree of impact of financial variables on the economic cycle. The group of “new” and “old” EU countries differs statistically significantly in terms of the average level of synchronization of the economic and stock market cycles. The crisis phenomena of 2020–2022 had a different impact on the degree of cycle synchronization. No clearly different reaction of the level of convergence was observed in countries geographically close to the armed conflict in Ukraine, with the exception of Poland.

**Keywords:** business cycle, credit cycle, stock market cycle, synchronization, European Union.

**JEL:** E32, F45, F55, G10



## 1. Wprowadzenie

Gospodarka jest systemem, który charakteryzuje się ciągłą nierównowagą (Kołodko, 2020), a permanentne wahania wielkości makroekonomicznych i zjawisko cyklu koniunkturalnego to nieodłączne elementy rozwoju każdego kraju (Warżała, 2014). Najczęstsze mierniki wykorzystywane do pomiaru zjawiska cykliczności w gospodarce to: dynamika PKB, zatrudnienie, inflacja, nakłady inwestycyjne, kredyty bankowe, eksport i import, zyski przedsiębiorstw, wskaźniki rynku kapitałowego, indeksy giełdowe i ceny nieruchomości. W zależności od zmiennej, którą przyjmie się za podstawę wyodrębnienia komponentu cyklicznego, definiowany jest rodzaj cyklu. Niezwykle interesującą i ważną kwestią, z perspektywy sprawnego funkcjonowania całej gospodarki, jest zestawienie sfery realnej ze sferą finansową. Z tej perspektywy można wyróżnić cykle gospodarcze i finansowe.

Do wybuchu kryzysu w 2008 r. istotność czynników finansowych w kreowaniu wahań koniunktury gospodarczej była wskazywana sporadycznie. Wielowymiarowe skutki oraz zasięg tej recesji ujawniły jednak ich ściśle powiązanie ze sferą realną (Pipień i in., 2018; Strohsal i in., 2019; Malherbe, 2020). Dostrzeżono wówczas konsekwencje niedbałości o stabilność finansową i braku odpowiednich narzędzi przewidywania kryzysów (Kurowski, 2021). W rezultacie, interakcje występujące między stabilnością tych dwóch sfer są obecnie silnie akcentowane (Urbanowicz, 2018). Podkreśla się także ważną rolę cykli finansowych w przebiegu cykli gospodarczych (Borio, 2014; Cerutti i in., 2017).

Synchronizacja tych dwóch rodzajów cykli jest obecnie uznawana za jeden z warunków prowadzenia adekwatnej polityki gospodarczej w unii walutowej (Gamma-digbe, 2022) i całej Unii Europejskiej (UE). W przypadku braku jego spełnienia nasila się zagrożenie powstania konfliktu celu i preferencji banku centralnego. Innymi słowy, polityka monetarna może nie być adekwatna z perspektywy polityki makroostrożnościowej, która stała się istotnym elementem UE po kryzysie zadłużeniowym<sup>1</sup> (Marszałek, 2009; Urbanowicz, 2015). Badanie cykli finansowych jest więc kluczowe z punktu widzenia ryzyka systemowego oraz polityki stabilizacyjnej. Ocena wpływu stóp procentowych na cykle finansowe umożliwia ponadto analizę mechanizmu transmisji polityki pieniężnej (Ng, 2011). Obserwacja cykli finansowych jest także istotną wskazówką w przewidywaniu kryzysów bankowych (Chen i Svirydzenka, 2021).

Zjawiska kryzysowe obserwowane w gospodarce światowej w latach 2020–2022, do których należą: rozwój pandemii COVID-19, eskalacja konfliktu rosyjsko-ukraińskiego, kryzys energetyczny oraz natężenie procesów inflacyjnych, stanowią impulsy, mogące zakłócić synchronizację cykli gospodarczych i finansowych w krajach UE. Badanie zbieżności cykli podczas występowania nowych zjawisk kryzysowych jest

---

<sup>1</sup> Oficjalnie Europejski Bank Centralny (EBC) nie reaguje na nierównowagi na rynkach finansowych oraz rosnące ceny aktywów. W czasie kryzysu zadłużeniowego w strefie euro podejmował jednak działania ukierunkowane na przywrócenie stabilności finansowej. Działania EBC w porównaniu z innymi bankami centralnymi na świecie miały jednak głównie na celu zapewnienie płynności bankom, a nie rynkom finansowym. Jest to rezultat występowania w strefie euro tzw. zorientowanego bankowo systemu finansowego (tzw. system kontynentalny, reński lub niemiecko-japoński) (Polański, 2014, s. 78).

szczególnie istotne, ponieważ budzą one obawy o adekwatność prowadzonej polityki w UE, a tym samym – o utrzymanie długookresowej stabilności makroekonomicznej. Z uwagi na to, że ekonomia nie jest nauką eksperymentalną, a materiału do badań dostarczają nowe dane statystyczne, konieczne jest wykorzystywanie najnowszych informacji w celu aktualizacji dotychczasowej wiedzy.

Celem badań jest ocena synchronizacji cykli gospodarczych i finansowych w krajach UE z uwzględnieniem podziału na „starych” i „nowych” członków tego ugrupowania oraz oddziaływania kryzysowych wydarzeń z lat 2020–2022 na to zjawisko. Podział na kraje „starej” i „nowej” Unii (tzn. te, które przystępowały do ugrupowania przed 2004 r. i po nim) jest uzasadniony z punktu widzenia różnego poziomu rozwoju rynków finansowych. Podjęcie próby oceny, czy dłuższe uczestnictwo w UE – i związany z tym rozwój rynku kapitałowego – sprzyja zwiększeniu zbieżności cyklu finansowego i gospodarczego, jest ważnym elementem oceny konwergencji realnej. W czasie rosyjskiej inwazji na Ukrainę nie bez znaczenia dla tego zjawiska może być również bliższe położenie krajów „nowej” Unii względem obszaru występowania wspomnianego konfliktu zbrojnego, co może wpływać na większe ryzyko geopolityczne oraz na sposób prowadzenia polityki makroekonomicznej. Powyższe kwestie stanowią wartość dodaną artykułu w stosunku do obecnych badań dotyczących zbieżności wahań gospodarczych i finansowych oraz dotychczasowych prób zidentyfikowania skutków wspomnianych zjawisk kryzysowych. Dla osiągnięcia celu badawczego przydatne było sformułowanie następujących pytań badawczych:

- Czy „stare” kraje członkowskie charakteryzują się większą zbieżnością cyklu gospodarczego i finansowego od „nowych” członków UE?
- Czy w krajach członkowskich UE synchronizacja cyklu gospodarczego i finansowego postępuje?
- Jak na poziomie zbieżności cykli wpłynęły zjawiska kryzysowe z lat 2020–2022 (pandemia, kryzys energetyczny, niepewność wynikająca z konfliktu zbrojnego w Europie, wysoka inflacja)?

Artykuł ma następującą strukturę: po wprowadzeniu zamieszczono przegląd literatury, dotyczący badań związanych z synchronizacją cykli gospodarczych i finansowych. W kolejnej części zaprezentowano opis zastosowanych metod badawczych, a następnie rezultaty przeprowadzonych badań. Artykuł kończy się podsumowaniem i wnioskami.

## 2. Cykle gospodarcze i finansowe oraz ich synchronizacja – przegląd literatury

Cykle gospodarcze są bardzo dobrze opisane w literaturze przedmiotu – w przeciwieństwie do cykli finansowych, którym poświęcono dotychczas względnie mniej uwagi. Cykle finansowe można określić jako okresowe zmiany aktywności obserwowane na rynkach finansowych. Podobnie, jak w przypadku cyklu gospodarczego, obejmują one zarówno fazy wzrostowe, jak i spadkowe. Faza wzrostowa związana jest z narastaniem nierównowag na skutek dynamicznej aktywności rynkowej, przyspieszenia wzrostu cen aktywów, a także podejmowania

nadmiernego ryzyka. Etap ten najczęściej kończy się nagłym zdarzeniem, które stanowi początek fazy spadkowej. Faza ta charakteryzuje się ograniczeniem aktywności, spadkiem podejmowanego ryzyka oraz obniżeniem cen aktywów (Adarov, 2022). Wspomniane cykle powiązane są więc zarówno z narastaniem nierównowag w systemie finansowym, jak i *boomami* oraz spadkami leżącymi u ich podstaw (Borio, 2014). Cykle te powstają także na skutek zmian w postrzeganiu i nastawieniu do ryzyka finansowego (Ng, 2011). W klasycznych teoriach cyklu koniunkturalnego, sektor finansowy traktowany jest jako “pośrednik” pełniący rolę “służebną” w gospodarce. Jako główną przyczynę powiązań między cyklami gospodarczymi i finansowymi wskazuje się globalizację (Kose i in., 2003; Monnet i Puy, 2016; Jordà i in., 2018), która umacnia międzynarodowe powiązania na wielu płaszczyznach. Rosnące znaczenie sektora finansowego ujawniło jego istotną rolę w kreowaniu cykli koniunkturalnych (Małecki, 2016), co doprowadziło do wyodrębnienia pojęcia finansyzacji cykli, które jest definiowane jako gwałtowny wzrost znaczenia czynników natury finansowej w generowaniu oraz przebiegu wahań gospodarczych. Do konsekwencji owej finansyzacji należą: osłabione tempo wzrostu gospodarczego, zmiany w kształcie tradycyjnego cyklu koniunkturalnego (skrócenie długości trwania oraz zwiększenie wahań), a także wzmożona podatność gospodarek na szoki makroekonomiczne oraz kryzysy finansowe (Marszałek, 2013; Szunke, 2014). Do cech charakterystycznych cyklu koniunkturalnego będącego pod wpływem finansyzacji należą: *boom* kredytowy, intensywne przepływy kapitałowe oraz tani import. Zwiększone wahania poszczególnych faz cyklu koniunkturalnego powodują, że stadia kryzysu generują bardziej odczuwalne skutki dla gospodarki i społeczeństwa niż fazy płytkie (Czaplicki i Wieprzowski, 2014).

Pomiaru cyklu finansowego dokonuje się głównie poprzez analizę zmian na rynku kredytu, cen na rynku akcji oraz nieruchomości (Dędyś i Gutkowska, 2020). Badanie cykli finansowych jest o wiele trudniejsze niż cykle gospodarczych, ponieważ charakteryzują się one pewnymi różnicami. Cykle gospodarcze wykazują większą częstotliwość, natomiast cykle finansowe mają większe amplitudy (Claessens i in., 2011; Drehmann i in., 2012; Hiebert i in., 2014). Trudności w pomiarze cykli finansowych wynikają przede wszystkim z relatywnie dłuższego ich trwania. Rzutuje to na konieczność gromadzenia długich szeregów czasowych, co – w przypadku danych finansowych – nie jest zadaniem prostym. Niektóre dane zaczęto bowiem gromadzić dopiero po ostatnim kryzysie finansowym, co sprawia, że mogą nie być dostępne dla wszystkich krajów. Główny problem w tym zakresie występuje w odniesieniu do cen nieruchomości (Dędyś i Gutkowska, 2020; Kurowski, 2021), co skutkuje częstym brakiem możliwości analizy tego aspektu. Kredyt dla sektora prywatnego (% PKB) jako wyznacznik cyklu finansowego w swoich badaniach zastosowali Oman (2019), Aldasoro i in. (2020) oraz Gammadigbe (2022). Z kolei Jordà i in. (2018) oraz Tsalias i Monokroussos (2018) wykorzystali kredyt, ceny nieruchomości oraz ceny akcji. Kunovac i in. (2018) oraz Ha i in. (2020), poza cenami nieruchomości i akcji dokonali także analizy stóp procentowych.

Synchronizacja cykli koniunkturalnych jest zagadnieniem często analizowanym w literaturze przedmiotu, gdzie można spotkać badania, w których odrębnie analizowana jest synchronizacja cykli gospodarczych (Matkowski i Próchniak, 2005;

Skrzypczyński, 2006; Adamowicz i in., 2008; Cerqueira i Martins, 2009; Bordo i Helbing, 2011; Kotliński i Warżała, 2013; Tatimir i Popovici, 2013; Matesanz i Ortega, 2016; Beck i Janus, 2016; Markowski i Warżała, 2023) i odrębnie finansowych (Jordà i in., 2019; Gammadigbe, 2022; Mandler i Scharnagl, 2022). Jako jedni z pierwszych, badania interakcji między zmiennymi makroekonomicznymi i finansowymi dokonali Fisher (1933) i Keynes (1936). Współcześnie, istnienie synchronizacji badane jest zarówno w odniesieniu do jednej gospodarki (Šergo i in., 2012; Shen i in., 2018; Karagöl i Doğan, 2021), jak i grupy gospodarek (Amiri i in., 2012; Gächter i in., 2012; Dufrénot i Keddad, 2014; Breitung i Eickmeier, 2014; Matesanz i Ortega, 2016; Schüller i in., 2017; El-Baz, 2018; Juhro i in., 2021). Starano się wykazać także, że funkcjonuje tzw. globalny cykl finansowy, od którego uzależnione są cykle krajowe (Aldasoro i in., 2020; Ha i in., 2020; Adarov, 2022).

Z uwagi na istotność synchronizacji cykli gospodarczych oraz finansowych dla skuteczności polityki makroekonomicznej, wiele miejsca poświęcono analizie w kontekście krajów Unii Europejskiej oraz samej strefy euro. Przykład stanowią badania przeprowadzone przez Samarina i in. (2017), którzy dokonali analizy cykli kredytowych w szesnastu krajach strefy euro w latach 1990–2013, uwzględniając kredyt hipoteczny i kredyt prywatny. Wyniki badań wykazały, że cykle kredytowe różniły się między krajami po wprowadzeniu wspólnej waluty euro. Ahmed i in. (2018) uwzględnili dane dla dziewięciu krajów unii monetarnej. Autorzy doszli do wniosku, że istnieje silna synchronizacja między cyklami koniunkturalnymi i finansowymi. Co więcej, synchronizacja cykli finansowych jest silniejsza od cykli gospodarczych po wprowadzeniu wspólnej waluty. Rünstler i Vlekke (2018) uwzględnili dane dla Francji, Niemiec, Włoch, Hiszpanii, Wielkiej Brytanii i Stanów Zjednoczonych. Autorzy stwierdzili, że w tych krajach cykle finansowe są dłuższe niż cykle gospodarcze i trwają od trzynastu do osiemnastu lat. Co więcej, cykle finansowe są niejednorodne w państwach europejskich, przy czym Niemcy charakteryzują się bardzo krótkim cyklem finansowym o niskiej amplitudzie, a w Hiszpanii wystąpił znacznie dłuższy cykl. Kunovac i in. (2018), na podstawie analizy przeprowadzonej dla sześciu krajów strefy euro, stwierdzili, że cykle cen akcji i stóp procentowych są silniej zsynchronizowane między krajami niż cykle realnej aktywności gospodarczej, podczas gdy synchronizacja cykli kredytowych – a w szczególności cykli cen nieruchomości mieszkaniowych – jest słabsza niż w przypadku realnego PKB. Pipień i in. (2018) przeprowadzili analizę cykli kredytowych dla osiemnastu wybranych krajów Unii Europejskich. Jednym z wniosków było stwierdzenie, że cykl finansowy trwał o wiele dłużej od cyklu gospodarczego (nawet ponad dwudziestu lat), a jego amplituda była większa. Oman (2019) dokonał analizy synchronizacji cykli koniunkturalnych i finansowych dwunastu krajów założycielskich strefy euro. Autor ten dostarczył wielu interesujących wniosków, wskazując, że relacja kredytów do PKB kształtowała się procyklicznie w latach poprzedzających recesję. Cykle finansowe okazały się mniej zsynchronizowane w porównaniu do cykli gospodarczych. Ponadto synchronizacja wahań gospodarczych w badanym okresie wzrosła, a wahań finansowych spadła.

Konsekwencje ostatniego kryzysu finansowego z 2008 r. unaocznily istotność powiązań sfery finansowej oraz makroekonomicznej i zwróciły uwagę decyden-

tów różnorodnych polityk i badaczy na kluczową rolę czynników finansowych w kreowaniu koniunktury. Synchronizacja cykli gospodarczych i finansowych jest zagadnieniem coraz częściej podejmowanym w literaturze przedmiotu i jest szczególnie istotna dla krajów Unii Europejskiej z punktu widzenia prowadzonej polityki makroekonomicznej. Istotną kwestią jest uwzględnienie w badaniach poziomu rozwoju gospodarczego i finansowego tychże krajów oraz podjęcie próby oceny, czy dłuższe uczestnictwo w UE i związany z tym rozwój rynku kapitałowego oznacza większą zależność sfery realnej od sfery finansowej w postaci silniejszej synchronizacji cykli gospodarczych i finansowych. Istotne jest także badanie takiej zbieżności podczas występowania nowych zjawisk kryzysowych, np. tych z lat 2020–2022. Badania wskazują, że wstrząsy popytowe w krajach UE są istotnie zróżnicowane (Beck i Janus, 2016). Stwarza to ryzyko desynchronizacji wahań sfery realnej i finansowej. Jak wspomniano w części wprowadzającej artykułu, w ekonomii, materiału do badań dostarczają nowe dane statystyczne, dlatego konieczna jest ciągła aktualizacja badań i wykorzystywanie najnowszych informacji. Stanowi to argument na rzecz podjęcia analizy empirycznej w tym obszarze.

### 3. Metodyka

Pierwszym etapem badania był wybór zmiennych, reprezentujących cykle gospodarcze i finansowe oraz poddanie ich procedurze dekompozycji. Za pierwsze przyjęto szeregi czasowe reprezentujące kwartalną dynamikę realnego PKB w ujęciu rok do roku. Zmienna ta oddaje obraz aktywności gospodarczej w sposób najbardziej syntetyczny. Większość artykułów dotyczących badania cykli finansowych opiera się na danych dotyczących podaży i dynamiki kredytów. Wynika to ze struktury rynków finansowych krajów UE, w których (zwłaszcza w „nowych” krajach Unii) dominuje tzw. bankowo zorientowany system finansowy (Tchorek, 2012; Polański, 2014), a kredyt stanowi główne źródło finansowania zarówno gospodarstw domowych, jak i przedsiębiorstw. Wobec tego, w niniejszym opracowaniu, za główną miarę cyklu finansowego przyjęto dynamikę kredytu dla niefinansowego sektora prywatnego<sup>2</sup>. Należy jednak podkreślić, że udział długu sektora prywatnego w PKB maleje w większości krajów UE od 2009 r.<sup>3</sup>. Wynika to z ówczesnej stagnacji akcji kredytowej banków. W latach 2012–2013 niskie tempo wzrostu kredytów dla sektora prywatnego charakteryzowało się ponadto istotną dysproporcją w stosunku do dynamiki wzrostu podaży pieniądza M3 w strefie euro. Przyczyną tego był niski popyt na pożyczki oraz „ostre” kryteria ich udzielania. Niestandardowe interwencje monetarne przyczyniły się do nasilenia akcji kredytowej dopiero od 2014 r. (EBC,

<sup>2</sup> W zakresie instrumentów finansowych kredyt obejmuje dług podstawowy, zdefiniowany jako pożyczki, dłużne papiery wartościowe oraz walutę i depozyty (<https://fred.stlouisfed.org/release?rid=325>, dostęp: 26.11.2023). Z dostępnych danych statystycznych EBC wykorzystano więc zestawienie obejmujące zarówno pożyczki, jak i dłużne papiery wartościowe (*Debt securities and loans of the private non-financial sector*).

<sup>3</sup> <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tipspd20/default/table?lang=en> (dostęp: 25.11.2023).



2014; EBC, 2016; Markowski, 2023). Ówczesna polityka pobudzania koniunktury przez EBC była bowiem prowadzona w skrajnie akomodacyjnych warunkach (w pobliżu granicy zerowej stopy procentowej oraz na jej ujemnym poziomie). Badania wskazują, że transmisja monetarna w latach pokryzysowych charakteryzowała się niestandardowym przebiegiem (Markowski, 2023). Co więcej, w literaturze można znaleźć opinie, że przekroczenie dolnej granicy stopy procentowej (poniżej poziomu ujemnego, co nastąpiło w strefie euro w połowie 2014 r.) prowadzi do ograniczenia podaży kredytu, a kanał pożyczek bankowych ulega załamaniu (Bottero i in., 2019; Brunnermeier, Koby, 2018; Eggertsson i in., 2017). Wynika to z tego, że przy spadających stopach procentowych zysk netto banków jest coraz mniejszy, a koszty finansowe pozostają co najmniej niezmiennione. Na skutek obniżenia marż odsetkowych następuje więc erozja kapitału bankowego<sup>4</sup> (szerzej w: Demiralp i in., 2019; Rogoff 2017; Bottero i in., 2019), a środki finansowe, będące następstwem skrajnie ekspansywnej polityki monetarnej opartej na „tanim kredycie”, wcale nie muszą „pozostać” w sferze realnej, lecz mogą zostać zaabsorbowane przez sferę finansową (Holko, 2017). Biorąc pod uwagę te niekonwencjonalne okoliczności, można przypuszczać, że dynamika kredytów w minionym dziesięcioleciu nie była wolną od zastrzeżeń zmienną, obrazującą cykl finansowy. W niniejszym opracowaniu skoncentrowano się więc także na rynku kapitałowym jako alternatywnej zmiennej. Ze względu na fakt, że najważniejszym segmentem rynku kapitałowego jest giełda, za zmienną przyjęto główne indeksy giełdowe w krajach UE (dane zamknięcia na ostatni dzień kwartału) uznawane za *benchmark* (tabela 1).

**Tabela 1.**

*Indeksy giełdowe wykorzystane w badaniu*

Kraj	Indeks	Kraj	Indeks
Austria	ATX	Litwa	OMX Vilnius
Belgia	BEL 20	Łotwa	OMX Riga
Bułgaria	SOFIX	Luksemburg	LuxX
Chorwacja	CROBEX	Malta	MSE
Cypr	CSE	Niemcy	DAX
Czechy	PX	Polska	WIG20
Dania	OMXC20	Portugalia	PSI 20
Estonia	OMX Tallinn	Rumunia	BET
Finlandia	OMX Helsinki	Słowacja	SAX
Francja	CAC 40	Słowenia	SBI TOP
Grecja	ATHEX	Szwecja	OMX Stockholm 30

<sup>4</sup> Z drugiej strony, w literaturze podkreśla się, że banki w obliczu ujemnych stóp procentowych dokonują zrównoważenia swojego portfela i przesunięcia aktywów na pozycje bardziej ryzykowne, ale o wyższym dochodzie (Demiralp i in., 2019; Altavilla i in., 2019).

Kraj	Indeks	Kraj	Indeks
Hiszpania	IBEX	Węgry	BUX
Holandia	AEX	Włochy	FTSE MIB
Irlandia	ISEQ	-	-

Źródło: <https://stooq.pl>; <https://countryeconomy.com> (dostęp: 10.08.2023).

Wybraną koncepcją badania cykli jest metoda „wzrostowa”, która polega na badaniu tempa wzrostu badanego zjawiska w ujęciu rocznym (Drozdowicz-Bieć, 2012). Ma to szczególne znaczenie w badaniu cykli gospodarczych i kredytowych, ponieważ zmienne odzwierciedlające te zjawiska charakteryzują się z reguły jedynie spadkiem tempa wzrostu, a nie spadkiem wartości absolutnych. Spadki bezwzględne są natomiast częste w przypadku indeksów giełdowych. W opracowaniu zdecydowano jednak o zastosowaniu takiej samej koncepcji pomiaru dla wszystkich cykli (gospodarczych, kredytowych i giełdowych) w celu zmierzenia ich synchronizacji (szeregi mają wówczas takie same miana). Jako surowe szeregi przyjęto więc roczne tempo zmian, które w dalszej kolejności poddano kolejnym procedurom dekompozycji.

Wykorzystanie szeregów reprezentujących dynamikę rok do roku w pewnym stopniu eliminuje problem sezonowości. Szeregi poddano jednak procedurze TRAMO/SEATS, która pozwala na wygładzenie szeregu czasowego i eliminację wahań przypadkowych. Metoda ta została opracowana przez V. Gomeza i A. Maravalla (2001) i przebiega dwuetapowo. W pierwszym etapie – TRAMO (Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Values, and Outliers) wykonywana jest eliminacja wstępna, kiedy to następuje dobór rzędu autoregresji, rzędu różnicowania, a także wielkości opóźnienia średniej ruchomej dla kombinacji czynników sezonowych i niesezonowych. Następnie, przy użyciu metody największej wiarygodności, wykrywane są obserwacje nietypowe wraz z estymacją zmiennych niezależnych. Obserwacje nietypowe są usuwane. Później zaś, podczas procedury SEATS (Signal Extraction in ARIMA Time Series), następuje dekompozycja szeregu i estymacja każdego z nieobserwowalnych składników<sup>5</sup>.

Do estymacji czynnika cyklicznego z wygładzonych szeregów czasowych jako metodę wyodrębnienia cykli wzrostowych wybrano filtr Christiano-Fitzgeralda (CHF)<sup>6</sup>. Wyniki badań wskazują, że w porównaniu z innymi metodami estymacji składnika cyklicznego, filtr ten pozwala na otrzymanie bardziej stabilnych szacunków w czasie, które są mniej podatne na zmiany w wyniku pojawienia się kolejnych informacji (Adamowicz i in., 2009). Za zalety filtra CHF uważa się również minimalizację ryzyka wystąpienia cykli pozornych (Dędyś, Gutkowska, 2020). Filtr ten jest często wykorzystywany przez badaczy w celu wyodrębniania nie tylko cykli gospodarczych, ale również finansowych (np. Drehmann i in., 2012; Hiebert i in., 2014; Dędyś, Gutkowska, 2020; Aldasoro i in., 2020; Adarov, 2022).

<sup>5</sup> Procedurę przeprowadzono w pakiecie GRETL.

<sup>6</sup> Procedurę przeprowadzono w pakiecie EViews.



Filtr CHF jest filtrem pasmowo-przepustowym, co oznacza, że „przepuszcza” on wahania z pasma arbitralnie wyznaczonego przez badacza. W procesie filtracji eliminowane są zarówno wahania krótkookresowe, jak i wahania długookresowe (trend)<sup>7</sup>. Szeregi, dla których ma być zastosowany filtr muszą być odsezonowane z uwagi na efekt „wycieku” mocy spektralnej, zgromadzonej na częstotliwości sezonowej (Skrzypczyński, 2010). Badanie wymaga określenia szeregu czasowego jako stacjonarnego lub niestacjonarnego<sup>8</sup>. W sytuacji, gdy szereg jest zintegrowany w stopniu pierwszym, stosuje się wersję filtra z korektą tzw. dryfu. Dla szeregu stacjonarnego wykorzystuje się wersję z korektą o średnią (Adamowicz i in., 2008; Warżała, 2016). Kwestią dyskusyjną w badaniu pozostaje wybór pasma wahań dla cykli koniunkturalnych i finansowych. Dla pierwszych z nich, najczęściej jest to pasmo od 1,5 roku do 10 lat lub od 2 do 8 lat (Adamowicz i in., 2008; Skrzypczyński, 2010; Warżała, 2016). W przypadku wyodrębniania cykli finansowych możliwe jest zastosowanie dwóch typów wzorców cyklicznych. Pierwsza koncepcja koncentruje się na takiej samej okresowości jak cykl gospodarczy. W takim ujęciu dla szeregów reprezentujących zmienne finansowe wyznacza się pasmo wahań, odpowiadające typowej długości cyklu gospodarczego. Druga koncepcja dotyczy perspektywy średnioterminowej ze względu na powolne skumulowane narastanie i ograniczanie nierównowagi finansowej. W takim przypadku pasmo wahań wynosi od 8 do 30 lat (Drehmann i in., 2012; Aldasoro i in., 2020). Ze względu na to, że oszacowanie cykli dłuższych niż zakres dostępnych danych jest technicznie niemożliwe, w niniejszym opracowaniu skoncentrowano się jedynie na perspektywie krótkoterminowej i za Drehmannem i in. (2012), dla cykli finansowych przyjęto takie samo pasmo wahań jak dla cykli gospodarczych (2–8 lat).

W badaniu za cykl referencyjny przyjęto cykl gospodarczy. Zbieżność wahań została zmierzona za pomocą analizy spektralnej – współczynnika koherencji i korelacji krzyżowych. Współczynnik koherencji pozwala określić siłę zbieżności między szeregami czasowymi w określonym z góry przedziale wahań. Wartość tego współczynnika informuje, w jakim stopniu wahania cykliczne szeregu empirycznego zmiennej  $X$  są w stanie objaśnić cykliczne wahania szeregu referencyjnego. Koherencja stanowi więc miarę dopasowania w regresji zmiennej zależnej względem zmiennej niezależnej dla danej częstotliwości. Wartość współczynnika zawiera się w przedziale od 0 do 1. Im bliższa jedności wartość koherencji, tym bardziej współzależne są badane szeregi<sup>9</sup>.

Kolejnym etapem badania była weryfikacja zmienności stopnia zbieżności wahań gospodarczych i finansowych w czasie. W tym celu posłużono się analizą korelacji rekursywnej z rozszerzającą się próbą wprzód (5-letnia próba startowa).

<sup>7</sup> Szerzej o metodyce filtra w: Christiano, Fitzgerald, 2003; Skrzypczyński, 2008; Wośko, 2009.

<sup>8</sup> Stacjonarność szeregów na poziomie istotności 5% zbadano za pomocą testu ADF. Zgodnie z literaturą (Skrzypczyński, 2006, s. 12; Czapła, 2009, s. 231) liczbę opóźnień w teście ustalono na podstawie kryterium informacyjnego Schwarza. Jedynie w przypadku Grecji, dla szeregu reprezentującego cykl gospodarczy, hipotezę zerową (która zakłada, że występuje pierwiastek jednostkowy) odrzucono przy poziomie istotności 10%.

<sup>9</sup> Szerzej o współczynniku koherencji i innych narzędziach analizy spektralnej w: Burzała, (2009).

W takim ujęciu możliwe jest podjęcie próby oceny, jak następujące kolejno po sobie konkretne wydarzenia i okoliczności oddziaływały na stopień zbieżności cykli<sup>10</sup>. Okres próby startowej jest w badaniach ustalany arbitralnie z uwagi na to, że nie ma formalnych kryteriów, które pozwalałyby na jednoznaczne rozwiązanie tej kwestii. W literaturze najczęściej ustalona jest ona na 5-6 lat (Adamowicz i in., 2008; Warżała, 2016).

W celu oceny, czy średnie poziomy synchronizacji cykli krajów z dwóch wyodrębnionych grup („starych” i „nowych” krajów UE) różnią się w sposób istotnie statystyczny, przeprowadzono analizę wariancji (ANOVA). W badaniu obliczono współczynnik  $\lambda$  Wilksa, będący stosunkiem zmienności wewnątrzgrupowej do zmienności całkowitej oraz współczynnik korelacji kanonicznej ( $R_c$ )<sup>11</sup>. Jeżeli współczynnik  $\lambda$  Wilksa osiągnie maksymalną wartość 1, średnie grupowe są równe. Wskazuje to, że nie ma podstaw do klasyfikowania obiektów w grupy. Jeśli jednak wartość zbliża się do 0, istnieje podstawa do klasyfikacji obiektów. Im większy współczynnik korelacji kanonicznej, tym większa moc dyskryminacyjna danego kryterium. Jeśli wyniki nie są jednoznaczne, ostatecznym testem, czy dane kryterium dyskryminuje grupy, jest test F. Weryfikowane są następujące hipotezy:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

Gdzie  $\mu_1$  to średni poziom synchronizacji cykli w krajach „starej” Unii, a  $\mu_2$  to średni poziom synchronizacji cykli w krajach „nowej” Unii. Jeżeli wartość  $p$  jest niższa od przyjętego poziomu istotności (0,05), odrzuca się  $H_0$  i przyjmuje  $H_1$ .

Dane statystyczne pobrano z bazy Eurostat, EBC i stron internetowych gromadzących informacje dotyczące rynków kapitałowych. Analiza obejmuje okres 1. kw. 1999 r. – 2. kw. 2023 r. (w przypadku cykli kredytowych badanie rozpoczyna się od 1. kw. 2000 r.). Data początkowa została wybrana z uwagi na utworzenie unii monetarnej w Europie, a końcowa ze względu na dostępność kompletnych danych w momencie dokonywania obliczeń.

## 4. Wyniki badań

Pierwszym etapem badania jest analiza spektralna i identyfikacja przesunięć fazowych cyklu kredytowego i giełdowego względem cyklu gospodarczego (cykl referencyjny). Wyniki pomiaru zamieszczono w tabeli 2. i 4.

---

<sup>10</sup> Zastosowanie ruchomego okna korelacji mogło prowadzić do błędnych interpretacji. Nawet w obliczu jednokierunkowej zmiany dwóch zmiennych w „nowej” obserwacji, wartość współczynnika korelacji mogła zmaleć, na skutek utraty obserwacji z początku okna.

<sup>11</sup> Szerzej o współczynnikach w: Rószkiewicz, 2002.

**Tabela 2.**

Statystyka czynnika cyklicznego dynamiki kredytów dla niefinansowego sektora prywatnego w krajach UE w relacji do ich cykli gospodarczych<sup>a</sup>

Kraj	Współczynnik koherencji	Średnie przesunięcie <sup>b</sup> (w kwartałach)	Korelacja krzyżowa <sup>c</sup>		
			$r_0$	$r_{max}$	$t_{max}$
Austria	0,15	-0,37	0,40	0,39	-1
Belgia	0,06	-5,39	-0,10	-0,45	4
Bułgaria	0,11	-0,40	0,39	-0,46	4
Chorwacja <sup>d</sup>	-	-	-	-	-
Cypr	0,06	-1,52	0,18	0,52	-2
Czechy	0,03	-1,09	0,16	-0,52	4
Dania <sup>e</sup>	-	-	-	-	-
Estonia	0,30	-0,42	0,53	0,75	-3
Finlandia	0,04	-1,49	0,16	0,42	-3
Francja	0,02	-1,99	0,08	0,58	-4
Grecja	0,19	-0,22	0,42	0,47	-1
Hiszpania	0,07	0,46	0,27	0,34	2
Holandia	0,35	-0,11	0,60	0,59	0
Irlandia	0,04	-0,63	0,19	0,45	-4
Litwa	0,56	-0,13	0,72	0,76	-1
Łotwa	0,59	-0,09	0,75	0,77	-1
Luksemburg	0,12	-0,39	0,33	-0,51	4
Malta	0,05	-3,49	0,04	-0,80	4
Niemcy	0,02	-0,64	0,15	0,30	-4
Polska	0,02	-1,57	0,12	-0,44	4
Portugalia	0,04	-0,87	0,19	0,29	-2
Rumunia	0,09	-1,23	0,29	-0,73	4
Słowacja	0,14	-6,30	-0,32	0,77	-4
Słowenia	0,16	-1,01	0,36	-0,78	4
Szwecja	0,09	-6,24	-0,22	-0,67	3
Węgry	0,00	-2,07	0,06	-0,24	4
Włochy	0,10	-0,14	0,32	0,31	-1

Uwagi: <sup>a</sup> Ze względu na różny stopień dostępności danych statystycznych dotyczących kredytów analiza w przypadku niektórych krajów jest krótsza (Irlandia od 1. kw. 2003 r., Polska od 4. kw. 2004 r., Cypr, Czechy, Estonia, Łotwa, Malta, Słowacja i Słowenia od 1. kw. 2005 r., Bułgaria od 4. kw. 2007 r., Rumunia od 1. kw. 2008 r.). Niewątpliwie, w pewnym stopniu rzutuje to na uzyskane rezultaty, lecz wykorzystanie danych z jednego źródła zapewnia porównywalność wyników między krajami. <sup>b</sup> Znak +/- oznacza wyprzedzenie/ opóźnienie względem szeregu referencyjnego. <sup>c</sup> „ $r_{max}$ ” oznacza wartość współczynnika korelacji krzyżowej przy wyprzedzeniu (+)/ opóźnieniu (-) „ $t_{max}$ ” okresów. <sup>d</sup> Ze względu na krótki szereg czasowy dotyczący dynamiki kredytu (dostępne dane od 1. kw. 2014 r.) Chorwację wyłączono z badania. <sup>e</sup> Ze względu na krótki szereg czasowy dotyczący dynamiki kredytu (dostępne dane od 4. kw. 2013 r.) Danię wyłączono z badania.

Źródło: <https://docs.google.com/document/d/1hvpvHoskPNmw0vdwtjQXhjpXiYmmazz-y7qn99OTxjl/edit>

Zadłużenie przedsiębiorstw z tytułu kredytów oraz ich dynamika to z reguły zmienna opóźniona w odniesieniu do cyklu gospodarczego (Kufel, 2014; NBP, 2020). Zależność ta została potwierdzona w badaniach. Cykl gospodarczy wyprzedzał cykl kredytowy we wszystkich badanych krajach, o czym świadczą wartości średniego przesunięcia fazowego (w kwartałach). Na podstawie wartości współczynnika koherencji widać, jak pod względem dopasowania cyklu kredytowego do szeregu referencyjnego poszczególne kraje są zróżnicowane. Zaskakującą obserwacją są względnie niskie wartości współczynnika. Może to wynikać ze specyfiki uwarunkowań po kryzysie zadłużeniowym, o których wspomniano w poprzedniej części artykułu. Dokonanie podziału krajów na „starych” i „nowych” członków Unii nie pozwala na jednoznaczne stwierdzenie, że dłuższe uczestnictwo w ugrupowaniu integracyjnym sprzyja zacieśnianiu zależności między cyklem gospodarczym i kredytowym. Warto jednak odnotować, że w kilku małych gospodarkach z „nowej UE”, kredyt odgrywał względnie większą rolę w kreowaniu wahań koniunktury gospodarczej (Łotwa, Litwa, Estonia, Słowenia, Słowacja). Dokonując podziału członków UE na kraje posługujące się wspólną walutą euro i kraje pozostające jeszcze przy własnych narodowych walutach, można zaobserwować, że pierwsza grupa charakteryzuje się ściślejszą zależnością wahań gospodarczych i kredytowych. Najsilniejsza zależność wystąpiła w przypadku wspomnianych krajów bałtyckich oraz Holandii i Grecji. Kraje, które jeszcze nie są uczestnikami strefy euro, a znalazły się względnie wysoko w rankingu, nie stosują *stricte* płynnego kursu walutowego<sup>12</sup>.

Podobne wnioski można wyciągnąć na podstawie uszeregowania krajów ze względu na wysokość współczynnika korelacji ( $r_0$ ). W celu oceny, czy średnie wartości współczynnika w dwóch wyodrębnionych grupach („stare” i „nowe” kraje UE) różnią się w sposób istotnie statystyczny, przeprowadzono analizę wariancji (ANOVA)<sup>13</sup>. Ze względu na to, że współczynniki korelacji nie są addytywne, w celu obliczenia średnich wartości zastosowano transformację Fishera. Wyniki zamieszczono w tabeli 3.

**Tabela 3.**

*Testy równości średniej (wariant 1. dotyczący badania zbieżności cykli kredytowych i gospodarczych)*

Wariant 1. – „stare” i „nowe” kraje UE					
$\mu_1$ - średnia krajów „starej” UE	$\mu_2$ - średnia krajów „nowej” UE	Współczynnik $\lambda$ Wilksa	Współczynnik korelacji kanonicznej	F-test	<i>p-value</i>
0,09	0,16	0,95	0,23	1,30	0,26

Źródło: obliczenia własne.

<sup>12</sup> Bułgaria stosuje system *currency board*, a Rumunia *crawl-like arrangement* względem euro (*Annual report...*, 2022).

<sup>13</sup> Zrezygnowano z analogicznego badania opierającego się na podziale krajów ze względu na uczestnictwo w strefie euro. Wynika to z różnej daty przystąpienia do unii monetarnej krajów EŚW, odmiennych systemów sztywnego kursu walutowego pewnych krajów (np. Dania i Rumunia) oraz znacznie mniejszej liczby krajów posługujących się jeszcze swoimi narodowymi walutami.

W porównaniu z wariancją całkowitą, wariancja wewnątrzgrupowa jest relatywnie duża. Na podstawie wartości współczynnika  $\lambda$  Wilksa można stwierdzić, że nie ma podstaw do klasyfikowania krajów na grupy ze względu na podział „stare” i „nowe” kraje UE. Mimo że średnia przekształconych współczynników korelacji jest na pozór wyraźnie niższa w grupie „starych” krajów UE, to na podstawie testu F należy stwierdzić, że średnie grupowe nie różnią się w sposób istotny statystycznie.

Analogiczną procedurę badawczą przeprowadzono dla cykli giełdowych i gospodarczych. Statystykę czynnika cyklicznego dynamiki indeksów giełdowych względem szeregu referencyjnego (składowej cyklicznej dynamiki realnego PKB) zamieszczono w tabeli 4.

**Tabela 4.**

*Statystyka czynnika cyklicznego dynamiki indeksów giełdowych w krajach UE w relacji do ich cykli gospodarczych<sup>a</sup>*

Kraj	Współczynnik koherencji	Średnie przesunięcie <sup>b</sup> (w kwartałach)	Korelacja krzyżowa		
			$r_0$	$r_{\max}$	$t_{\max}$
Austria	0,13	3,65	0,00	0,67	4
Belgia	0,30	1,13	0,46	0,67	2
Bułgaria	0,05	1,75	0,13	0,32	2
Chorwacja	0,34	1,03	0,50	0,74	2
Cypr	0,06	3,54	0,01	0,42	4
Czechy	0,33	1,59	0,40	0,78	2
Dania	0,23	1,26	0,37	0,65	2
Estonia	0,21	1,58	0,32	0,63	2
Finlandia	0,33	1,22	0,46	0,76	2
Francja	0,47	0,83	0,62	0,81	2
Grecja	0,04	1,23	0,18	-0,47	-4
Hiszpania	0,10	2,57	0,12	-0,53	-4
Holandia	0,35	1,15	0,48	0,79	2
Irlandia	0,26	0,77	0,46	0,61	2
Litwa	0,13	2,95	0,12	-0,75	-4
Łotwa	0,15	2,04	0,21	0,74	4
Luksemburg	0,48	0,55	0,68	0,72	1
Malta	0,13	-0,35	0,38	-0,38	4
Niemcy	0,30	1,07	0,46	0,70	2
Polska	0,26	1,31	0,39	0,69	2
Portugalia	0,30	0,91	0,48	0,63	2
Rumunia	0,03	5,93	-0,11	-0,27	-4
Słowacja	0,04	-1,02	0,18	-0,34	4

Kraj	Współczynnik koherencji	Średnie przesunięcie <sup>b</sup> (w kwartałach)	Korelacja krzyżowa		
			$r_0$	$r_{\max}$	$t_{\max}$
Słowenia	0,38	1,12	0,54	0,68	1
Szwecja	0,34	1,07	0,48	0,75	2
Węgry	0,14	3,49	0,01	0,64	3
Włochy	0,17	1,29	0,33	0,53	2

Uwagi: <sup>a</sup> Ze względu na różny stopień dostępności danych statystycznych dotyczących indeksów giełdowych, analiza w przypadku niektórych krajów jest krótsza (Bułgaria od 4. kw. 2001 r., Cypr od 3. kw. 2005 r., Łotwa i Litwa od 1. kw. 2001 r., Luksemburg od 1. kw. 2000 r., Malta od 1. kw. 2007 r., Słowenia od 2. kw. 2007 r.). Wciąż jest to jednak wystarczająca liczba obserwacji do badania szeregów czasowych. <sup>b</sup> Znak +/- oznacza wyprzedzenie/ opóźnienie względem szeregu referencyjnego.

Źródło: opracowanie własne za pomocą pakietu BUSY.

Zgodnie z teorią, wskaźniki giełdowe mają wyprzedzający charakter względem sfery realnej. Potwierdzają to dodatnie wartości średniego przesunięcia, które wskazują, że prawie we wszystkich państwach cykl giełdowy wyprzedzał cykl gospodarczy (wyjątek stanowiły Malta i Słowacja). Wyprzedzenie to jest zróżnicowane wśród krajów. W tym aspekcie należy podkreślić, że grupa „nowych” członków UE charakteryzuje się z reguły większym wyprzedzeniem cyklu giełdowego względem gospodarczego. Może to świadczyć o mniejszej stabilności rynków kapitałowych w tych krajach (przed ożywieniem gospodarczym kapitał do tych państw, określanych jako kraje rozwijające się, szybciej napływa, a przed spowolnieniem w realnej gospodarce – szybciej odpływa).

Podzielenie badanych państw na „starych” i „nowych” członków Unii pozwala zauważyć, że większość krajów z pierwszej wspomnianej grupy charakteryzuje się względnie wyższymi wartościami współczynnika koherencji. Można więc zaryzykować przypuszczenie, że dłuższe uczestnictwo w ugrupowaniu integracyjnym sprzyja zwiększaniu wpływu cyklu giełdowego na sferę realną gospodarki. Dokonując podziału na kraje posługujące się wspólną walutą euro i na te, pozostające jeszcze przy własnych narodowych walutach, trudno jednoznacznie stwierdzić, że pierwsza grupa charakteryzuje się ściślejszą zależnością wahań gospodarczych i giełdowych<sup>14</sup>.

Z wartości współczynnika korelacji ( $r_0$ ) wynika, że „starzy” członkowie UE charakteryzują się z reguły wyższym stopniem zbieżności cyklu gospodarczego i giełdowego. W celu oceny, czy wyodrębnione grupy krajów różnią się ze względu

<sup>14</sup> Należy również pamiętać o odmianach reżimów kursowych niektórych krajów. Na przykład Dania utrzymuje swój kurs walutowy względem euro w systemie *conventional peg*, a Bułgaria w systemie *currency board*. Rumunia stosuje system *crawl-like arrangement* (*Annual report...*, 2022). Wydaje się, że takie rozwiązanie nie powoduje jednak umocnienia powiązania cyklu giełdowego z gospodarczym, co potwierdza np. porównanie sytuacji Dani ze Szwecją (kurs płynny), a Bułgarii z innymi krajami Europy Środkowo-Wschodniej, gdzie występują płynne kursy walutowe. Warto również dodać, że badania empiryczne (Borowski, Jaworski, 2015) wskazują na zmniejszenie wrażliwości kursów walut państw EŚW-4 (Czechy, Polska, Rumunia i Węgry) na przebieg krajowych cykli gospodarczych, na rzecz zwiększenia oddziaływania czynników globalnych.



na średnią wartość współczynnika korelacji (przekształconą za pomocą transformacji Fishera), przeprowadzono testy równości średnich, których wyniki zamieszczono w tabeli 5.

**Tabela 5.**

*Testy równości średniej (wariant 2. dotyczący badania zbieżności cykli giełdowych i gospodarczych)*

Wariant 2. – „stare” i „nowe” kraje UE					
$\mu_1$ - średnia krajów „starej” UE	$\mu_2$ - średnia krajów „nowej” UE	Współczynnik $\lambda$ Wilksa	Współczynnik korelacji kanonicznej	F-test	p-value
0,20	0,09	0,83	0,42	5,27	0,03

Źródło: obliczenia własne.

Współczynnik  $\lambda$  Wilksa osiągnął względnie wysoki poziom, co sugeruje brak podstaw do różnicowania dwóch grup krajów. Jednocześnie współczynnik korelacji kanonicznej jest wyraźnie wyższy niż w przypadku analizy zbieżności cykli kredytowych i gospodarczych. Statystyka F wskazuje jednak, że średnie grupowe różnią się w sposób istotny statystycznie. Z pewną dozą ostrożności można przyjąć więc, że grupa krajów „starej” i „nowej” UE różni się ze względu na stopień zbieżności cyklu giełdowego i gospodarczego.

Ostatnim etapem badania jest weryfikacja zmienności stopnia zbieżności wahań gospodarczych i finansowych w czasie i ocena kształtowania się tego zjawiska w warunkach ostatnich szoków makroekonomicznych. W tym celu posłużono się analizą korelacji rekursywnej z rozszerzającą się próbą wprzód (5-letnia próba startowa). Obliczone wartości przypisano do ostatniej obserwacji<sup>15</sup>.

Z analizy przebiegu współczynników korelacji w całym okresie badawczym wynika, że synchronizacja cykli gospodarczych i finansowych jest zmienna. Na zbieżność wahań gospodarczych i finansowych wpływ ma charakter wydarzeń makroekonomicznych o różnym znaczeniu dla poszczególnych gospodarek (np. czas kryzysu zadłużeniowego). W przypadku większości krajów zaobserwować można malejący trend stopnia zbieżności wahań gospodarczych i finansowych lub jego stabilny poziom.

W tabeli 6. zestawiono wartości współczynników korelacji dla trzech wybranych okresów: do 4. kw. 2019 r. (co odzwierciedla stopień synchronizacji cykli przed zjawiskami kryzysowymi<sup>16</sup>) do 4. kw. 2021 r. (co odzwierciedla oddziaływanie okresu największego zagrożenia pandemicznego i luzowania monetarnego) oraz do 2. kw. 2023 r. (co dodatkowo odzwierciedla wpływ wysokiej inflacji, zagrożenia konfliktem zbrojnym w Europie, kryzysu energetycznego oraz zacieśnienia monetarnego).

<sup>15</sup> Wartości współczynników korelacji w formie graficznej zamieszczono w aneksie.

<sup>16</sup> Początek wpływu ostatnich wydarzeń kryzysowych można wiązać z 2020 r. (wybuch kryzysu zdrowia publicznego w Europie).

Takie zestawienie pozwala na ocenę oddziaływania konkretnych okoliczności na stopień zbieżności cykli<sup>17</sup>.

**Tabela 6.**

*Wartość współczynnika korelacji dla wybranych okresów*

Kraj	Cykl gospodarczy i kredytowy						Cykl gospodarczy i giełdowy					
	Wartość współczynnika korelacji rekursywnej do:						Wartość współczynnika korelacji rekursywnej do:					
	4. kw. 2019	<i>p-value</i>	4. kw. 2021	<i>p-value</i>	2. kw. 2023	<i>p-value</i>	4. kw. 2019	<i>p-value</i>	4. kw. 2021	<i>p-value</i>	2. kw. 2023	<i>p-value</i>
Austria	0,51	0,0000	0,41	0,0001	0,40	0,0001	0,18	0,1095	0,05	0,6536	0,00	0,9633
Belgia	-0,21	0,0615	-0,14	0,1993	-0,10	0,3288	0,55	0,0000	0,49	0,0000	0,46	0,0000
Bułgaria	0,45	0,0010	0,41	0,0017	0,39	0,0016	-0,02	0,8448	0,10	0,3811	0,13	0,2217
Chorwacja	-	0,2294	-	0,2127	-	0,0889	0,48	0,0000	0,49	0,0000	0,50	0,0000
Cypr	0,21	0,1111	0,17	0,1590	0,18	0,1346	-0,02	0,8853	0,01	0,9299	0,01	0,9481
Czechy	0,01	0,9499	0,16	0,1968	0,16	0,1763	0,32	0,0026	0,40	0,0001	0,40	0,0000
Dania	-	0,7129	-	0,6782	-	0,3618	0,52	0,0000	0,39	0,0001	0,37	0,0001
Estonia	0,58	0,0000	0,54	0,0000	0,53	0,0000	0,24	0,0252	0,30	0,0037	0,32	0,0012
Finlandia	0,14	0,2006	0,15	0,1518	0,16	0,1280	0,49	0,0000	0,47	0,0000	0,46	0,0000
Francja	0,22	0,0476	0,11	0,3010	0,08	0,4412	0,64	0,0000	0,63	0,0000	0,62	0,0000
Grecja	0,31	0,0046	0,40	0,0001	0,42	0,0000	0,20	0,0745	0,20	0,0506	0,18	0,0779
Hiszpania	0,45	0,0000	0,26	0,0158	0,27	0,0084	0,16	0,1554	0,16	0,1172	0,12	0,2270
Holandia	0,53	0,0000	0,56	0,0000	0,60	0,0000	0,62	0,0000	0,52	0,0000	0,48	0,0000
Irlandia	0,19	0,1248	0,14	0,2267	0,19	0,0836	0,53	0,0000	0,55	0,0000	0,46	0,0000
Litwa	0,78	0,0000	0,77	0,0000	0,72	0,0000	0,11	0,3385	0,11	0,3286	0,12	0,2509
Łotwa	0,86	0,0000	0,78	0,0000	0,75	0,0000	0,21	0,0663	0,21	0,0548	0,21	0,0498
Luksemburg	0,37	0,0007	0,33	0,0018	0,33	0,0010	0,65	0,0000	0,68	0,0000	0,68	0,0000
Malta	0,16	0,2134	0,04	0,7708	0,04	0,7253	0,35	0,0105	0,38	0,0027	0,38	0,0017
Niemcy	0,12	0,2719	0,14	0,1989	0,15	0,1496	0,53	0,0000	0,49	0,0000	0,46	0,0000
Polska	0,05	0,7050	0,07	0,5946	0,12	0,2921	0,50	0,0000+	0,46	0,0000	0,39	0,0001
Portugalia	0,06	0,5708	0,14	0,2010	0,19	0,0658	0,48	0,0000	0,46	0,0000	0,48	0,0000
Rumunia	0,27	0,0676	0,28	0,0341	0,29	0,0204	-0,20	0,0657	-0,13	0,2242	-0,11	0,2635
Słowacja	-0,31	0,0174	-0,31	0,0108	-0,32	0,0056	0,13	0,2277	0,17	0,1091	0,18	0,0709
Słowenia	0,36	0,0049	0,38	0,0014	0,36	0,0016	0,54	0,0000	0,54	0,0000	0,54	0,0000
Szwecja	-0,41	0,0001	-0,33	0,0020	-0,22	0,0321	0,54	0,0000	0,51	0,0000	0,48	0,0000
Węgry	-0,15	0,1823	-0,07	0,5086	0,06	0,5866	0,07	0,5403	0,04	0,6855	0,01	0,9178
Włochy	0,44	0,0001	0,31	0,0028	0,32	0,0017	0,38	0,0003	0,35	0,0007	0,33	0,0010

*Źródło:* obliczenia własne.

<sup>17</sup> Ze względu na różne wartości *p-value* analizę należy traktować z pewną dozą ostrożności.

Reakcją banków centralnych w Europie na wprowadzenie lockdownów było szybkie i silne poluzowanie warunków monetarnych. Komponent cykliczny dynamiki kredytów w większości krajów charakteryzował się spadkiem, co jest zjawiskiem normalnym w czasach niepewności, co do kondycji finansowej banków (wyjątek stanowiły: Finlandia, Grecja, Hiszpania, Niemcy, Portugalia, Włochy). W obliczu załamania sfery realnej, rezultatem powinien być wzrost poziomu synchronizacji cyklu gospodarczego i kredytowego lub utrzymanie stabilnego poziomu pod tym względem. Procesy te miały jednak zróżnicowaną intensywność wśród krajów europejskich (stabilny poziom dynamiki kredytów lub jej przyspieszenie np. w Hiszpanii i we Włoszech). W 2021 r., w warunkach kolejnych lockdownów, w Unii Europejskiej przeważały ekspansywne warunki pieniężne, choć w krajach Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW) rozpoczął się już cykl podwyżek stóp procentowych. W większości krajów zaobserwowano wzrost komponentu cyklicznego dynamiki kredytów (wyjątkiem były Francja, Łotwa, Włochy) oraz odbicie dynamiki produkcji realnej w stosunku do kryzysowego – 2020 r. (efekt bazy). W pierwszej połowie roku stanowiło to bodziec do zwiększenia lub utrzymania stopnia synchronizacji cyklu gospodarczego i kredytowego, jednak popandemiczne ożywienie zaczęło słabnąć w drugiej połowie tego roku. W kilku krajach rozpoczęła się nawet faza spadkowa. Podsumowując okres największego zagrożenia pandemicznego, należy stwierdzić, że miał on zróżnicowany wpływ na poziom zbieżności cykli gospodarczych i kredytowych w krajach UE. W stosunku do 4. kw. 2019 r. pod koniec 2021 r. wzrost i spadek współczynnika korelacji zaobserwowano w takiej samej liczbie krajów. Przez cały 2022 r. warunkom makroekonomicznym towarzyszyła wysoka inflacja, a okres ten kojarzony jest z zacieśnianiem warunków pieniężnych (choć w strefie euro stopy procentowe zostały podniesione dopiero w lipcu). Komponenty cykliczne dynamiki realnego PKB i kredytów miały zróżnicowany przebieg w krajach UE, jednak najczęściej charakteryzowały się jednoczesnym spadkiem. W rezultacie, na koniec okresu badawczego (w stosunku do 4. kw. 2021 r.), w zdecydowanej większości krajów zaobserwowano utrzymujący się na stabilnym poziomie współczynnik korelacji lub jego wzrost.

Reakcja poziomu zbieżności cyklu gospodarczego i giełdowego w warunkach pandemii była zróżnicowana wśród państw UE<sup>18</sup>. W ponad połowie krajów nastąpił wzrost współczynników korelacji (spadek koniunktury i indeksów giełdowych) lub pozostały one na zbliżonym poziomie (4. kw. 2021 r.), co można uznać za pozytywne zjawisko z perspektywy ryzyka systemowego i działalności banków centralnych w odpowiedzi na to wydarzenie. Wystąpiły jednak również przypadki zmniejszenia poziomu synchronizacji głównie na skutek spadku indeksów giełdowych w warunkach odbicia dynamiki PKB (efekt bazy). Przez pierwszą połowę 2022 r., w wyniku niepewności wynikającej z ataku Rosji na Ukrainę, kryzysu energetycznego oraz

---

<sup>18</sup> Oceniając kształtowanie się stopnia zbieżności wahań gospodarczych i giełdowych, szczególnie w latach charakteryzujących się występowaniem wielu bezprecedensowych i pozaekonomicznych wydarzeń, należy zachować pewną ostrożność. Wskaźniki związane z giełdą są również bardzo wrażliwe na czynniki krótkookresowe. Jak wynika z badań empirycznych (Szymański, Wojtalik, 2022) na giełdę istotnie wpływają też wydarzenia polityczne (wybory). Należy także pamiętać, że istotność giełdy (np. kapitalizacja do PKB) w małych gospodarkach jest mniejsza. Dlatego porównywanie znaczenia zmiany zbieżności cykli np. w Niemczech i na Litwie jest ograniczone.

rosnącej presji inflacyjnej, zaobserwowano dalsze spadki na rynku kapitałowym<sup>19</sup>. Po względnym uspokojeniu rynków, w większości krajów nastąpiło odbicie tej zmiennej i rozpoczęła się tendencja wzrostowa (od drugiej połowy 2022 r.). Składnik cykliczny realnego PKB znajdował się z reguły w fazie spadkowej do początku 2023 r. Generalnie nie zaobserwowano wyraźnie odmiennej reakcji poziomu synchronizacji cykli w krajach zbliżonych pod względem geograficznym względem konfliktu zbrojnego w Ukrainie, chociaż w Polsce spadek wartości współczynnika korelacji (na koniec okresu badawczego w stosunku do końca 2021 r.) charakteryzował się niemal najwyższym spadkiem w całej UE (zaraz po Irlandii).

## Podsumowanie i wnioski

W toku przeprowadzonych badań empirycznych, cel badań został zrealizowany. Pozwoliło to na wyprowadzenie poniższych wniosków:

- przeprowadzone badania potwierdzają opóźniony charakter zmiennej reprezentującej dynamikę kredytów dla niefinansowego sektora prywatnego oraz wyprzedzający charakter indeksów giełdowych względem sfery realnej w krajach UE. Grupa „nowych” członków UE charakteryzuje się z reguły większym wyprzedzeniem cyklu finansowego względem gospodarczego. Może to świadczyć o mniejszej stabilności rynków kapitałowych w tych krajach;
- członkowie UE charakteryzują się zróżnicowaniem pod względem stopnia oddziaływania zmiennych finansowych na cykl gospodarczy, o czym świadczą wartości współczynnika koherencji. Zaskakującą obserwacją są względnie niskie wartości tego współczynnika w przypadku analizy zbieżności cykli kredytowych i gospodarczych. W pewnym stopniu może to wynikać z zaburzenia transmisji kanału kredytowego w strefie euro po kryzysie zadłużeniowym. „Nowi” członkowie UE charakteryzują się względnie niższymi wartościami współczynnika koherencji w przypadku analizy zbieżności cykli gospodarczych i giełdowych. Takiej zależności nie zaobserwowano dla cykli kredytowych, chociaż w kilku małych gospodarkach z „nowej UE”, kredyt odgrywał względnie większą rolę w kreowaniu wahań sfery realnej, co potwierdza istotność tego źródła finansowania w tych krajach;
- podział krajów na „starych” i „nowych” członków nie pozwala na stwierdzenie, że dłuższe uczestnictwo w ugrupowaniu integracyjnym sprzyja zwiększeniu synchronizacji między cyklem gospodarczym i kredytowym. Dwie wspomniane grupy krajów nie różnią się od siebie w sposób istotny statystycznie ze względu na średni poziom współczynnika korelacji. Taki wniosek można natomiast sformułować w odniesieniu do stopnia zbieżności cyklu gospodarczego z cyklem giełdowym. Potwierdza to w pewnym stopniu przypuszczenie,

---

<sup>19</sup> Jak dowodzą badania K. Czech i in. (2023), reakcja rynków akcji na rosyjską inwazję na Ukrainę była zróżnicowana w poszczególnych krajach (7 marca 2022 r. charakterowała się najwyższym poziomem niepewności giełdowej). Dla reakcji indeksów giełdowych nie bez znaczenia pozostawał również poziom relacji gospodarczych danego kraju ze stronami konfliktu.

- że dłuższe uczestnictwo w UE – i związany z tym rozwój rynku kapitałowego – zwiększa zależność sfery realnej gospodarki od sfery finansowej;
- stopień synchronizacji cykli gospodarczych i finansowych, mierzony współczynnikiem korelacji rekursywnej z rozszerzającą się próbą wprzód, jest zmienny w czasie. Na przestrzeni całego okresu badawczego w wielu krajach zaobserwować można malejący trend zbieżności wahań gospodarczych i finansowych, co jest negatywnym zjawiskiem. W niektórych państwach na zbieżność cykli istotnie wpłynął kryzys finansowy i zadłużeniowy (m.in. w Belgii, Hiszpanii oraz w Niemczech). Świadczy to o tym, że na poziom tego zjawiska wpływ ma charakter wydarzeń makroekonomicznych o różnym znaczeniu dla poszczególnych gospodarek;
  - zjawiska kryzysowe z lat 2020–2022 (pandemia, kryzys energetyczny, niepewność wynikająca z konfliktu zbrojnego w Europie, wysoka inflacja) miały różnicowany wpływ na stopień synchronizacji cykli gospodarczych i finansowych (zarówno kredytowych, jak i giełdowych). Trudno wskazać dominującą tendencję, ponieważ na koniec okresu badawczego w stosunku do sytuacji przed wybuchem pandemii (4. kw. 2019 r.) zaobserwowano zbliżoną liczbę krajów charakteryzujących się spadkiem i wzrostem współczynnika korelacji. Generalnie w 2020 r. obie te sfery zareagowały podobnie na bezprecedensowy kryzys zdrowotny, lecz w kolejnych okresach zmiany koniunktury gospodarczej i finansowej przebiegały w różnym tempie. Świadczy to o zróżnicowanej wrażliwości rynków finansowych na zjawiska kryzysowe, różnorodnych efektach transmisji monetarnej i działaniach kanału kredytowego;
  - nie zaobserwowano wyraźnie odmiennej reakcji poziomu synchronizacji cykli gospodarczych i finansowych w krajach zbliżonych pod względem geograficznym do konfliktu zbrojnego w Ukrainie. Wyjątkiem jest jednak Polska, w której odnotowano wyraźne obniżenie poziomu współczynnika korelacji cyklu giełdowego z cyklem gospodarczym. Polska charakteryzowała się jednym z największych spadków składnika cyklicznego dynamiki indeksu giełdowego w 2022 r. Może to wynikać ze względnie dużego zaangażowania Polski w pomoc Ukrainie oraz szczególnie napiętych relacji z Rosją podczas tego konfliktu, w porównaniu z innymi krajami UE. Niewątpliwie sprzyjało to wycofywaniu kapitału z tego kraju ze względu na podwyższone, w opinii inwestorów, ryzyko geopolityczne.

Zdaniem autorów, badania synchronizacji cykli gospodarczych i finansowych muszą być kontynuowane. Wynika to nie tylko z istotności tego zjawiska dla stabilności makroekonomicznej w UE, ale również z konieczności weryfikacji odporności uzyskanych wyników na modyfikację metody badawczej. Wykorzystane w niniejszym opracowaniu narzędzia, znajdują uznanie w literaturze ekonomicznej, jednak każda analiza empiryczna bazuje na pewnych założeniach. W przypadku analizy cykli koniunkturalnych bardzo wrażliwą kwestią jest dobór metod oraz sposób pomiaru wahań aktywności gospodarczej i finansowej. Konieczne wydaje się również podjęcie analizy opartej na innych zmiennych oraz danych o większej częstotliwości (np. miesięcznej, w oparciu o indeksy giełdowe i produkcję przemysłową lub alternatywne wskaźniki koniunktury). Wskazany jest też pomiar innych aspektów kształtowania się cykli, m.in. porównania

punktów zwrotnych. Spektrum potencjalnych kierunków analiz jest szerokie, a materiału do badań dostarczać będzie wciąż zmieniająca się ekonomiczna rzeczywistość.

## Bibliografia

- Adamowicz, E., Dudek, S., Pachucki, D., Walczyk, K. (2008). *Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy euro w kontekście struktury tych gospodarek*. IRG SGH.
- Adamowicz, E., Dudek, S., Pachucki, D., Walczyk, K. (2009). Cykl koniunkturalny w Polsce na tle strefy euro. W: J. Garczarczyk (red.), *Rynek usług finansowych a koniunktura gospodarcza* (s. 33–55). CeDeWu.
- Adarov, A. (2022). Financial cycles around the world. *International Journal of Finance & Economics*, 27(3), 3163–3201. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2316>
- Ahmed, J., Chaudhry, S. M., Straetmans, S. (2018). Business and financial cycles in the Eurozone: Synchronization or decoupling. *The Manchester School*, 86(3), 358–389. <https://doi.org/10.1111/manc.12188>
- Aldasoro, I., Avdjiev, S., Borio, C., Disyatat, P. (2020). Global and domestic financial cycles: variations on a theme. *BIS Working Papers*, 864.
- Altavilla, C., Boucinha, M., Peydro, J.L. (2018). Monetary policy and bank profitability in a low interest rate environment. *Economic Policy*, 33(96), 531–586. <https://doi.org/10.1093/epolic/eiy013>
- Amiri, K., Dakhlouai, A., & Talbi, B. (2012). Synchronization of the Economic Cycle and Financial Integration: The Case of the Maghreb Countries. *Journal of Business Studies Quarterly*, 4(2), 85–102.
- Annual report on exchange arrangements and exchange restrictions 2022. International Monetary Fund, Washington, DC.
- Beck, K., Janus, J. (2016). Podobieństwo wstrząsów podaźowych i popytowych w Polsce i innych krajach Unii Europejskiej. *Ekonomista*, (1), 112–140.
- Bordo, M. D., & Helbling, T. F. (2011). International business cycle synchronization in historical perspective. *The Manchester School*, 79(2), 208–238. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2010.02236.x>
- Borio, C. 2014. The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt?. *Journal of Banking & Finance*, 45(C), 182–198. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.07.031>
- Borowski, J., Jaworski, K. (2015). Globalny kryzys finansowy a koszty utraty autonomii monetarnej w wybranych krajach Europy Środkowo-Wschodniej. *Ekonomista*, (3), 319–334.
- Bottero, M., Minoiu, C., Peydro, J.L., Polo, A., Presbitero, A., Sette, E. (2019). Negative Monetary Policy Rates and Portfolio Rebalancing: Evidence from Credit Register Data. *IMF Working Paper*, 19(44). <https://doi.org/10.5089/9781498300858.001>
- Breitung, J., Eickmeier, S. (2014). Analyzing business and financial cycles using multi-level factor models. *CAMA Working Paper*, 43, 1–26. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2443639>
- Brunnermeier, M.K., Koby, Y. (2018). The reversal Interest Rate. *NBER Working Paper*, artykuł 25406. <https://doi.org/10.3386/w25406>
- Burzała, M.M. (2009). Synchronizacja cykli koniunkturalnych województw z cyklami ogólnokrajowymi. *Acta Universitatis Nicolai Copernici*, (389), 207–216.
- Cerqueira, P. A., Martins, R. (2009). Measuring the determinants of business cycle synchronization using a panel approach. *Economics Letters*, 102(2), 106–108. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2008.11.016>
- Cerutti, E., Claessens, S., Rose, A.K. (2017). How Important is the Global Financial Cycle? Evidence from Capital Flows. *NBER Working Papers*, artykuł 23699. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Chen, M. S., Svirydenka, K. (2021). *Financial Cycles—Early Warning Indicators of Banking Crises?*. International Monetary Fund.
- Christiano, L.J., Fitzgerald, T.J. (2003). The Band Pass Filter. *International Economic Review*, 44(2), 435–465. <https://doi.org/10.1111/1468-2354.t01-1-00076>
- Czapla, E. (2009). Testowanie przyczynowości pomiędzy krótkoterminowymi stopami procentowymi w Polsce, USA i Strefie Euro. *Acta Universitatis Nicolai Copernici*, (389), 227–236.
- Czaplicki, M., Wieprzowski, P. (2014). *Wpływ finansyzacji na rozwarstwienie dochodowe*. W: J. Osiński, J. Z. Popławska (red.), *Oblicza społeczeństwa obywatelskiego. Państwo. Gospodarka. Świat* (s. 175–187). Oficyna Wydawnicza Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.
- Demiralp, S., Eisenschmidt, J., Vlassopoulos, T. (2019). Negative interest rates, excess liquidity and retail deposits: Banks' reaction to unconventional monetary policy in the euro area. *ECB Working Paper*, artykuł 2283. <https://doi.org/10.2866/89297>
- Dędyś, M., Gutkowska, A. (2020). *Wskaźnik koniunktury w bankowości a determinanty cyklu finansowego i gospodarczego. 20 lat koniunktury w sektorze bankowym. Z badań Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*. Oficyna Wydawnicza SGH.



- Drehmann, M., Borio, C. E., Tsatsaronis, K. (2012). Characterising the financial cycle: don't lose sight of the medium term!. *BIS Working Papers*, (380). Bank for International Settlements.
- Drozdowicz-Bieć, M. (2012). *Cykle i wskaźniki koniunktury*. Poltext.
- Dufrénot, G., Keddad, B. (2014). Business cycles synchronization in East Asia: A Markov-switching approach. *Economic Modelling*, (42), 186–197. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.07.001>
- El-Baz, O. (2018). The Synchronization of Financial and Business Cycles in Saudi Arabia. *Scholedge International Journal of Management & Development*, 5(4), 32–47. <http://dx.doi.org/10.19085/journal.sijmd050401>
- EBC. (2014). Raport roczny 2013. Pobrane 10.01.2020 z <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2013pl.pdf>
- EBC. (2016). Raport roczny 2015. Pobrane 10.01.2020 z <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/annrep/ar2015pl.pdf>
- Eggertsson, G., Juelsrud, E., Wold, E. (2017). Are Negative Nominal Interest Rates Expansionary?. *NBER Working Paper*, artykuł 24039. <https://doi.org/10.3386/w24039>
- Fisher, I. (1933). The Debt-Deflation Theory of the Great Depressions. *Econometrica*, 1(4), 337–357. <https://doi.org/10.2307/1907327>
- Gächter, M., Riedl, A., Ritzberger-Grünwald, D. (2012). Business cycle synchronization in the euro area and the impact of the financial crisis. *Monetary Policy & the Economy*, 2(12), 33–60.
- Gammadigbe, V. (2022). Financial cycles synchronization in WAEMU countries: Implications for macroprudential policy. *Finance Research Letters*, (46), artykuł 102281. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102281>
- Gomez, V., Maravall, A. (2001). Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series. W: D. Pena, G.C. Tiao, R.S. Tsay (red.), *A course in Time Series Analysis* (s. 202–246), J. Wiley and Sons.
- Ha, J., Kose, M. A., Otrok, C., Prasad, E. S. (2020). *Global macro-financial cycles and spillovers*. National Bureau of Economic Research, <https://doi.org/10.3386/w26798>
- Hiebert, P., Klaus, B., Peltonen, T., Schüler, Y.S., Welz, P. (2014). Capturing the Financial Cycle in Euro Area Countries. *Financial Stability Review*. European Central Bank, 109–117.
- Holko, M. (2017). Polityka makroekonomiczna Unii Europejskiej w świetle teorii postkeynesowskiej. *Mysł ekonomiczna i polityczna*, 2(57). Pobrane 01.02.2020 z [https://mysl.lazarski.pl/fileadmin/user\\_upload/oficyna/Mysl\\_Ekonomiczna\\_i\\_Polityczna/Mysl\\_EiP\\_2-17\\_8Holko.pdf](https://mysl.lazarski.pl/fileadmin/user_upload/oficyna/Mysl_Ekonomiczna_i_Polityczna/Mysl_EiP_2-17_8Holko.pdf)
- Jordà, Ò., Schularick, M., Taylor, A. M., Ward, F. (2019). Global financial cycles and risk premiums. *IMF Economic Review*, 67(1), 109–150.
- Juhro, S. M., Iyke, B. N., Narayan, P. K. (2021). *Capital Flow Dynamics And The Synchronization Of Financial Cycles And Business Cycles In Emerging Market Economies*. (No. WP/02/2021).
- Karagöl, V., Doğan, B. (2021). Interaction between business and financial cycles: evidence from Turkey. *Eastern Journal of European Studies*, 12(2), 132–150.
- Kasperowicz, R. (2010). Wahania koniunkturalne przemysłu a zmiany cykliczne na poziomie działań PKD. *Equilibrium*, 1(4), 65–77. <https://doi.org/10.12775/EQUIL.2010.005>
- Keynes, J.M. (1936). *The general theory of employment interest and money*. W: D.E. Moggridge (Ed.), Vol. VII, The Collected Writings of John Maynard Keynes (1973).
- Kołodko, G.W. (2020). Pandemia: praktyczne reakcje i teoretyczne pytania. *Kwartalnik Nauk o Przedsiębiorstwie*, 55(2), 5–14. <https://doi.org/10.33119/KNoP.2020.55.2.1>
- Kose, M. A., Prasad, E. S., Terrones, M. E. (2003). How does globalization affect the synchronization of business cycles?. *American Economic Review*, 93(2), 57–62. <https://doi.org/10.1257/00028280321946804>
- Kotliński, K., Warzała, R. (2013). Synchronizacja cykli koniunkturalnych jako kryterium członkostwa w strefie euro. *Ekonomia*, (34), 49–64.
- Kufel, J. (2014). Marże w przemyśle spożywczym krajów Unii Europejskiej a wahania koniunktury gospodarczej. *Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie*, 14(3), 130–139.
- Kunovac, D., Mandler, M., Scharnagl, M. (2018). Financial cycles in euro area economies: A cross-country perspective. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, (4), 1–36. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3151336>
- Kurowski, Ł. (2021). Financial cycle – A critical analysis of the methodology for its identification. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 10(3), 99–116.
- Kurowski, Ł., Rogowicz, K. (2018). Konwergencja finansowa w krajach europejskich – wnioski dla polityki pieniężnej i makroostrożnościowej. *Studia Ekonomiczne*, (356), 57–77.
- Malherbe, F. (2020). Optimal capital requirements over the business and financial cycles. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12(3), 139–174. <https://doi.org/10.1257/mac.20160140>
- Małecki, W. (2016). Finansjalizacja cykli koniunkturalnych i jej konsekwencje dla polityki stabilizacyjnej. *Gospodarka Narodowa*, 284(4), 47–68.

- Mandler, M., Scharnagl, M. (2022). Financial Cycles in Euro Area Economies: A Cross-Country Perspective Using Wavelet Analysis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 84(3), 569–593. <https://doi.org/10.1111/obes.12481>
- Markowski, Ł. (2023). *Polityka stabilizacji koniunktury gospodarczej w warunkach europejskiej integracji ekonomicznej*. Instytut Badań Gospodarczych. <https://doi.org/10.24136/eep.mon.2023.02>
- Markowski, Ł., Warżała, R. (2023). Synchronizacja cykli koniunkturalnych państw Europy Środkowo-Wschodniej jako determinanta członkostwa w strefie euro w obliczu nowych wyzwań gospodarki europejskiej. W: M. Radzikowski (red.), *Monitorowanie działalności gospodarczej. Gospodarka po pandemii COVID-19* (s. 115–134). Oficyna Wydawnicza SGH.
- Matkowski, Z., Próchniak, M. (2005). Zbieżność rozwoju gospodarczego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej i w stosunku do Unii Europejskiej. *Ekonomista*, (3), 293–320.
- Marszałek, P. (2009). *Koordinacja polityki pieniężnej i polityki fiskalnej jako przesłanka stabilności poziomu cen*. PWN.
- Marszałek, P. (2013). Finansyzacja w Polsce – ciekawostka teoretyczna czy realny problem?. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (306), 235–246.
- Matesanz, D., Ortega, G. J. (2016). On business cycles synchronization in Europe: A note on network analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, (462), 287–296. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2016.06.097>
- Monnet, E., Puy, M. D. (2016). Has globalization really increased business cycle synchronization?. *IMF Working Paper*, 16(54). International Monetary Fund.
- NBP. (2020). *Aktywność kredytowa sektora przedsiębiorstw niefinansowych w Polsce w okresie pandemii COVID-19*. Pobrane 04.12.2023 z <https://nbp.pl/wp-content/uploads/2022/11/Aktywnosc-kredytowa-przedsiębiorstw-COVID19.pdf>
- Ng, T. (2011). The predictive content of financial cycle measures for output fluctuations. *BIS Quarterly Review*, 53–65.
- Oman, W. (2019). The Synchronization of business cycles and financial cycles in the euro area. *International Journal of Central Banking*, 15(1), 327–362.
- Polaiński, Z. (2014). *Polityka pieniężna i rynki finansowe*. W: P. Albiński (red.), *Kryzys a polityka stabilizacyjna w Unii Europejskiej*. (s. 113–153) Oficyna Wydawnicza SGH.
- Pipień, M., Wdowiński, P., Kaszowska, J. A. (2018). *Identyfikacja cech cyklu finansowego i analiza jego synchronizacji z cyklem koniunkturalnym*. Narodowy Bank Polski, Departament Edukacji i Wydawnictw.
- Rogoff, K. (2017). Dealing with Monetary Paralysis at the Zero Bound. *Journal of Economic Perspectives*, 31(3). <https://doi.org/10.1257/jep.31.3.47>
- Rószkiewicz, M. (2002). *Metody ilościowe w badaniach marketingowych*. Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Rünstler, G., Vlekke, M. (2018). Business, housing, and credit cycles. *Journal of Applied Econometrics*, 33(2), 212–226.
- Samarina, A., Zhang, L., Bezemer, D. (2017). Credit cycle coherence in the eurozone: Was there a euro effect?. *Journal of International Money and Finance*, 77, 77–98.
- Schüler, Y. S., Hiebert, P., & Peltonen, T. (2017). Coherent financial cycles for G-7 countries: Why extending credit can be an asset. *Working Paper Series*, (43), European Systemic Risk Board.
- Šergo, Z., Poropat, A., & Gržinić, J. (2012). Business Cycle Synchronization in Croatia. *South East European Journal of Economics & Business*, 7(1), 29–41.
- Shen, C. H., Ren, J. Y., Huang, Y. L., Shi, J. G., Wang, A. Q. (2018). Creating financial cycles in China and interaction with business cycles on the Chinese economy. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(13), 2897–2908.
- Skrzypczyński, P. (2006). Analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro. *Materiały i studia*, NBP, nr 210.
- Skrzypczyński, P. (2008). Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro. *Materiały i studia*, NBP, nr 227.
- Skrzypczyński, P. (2010). Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej. *Materiały i studia*, NBP, nr 252.
- Strohsal, T., Proaño, C. R., Wolters, J. (2019). Characterizing the financial cycle: Evidence from a frequency domain analysis. *Journal of Banking & Finance*, 106, 568–591.
- Szunko, A. (2014). *The role of financialization in banking sector instability*. *Journal of Economics & Management*, 16, 97–111.
- Tatomir, C. F., Popovici, O. C. (2013). Business cycles synchronization in the European Union: truth or challenge?. *Theoretical and Applied Economics*, 20(7), 33–42.
- Tchorek, G. (2012). *Integracja rynków finansowych w Unii Europejskiej i strefie euro*. W: P. Kowalewski, G. Tchorek, J. Górski (red.), *Mechanizmy funkcjonowania strefy euro*. (s. 139–153) NBP.
- Tsalas, A., Monokroussos, P. (2018). PIIGS in and out of sync: The changing face of financial business cycle synchronization in Europe. *Quantitative Finance and Economics*, 2, 261–278. <https://doi.org/10.3934/QFE.2018.1.261>
- Urbanowicz, Z. (2015). Nieadekwatność polityki pieniężnej Europejskiego Banku Centralnego w procesie stabilizacji makroekonomicznej w strefie euro. *Gospodarka Narodowa*, 4(278), 5–25.
- Urbanowicz, Z. (2018). Stabilność finansowa a stabilność makroekonomiczna na przykładzie polskiej gospodarki. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (529), 369–380.

Warżała, R. (2014). Morfologia cyklu koniunkturalnych w Polsce. *Ekonomista*, (1), 119–136.

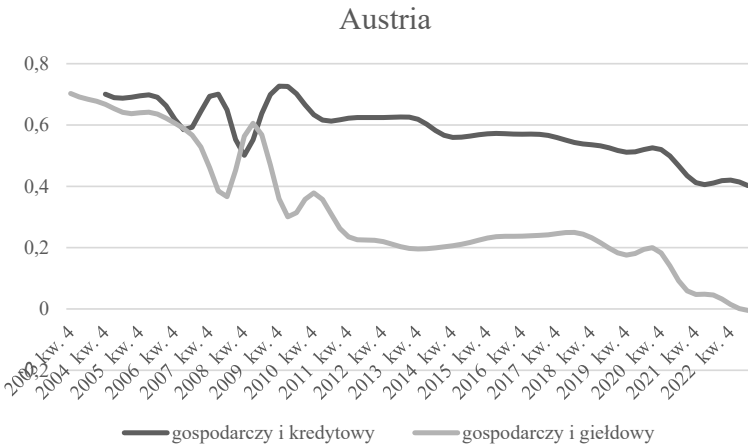
Warżała, R. (2016). *Cykle koniunkturalne w polskich regionach. Studium teoretyczno-empiryczne*. Wyd. UWM.

Wośko, Z. (2009). Czy filtry liniowe są przydatnym narzędziem badania koniunktury? Analiza spektralna na przykładzie ankietowych wskaźników koniunktury. W: J. Czech-Rogosz, J. Pietrucha, R. Żelazny (red.), *Koniunktura gospodarcza. Od bańki internetowej do kryzysu subprime*. (s. 83–98) Beck.

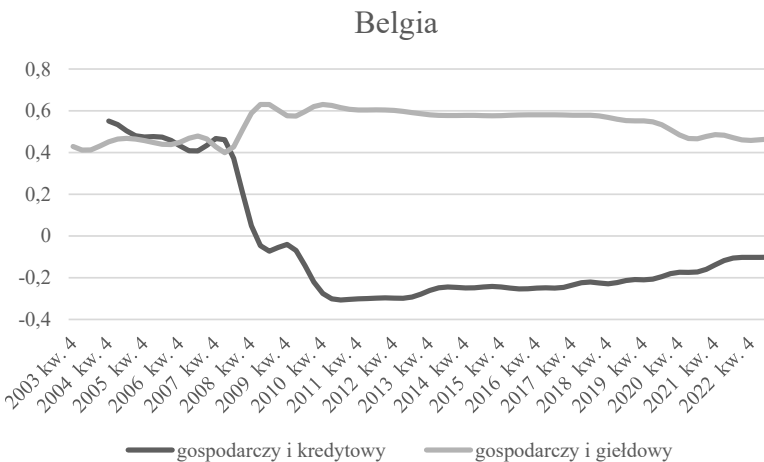
## Aneks

Korelacje rekursywne (rozszerzająca się próba wprzód) między cyklami gospodarczymi a kredytowymi i giełdowymi (5-letnia próba startowa, wynik przypisany do ostatniej obserwacji).

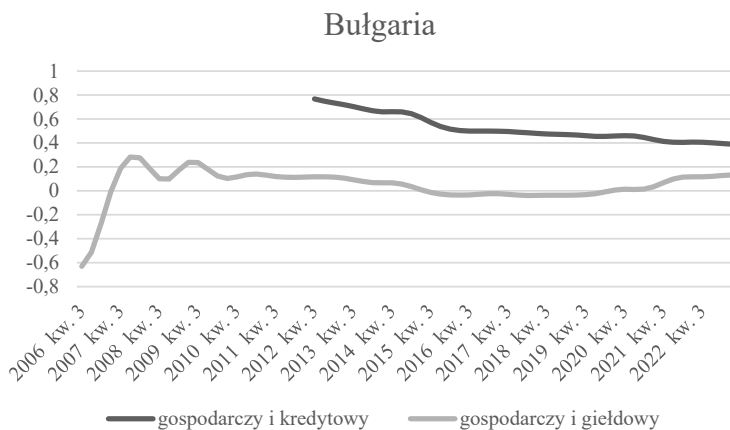
\* zbyt krótki szereg zmiennej dotyczącej dynamiki kredytu



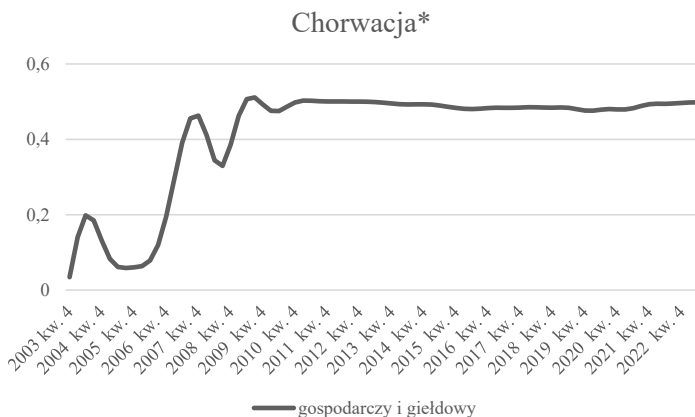
Źródło: opracowanie własne.



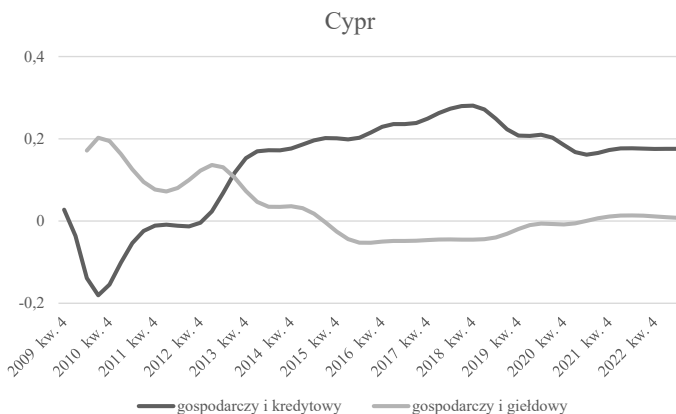
Źródło: opracowanie własne.



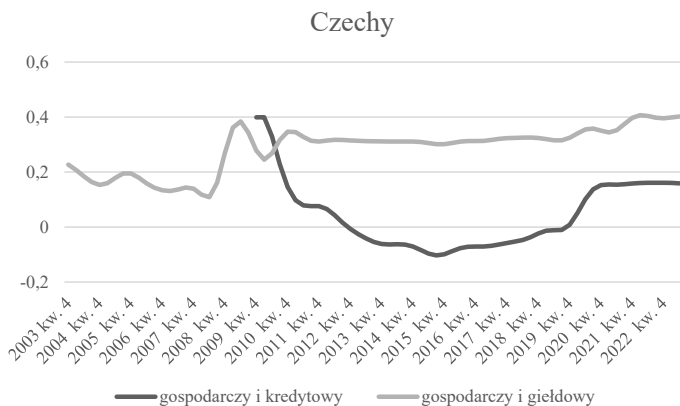
Źródło: opracowanie własne.



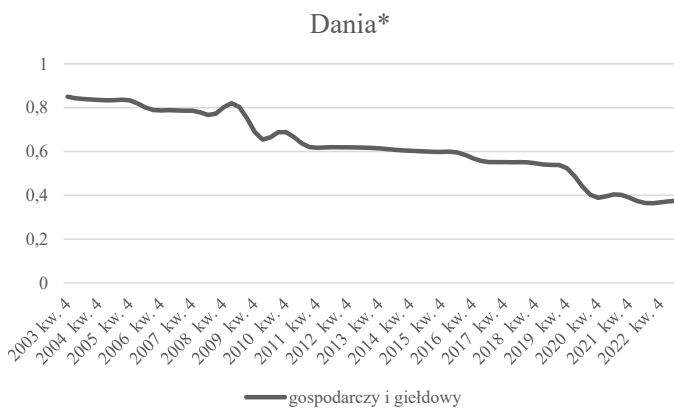
Źródło: opracowanie własne.



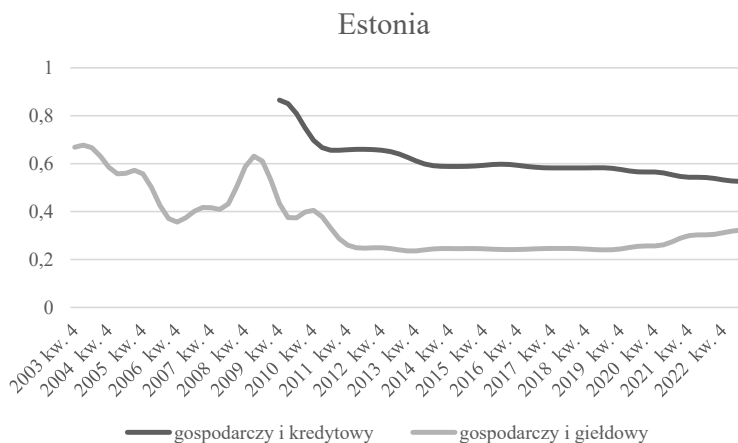
Źródło: opracowanie własne.



Źródło: opracowanie własne.

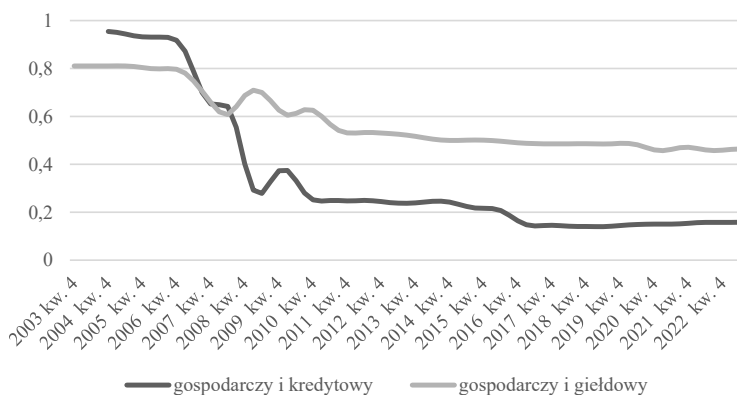


Źródło: opracowanie własne.



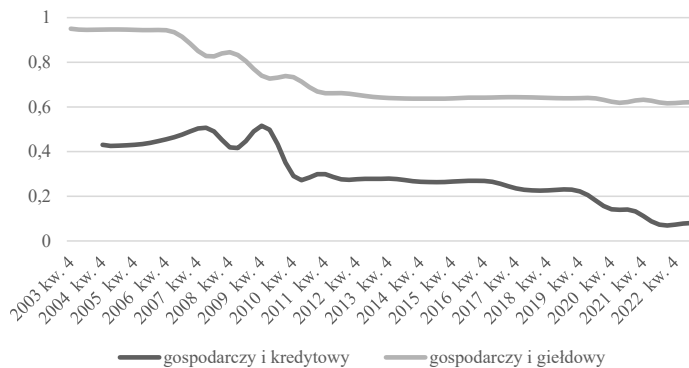
Źródło: opracowanie własne.

### Finlandia



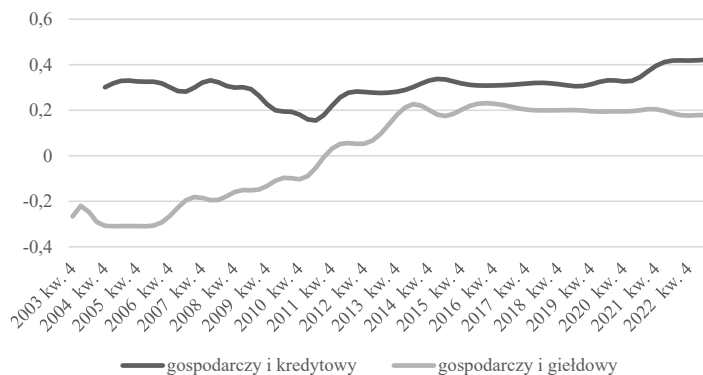
Źródło: opracowanie własne.

### Francja



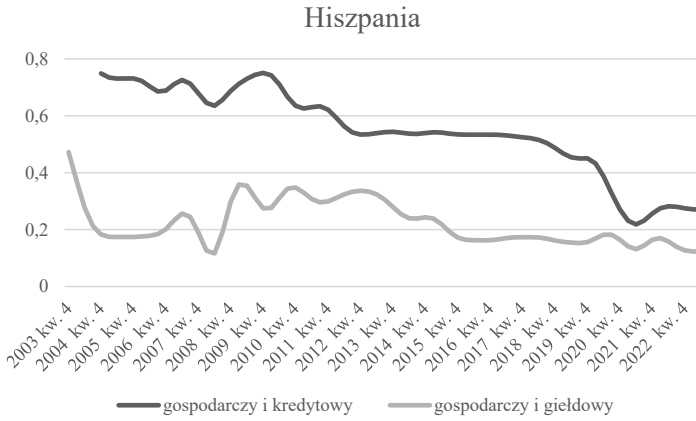
Źródło: opracowanie własne.

### Grecja

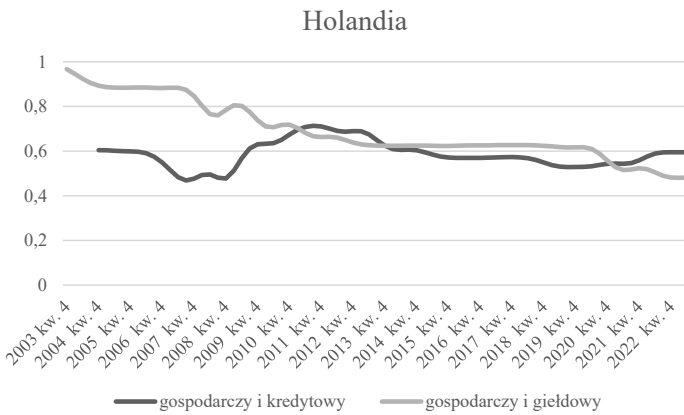


Źródło: opracowanie własne.

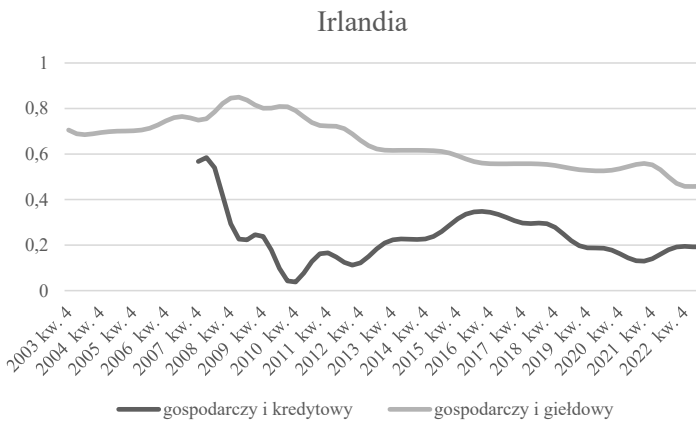




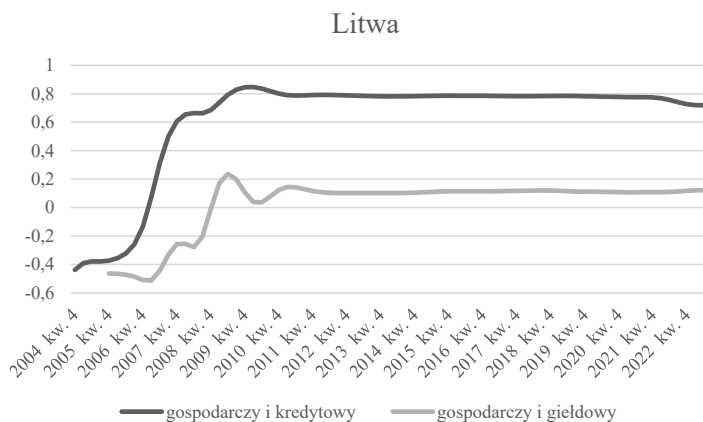
Źródło: opracowanie własne.



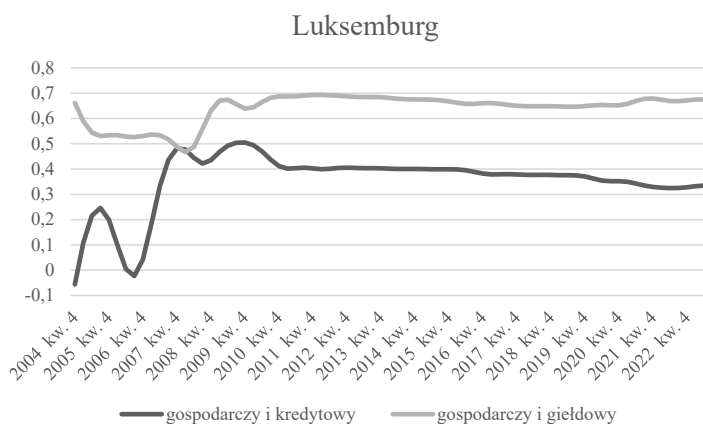
Źródło: opracowanie własne.



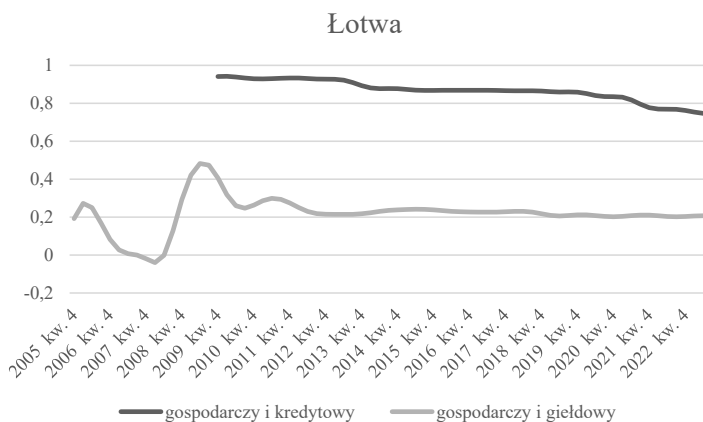
Źródło: opracowanie własne.



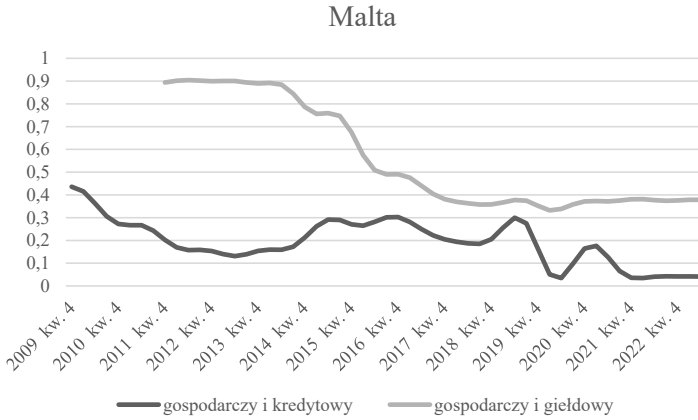
Źródło: opracowanie własne.



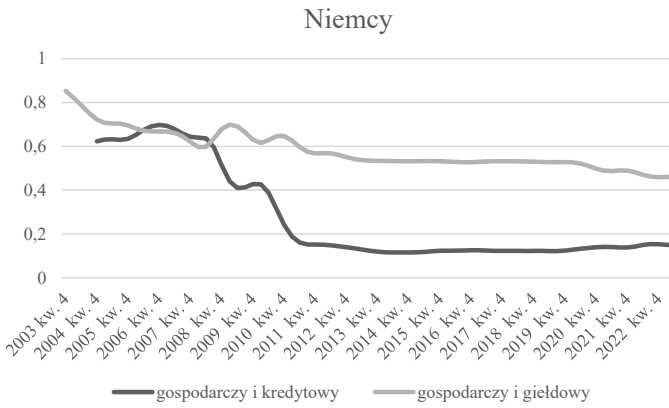
Źródło: opracowanie własne.



Źródło: opracowanie własne.



Źródło: opracowanie własne.

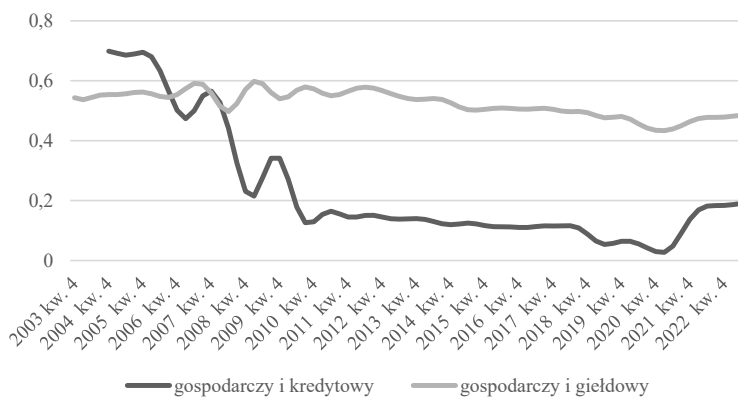


Źródło: opracowanie własne.



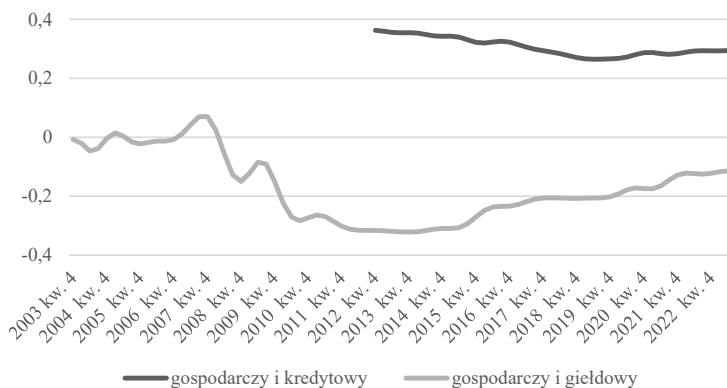
Źródło: opracowanie własne.

### Portugalia



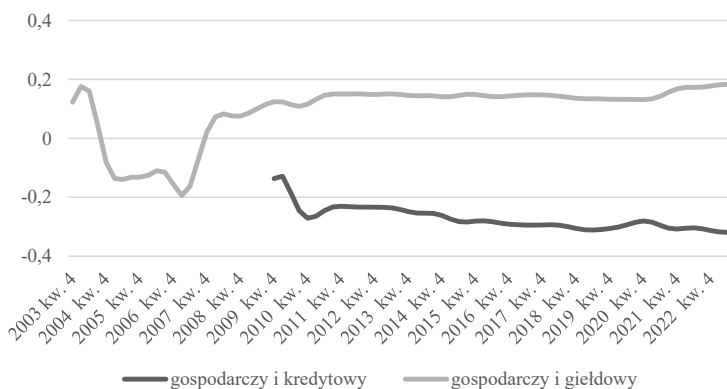
Źródło: opracowanie własne.

### Rumunia

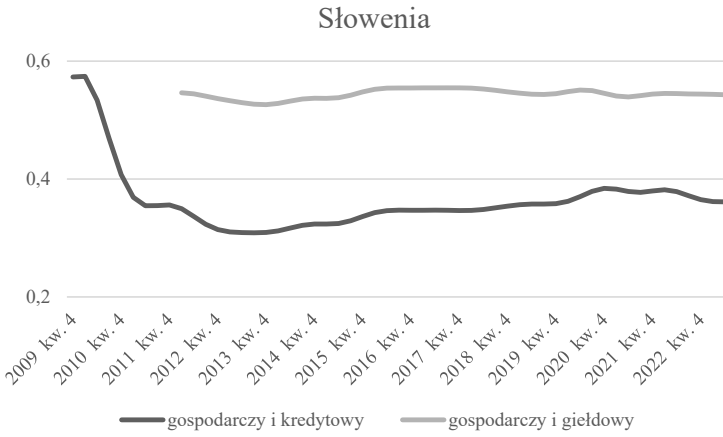


Źródło: opracowanie własne.

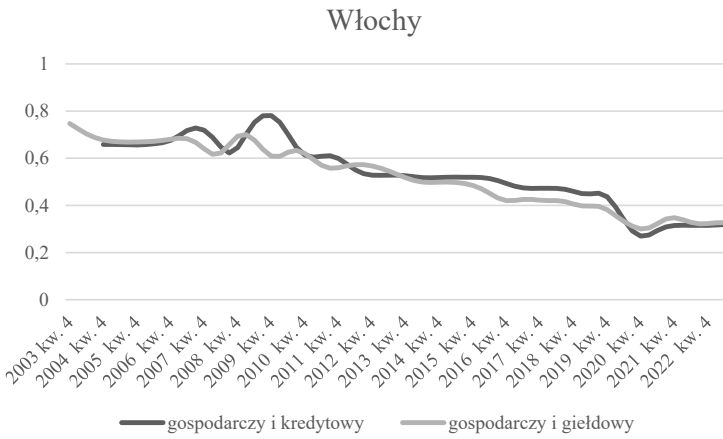
### Słowacja



Źródło: opracowanie własne.



Źródło: opracowanie własne.



Źródło: opracowanie własne.