

Materiały i Studia nr 332

Identyfikacja cech cyklu finansowego i analiza jego synchronizacji z cyklem koniunkturalnym

Mateusz Pipień, Piotr Wdowiński, Jagoda Kaszowska



Materiały i Studia nr 332

Identyfikacja cech cyklu finansowego i analiza jego synchronizacji z cyklem koniunkturalnym

Mateusz Pipień, Piotr Wdowiński, Jagoda Kaszowska

Mateusz Pipień – Departament Stabilności Finansowej, Narodowy Bank Polski
Piotr Wdowiński – Departament Stabilności Finansowej, Narodowy Bank Polski
Jagoda Kaszowska – Departament Stabilności Finansowej, Narodowy Bank Polski

Wydął:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
ul. Świętokrzyska 11/21
00-919 Warszawa
www.nbp.pl

ISSN 2084-6258

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2018

Spis treści

Streszczenie	4
Wprowadzenie	5
Synteza rezultatów	6
1. Cechy empiryczne cyklu finansowego – analiza z wykorzystaniem agregatu kredytowego dla wybranych krajów	9
1.1. Uwagi ogólne	9
1.2. Metoda badawcza	10
1.3. Wyniki empiryczne	11
1.4. Dodatek metodologiczny	33
2. Ocena wpływu polityki makroostrożnościowej na sektor realny w Polsce	38
2.1. Wprowadzenie	38
2.2. Założenia analizy	40
2.3. Dane statystyczne	42
2.4. Model	43
2.5. Wyniki empiryczne	44
2.6. Wnioski	51
2.7. Załączniki	53
3. Ocena wpływu stosowania instrumentów polityki makroostrożnościowej na przebieg cyklu finansowego – przegląd literatury	60
3.1. Kryteria oceny efektywności polityki makroostrożnościowej	60
3.2. Trudności w ocenie efektywności instrumentów makroostrożnościowych w krajach UE	61
4. Literatura	64

Streszczenie:

Niniejsze opracowanie stanowi dokumentację prac analitycznych przeprowadzonych w ramach zadania z planu działalności NBP „Identyfikacja cech cyklu finansowego i analiza jego synchronizacji z cyklem koniunkturalnym”. Zasadniczym celem prac było określenie cech cyklu finansowego dla Polski oraz analiza porównawcza jego przebiegu w innych krajach. Dokonano także identyfikacji cykliczności w agregacie kredytowym oraz w rozbięciu na rodzaje kredytów w przypadku Polski.

Słowa kluczowe: polityka makroostrożnościowa, cykle finansowe, wymogi kapitałowe

JEL: C14, C46, E32

Wprowadzenie

Zadanie było realizowane w Departamencie Stabilności Finansowej według następującego harmonogramu zatwierdzonego pierwotnie w Planie Działalności NBP na lata 2016-2018:

- I półrocze 2016 r.: Identyfikacja komponentu cyklicznego dla Polski na podstawie dotychczas uzyskanych rezultatów. Analiza porównawcza z innymi krajami
- II półrocze 2016 r.: Badania nad synchronizacją cyklu finansowego z cyklem koniunkturalnym
- I półrocze 2017 r.: Badania nad wpływem stosowania instrumentów polityki makroostrożnościowej na przebieg cyklu finansowego – studium porównawcze dla wybranych krajów
- II półrocze 2017 r.: Ocena wpływu zmian parametrów instrumentów polityki makroostrożnościowej na cykliczność finansową dla Polski

W Rozdziale 1 niniejszego raportu przedstawiono rezultaty analiz empirycznych cyklu finansowego. W pracach skupiono się na miesięcznych szeregach czasowych wielkości udzielonego kredytu. Stosując dwa alternatywne podejścia do analiz cykliczności porównano własności empiryczne cyklu kredytowego w wybranych krajach UE. Analizy dostarczyły także materiału empirycznego dokumentującego synchronizację badanych cykli z cyklami koniunkturalnymi.

W Rozdziale 2 zaprezentowano ilościową ocenę wpływu stosowania instrumentów makroostrożnościowych w przypadku Polski. Na podstawie zbudowanego aparatu analitycznego zbadano wpływ współczynnika wypłacalności kapitału pierwszej kategorii (CET1) na tempo wzrostu PKB i na fluktuacje w kredycie dla sektora niefinansowego.

W Rozdziale 3 przedstawiono najważniejsze tezy związane z dokonany przeglądem literatury z zakresu oceny wpływu stosowania instrumentów polityki makroostrożnościowej na przebieg cyklu finansowego.

Synteza rezultatów

W pierwszej części raportu zaprezentowano materiał empiryczny dotyczący cech cyklu kredytowego. Analizie poddano szeregi czasowe o częstotliwości miesięcznej agregatów kredytu i produkcji przemysłowej dla 18 wybranych krajów europejskich, to znaczy: Belgii, Czech, Niemiec, Estonii, Grecji, Hiszpanii, Francji, Włoch, Litwy, Węgier, Holandii, Polski, Portugalii, Rumunii, Słowacji, Finlandii, Szwecji oraz Wielkiej Brytanii. Na podstawie zaprezentowanych analiz można stwierdzić, że cykl finansowy ma okres znacznie dłuższy niż cykl koniunkturalny i w pewnych przypadkach może przekraczać nawet dwie dekady. Amplituda cyklu finansowego jest też większa niż amplituda cyklu koniunkturalnego.

W przypadku Polski cykl w kredycie może być opisany przez dwa komponenty, jeden o okresie około 8 lat i drugi o okresie około 3 i pół roku. Pierwszy - ośmioletni komponent ma amplitudę znacznie większą od drugiego komponentu. Na tle innych krajów wahania cykliczne w kredycie w przypadku Polski należy uznać za relatywnie krótkie. Na przykład dla Wielkiej Brytanii komponent cykliczny w kredycie ma okres dłuższy niż dwie dekady. Długookresowe fluktuacje charakteryzują też agregaty kredytu w przypadku Włoch, Holandii i Finlandii. Fluktuacje cykliczne oszacowane na podstawie agregatów kredytowych mają cechy znacznie różniące się pomiędzy analizowanymi krajami. Rezultat ten wspiera pogląd o krajowym (regionalnym) charakterze polityki makroostrożnościowej. Zarówno ramy tej polityki jak i podstawowe parametry powinny być opracowane osobno dla każdego kraju.

Uzyskane w Rozdziale 1 wyniki bazują na zastosowaniu dwóch zasadniczo odmiennych podejść do analiz cykliczności. W pierwszym opisano cykl w postaci konstrukcji deterministycznej, (jako funkcję prawie okresową) zaś w drugim podejściu cykl ma naturę stochastyczną. Omawiane cechy cykli są odporne na zmiany w sposobie modelowania.

W Rozdziale 2 raportu wykonano szacunki wpływu wzajemnego oddziaływania sektora finansowego i realnego w Polsce. W analizie skupiono się na wpływie współczynnika wypłacalności kapitału pierwszej kategorii (CET1) na tempo wzrostu PKB i kredytu. Z przeprowadzonych analiz wynika, że kanał kredytowy może stanowić najbardziej istotne ogniwo polityki makroostrożnościowej w Polsce. Nieuwzględnienie kredytu w kanale transmisji obniżało bowiem znacząco jakość szacunków. Pokazano również, że wpływ CET1 na PKB oraz kredyt jest odporny na zmianę specyfikacji modelu.

Na podstawie otrzymanych wyników można przyjąć, że wzrost współczynnika wypłacalności stanowi w krótkim i średnim okresie koszt dla sektora bankowego. Koszt ten przejawia się w spadku podaży kredytu i obniżeniu się tempa wzrostu gospodarczego. Pokazano, że zmienność odpowiedzi na wzrost współczynnika wypłacalności jest większa w przypadku

tempa wzrostu PKB i w związku z tym reakcja w scenariuszu pesymistycznym może być znacząca.

W przypadku PKB, w wariantcie bazowym, przewiduje się ograniczenie rocznego tempa wzrostu w całym horyzoncie prognozy. Największy spadek tempa (0,23 p.p.) na bodziec w postaci wzrostu CET1 o 1 p.p. wystąpił w pierwszym roku od wystąpienia zakłócenia. W kolejnych latach spadki były mniejsze. Największego ograniczenia wzrostu PKB można spodziewać się w pierwszych dwóch latach od momentu zadanych zmian w kapitale. W kolejnym roku spadek tempa nie przekraczał już 0,1 p.p. Można przyjąć, że wzrost wymogów kapitałowych może wpływać ujemnie na tempo wzrostu gospodarczego w średnim okresie, przy czym spadek tempa wzrostu jest nieznaczny i waha się od kilku do kilkudziesięciu setnych punktu procentowego na skutek wzrostu wymogu kapitałowego CET1 o 1 p.p.

W przypadku kredytu, w wariantcie bazowym wskazano na zmniejszenie akcji kredytowej w pierwszych dwóch latach od wystąpienia zmian w postaci wzrostu CET1 o 1 p.p.. Przeciętny spadek dynamiki w skali pierwszego roku wyniósł 2,98 p.p. W kolejnych latach spadki były mniejsze. W końcowym okresie symulacji, na skutek wygasania efektów kosztowych, nastąpił wzrost tempa kredytu przeciętnie o 0,45 p.p.

Zadanie obejmowało także ocenę wpływu stosowania instrumentów polityki makroostrożnościowej na przebieg cyklu finansowego. W tym celu dokonano przeglądu literatury przedmiotu i w Rozdziale 3 omówiono najważniejsze wnioski.

Analiza przykładów zastosowania instrumentów polityki makroostrożnościowej w krajach europejskich uwydatniła trudności związane z precyzyjną i jednoznaczną oceną efektywności stosowania instrumentów makroostrożnościowych. Po pierwsze, trudności te są związane z krótkim okresem funkcjonowania analizowanych instrumentów oraz nadzoru makroostrożnościowego w krajach Unii Europejskiej. W większości krajów instrumenty makroostrożnościowe wprowadzono po wejściu w życie postanowień CRDIV/CRR. Wartości wskaźników instrumentów antycyklicznych wynoszą w większości krajów niezmiennie 0%. Po drugie, badanie przebiegu cyklu finansowego oraz wpływu instrumentów polityki makroostrożnościowej wymaga analizy danych historycznych z wielu lat. Porównania są utrudnione ze względu na zmiany strukturalne zachodzące w krajach UE na przestrzeni ostatnich dekad. Po trzecie, zarówno w fazie ekspansji jak i w fazie spadkowej cyklu koniunkturalnego i finansowego stosowane mogą być nie tylko instrumenty makroostrożnościowe, ale mogą być wprowadzane w życie inne instrumenty polityki gospodarczej lub reformy systemu finansowego. Wszystkie te działania mają wpływ na przebieg cyklu. Odizolowanie efektów poszczególnych działań jest zadaniem trudnym i stanowi poważne wyzwanie badawcze. Po czwarte, instrumenty makroostrożnościowe mają na celu ograniczenie ryzyka systemowego w dwóch wymiarach, to jest przestrzennym i czasowym. Pomimo, że głównym celem części instrumentów jest ograniczenie wzrostu akcji kredytowej, użycia

dźwigni finansowej oraz wygładzenie cyklu, pośredni wpływ pozostałych instrumentów na cykl finansowy może być również widoczny. Możliwości badania wpływu poszczególnych instrumentów makroostrożnościowych (w odizolowaniu od pozostałych) na cykl finansowy są obecnie bardzo ograniczone.

1. Cechy empiryczne cyklu finansowego – analiza z wykorzystaniem agregatu kredytowego dla wybranych krajów

1.1. Uwagi ogólne

Po globalnym kryzysie finansowym cechy cykli dla zmiennych finansowych są obiektem szczególnego zainteresowania. Istotne znaczenie cyklicznych fluktuacji w systemie finansowym w pokryzysowej debacie nad kształtem polityki makroostrożnościowej spowodowało ponowne zintensyfikowanie badań nad naturą cykli w ekonomii. W ten sposób analizy cykliczności, skoncentrowane przez dekady na sferze realnej, zyskały nową perspektywę. Badania nad własnościami cyklu finansowego stanowiły także motywację do poszukiwań nowych rozwiązań teoretycznych.

W ramach nowego ujęcia analiz cykliczności modele nieobserwowanych komponentów (ang. *unobserved component models*) stały się referencyjnym narzędziem analitycznym w określeniu cech dynamiki cykli koniunkturalnych w ujęciu jednowymiarowym i wielowymiarowym (por. Harvey i Trimbur, 2003; Trimbur, 2006; Koopman i Shephard, 2015; Pelagatti, 2016). Podejście to opiera się na reprezentacji komponentu opisującego fluktuacje cykliczne, jako procesu ARMA (lub VARMA) o wielu pierwiastkach zespolonych równania charakterystycznego części AR. Idea modelowania cykli w ten sposób ma interpretację na gruncie analizy spektralnej. W opisywanym podejściu istotna jest możliwość opisu cyklu poprzez oszacowanie poziomu koncentracji masy spektralnej wokół częstotliwości odpowiadającej cyklowi o ustalonym okresie. Ujęcie wielowymiarowe zostało analizowane przez Azevedo et al. (2006), gdzie zaproponowano proces stacjonarny do opisu cykliczności. W skonstruowanym modelu każdy z łącznie modelowanych szeregów czasowych miał jeden wspólny komponent cykliczny. Zasadniczą wadą wyżej opisanych podejść jest narzucenie restrykcji, która mówi, że cykliczność można opisywać jedną częstością, odpowiadającą jednemu cyklowi o ustalonym okresie.

W analizie spektralnej proponuje się wiele miar do analizy cyklu koniunkturalnego. Podstawy teoretyczne, które umożliwiają opis fluktuacji o charakterze cyklicznym w języku charakterystyk własności spektralnych można znaleźć w pracach Croux et al. (2001), Hamilton (1994), Priestley (1981). Analizy empiryczne wykorzystujące miary spektralne zaprezentowano w pracach Ftiti (2010), Metz (2009), Orlov (2006), Orlov (2009), Pakko (2004), McAdam i Mestre (2008), Uelebe i Ritschl (2009) i inni. Zasadniczym celem możliwym do uzyskania w tym podejściu było modelowanie komponentu cyklu z wykorzystaniem nieparametrycznych filtrów pasmowo-przepustowych znanych od wielu lat; por. Hodrick i Prescott (1997), Baxter

i King (1999), Christiano i Fitzgerald (1999). Korzyści i wady wynikające z zastosowania tych nadal bardzo popularnych metod były obiektem poważnej debaty pod koniec lat 90. XX wieku i na początku XXI w., zainicjowanej przez Canovę (1998) i Burnside'a (1998). W standardowej analizie spektralnej w ujęciu nieparametrycznym założenie o stacjonarności obserwowanego procesu gra kluczową rolę. Założenie to umożliwia wypracowanie zgodnych procedur estymacji charakterystyk gęstości spektralnej. Jednak procedury estymacji zależą od wielu przyjmowanych po drodze technicznych uproszczeń, na przykład długości okna spektralnego; por. Priestley (1981), Žurbenko (1986), Lenart (2011).

Cechy empiryczne cyklu kredytowego, będącego najważniejszym komponentem cyklu finansowego, badano w wielu pracach. Jednak w przeważającej części analizy bazowały na standardowych podejściach, wziętych wprost z analiz cykliczności koniunkturalnej. W szczególności w opracowaniu Claessens et al. (2011) poddano analizie siedem najbardziej rozwiniętych krajów świata. W pracy Drehmann et al. (2012) analizowano 21 zaawansowanych gospodarek OECD. Stosowane w tych pracach podejścia nie wykraczały poza zastosowanie filtrów pasmowo-przepustowych. Apostoiaie i Percic (2014) analizowali zależność pomiędzy cyklem koniunkturalnym a cyklem kredytowym na przykładzie dwudziestu rozwiniętych i rozwijających się krajów UE. Gómez-González et al. (2015) zastosowali testy przyczynowości w sensie Grangera w celu oceny stopnia synchronizacji pomiędzy cyklem koniunkturalnym a cyklem kredytowym na podstawie danych z 33 krajów. Zasadniczym rezultatem empirycznym uzyskanym w cytowanych pracach było stwierdzenie, że cykl finansowy ma znacznie dłuższy okres niż cykl koniunkturalny i może być w rozwiniętych gospodarkach mierzony w dekadach. Dodatkowo amplituda tego cyklu, mierzona procentowym odchyleniem od długookresowego trendu, może być nawet dwu lub trzykrotnie większa od amplitudy cyklu aktywności sfery realnej.

Zasadniczym celem empirycznym tej części raportu jest określenie cech cyklu kredytowego i dla porównania cech cyklu produkcyjnego w wybranych krajach UE. Analizie poddano miesięczne szeregi czasowe agregatu kredytowego i produkcji przemysłowej. Opracowane dwa alternatywne podejścia zastosowano w formalnym testowaniu cech cykli oraz w analizie porównawczej tych cech pomiędzy krajami.

1.2. Metoda badawcza

Standardowe analizy fluktuacji o charakterze cyklicznym opierają się na założeniu, że obserwowany szereg czasowy P_t może być zdekomponowany na trend, komponent sezonowy i komponent cykliczny. Jako przykład tego klasycznego ujęcia analizy dynamiki zjawisk można przytoczyć wspomniany wyżej model nieobserwowanych komponentów z pracy Harvey et al. (2007). Komponent cykliczny w podejściu Harvey'a jest opisany przez stacjonarny proces ARMA(2n,1) (oznaczony jako $\psi_{n,t}$) z zespolonymi pierwiastkami wielomianu charakterystycznego w części AR. W tym podejściu komponent trendu jest zintegrowanym

procesem błędzenia przypadkowego. Przy odpowiednich założeniach teoretycznych można pokazać, że komponent cykliczny $\psi_{n,t}$ koncentruje masę spektralną blisko nieznannej częstotliwości λ_c , odpowiadającej długości estymowanego cyklu. Im wyższą wartość ma parametr n tym silniejsza koncentracja jest możliwa do uzyskania. W ten sposób komponent cykliczny ma z definicji naturę procesu stochastycznego.

Na potrzeby analiz opracowano dwa podejścia do testowania cech empirycznych cyklu. Szczegóły obydwu podejść zamieszczono w dodatku metodologicznym (część 1.4). W pierwszym podejściu cykl jest opisany za pomocą bezwarunkowej wartości oczekiwanej procesu prawie okresowo skorelowanego. W podejściu tym zakłada się, że cykl jest konstruktem deterministycznym (por. Harvey, 2004; Lee, 2010; Lenart i Pipień, 2013a, 2015, 2017). Z definicji procesy prawie okresowo skorelowane (ang. *Almost Periodically Correlated*, APC) mogą opisywać nieregularną zmienność w czasie wartości oczekiwanej obserwowanego procesu. Procesy APC należą do klasy procesów niestacjonarnych, jednak jako ich szczególny przypadek rozważać można procesy stacjonarne, wcześniej wspomniane w kontekście analizy spektralnej. Proponowany w tym opracowaniu opis cyklu za pomocą procesu niestacjonarnego stanowi uogólnienie dotychczas stosowanych podejść. W dalszej kolejności w podejściu deterministycznym opracowano testy statystyczne służące identyfikacji cech badanych cykli. Testy możliwe do zastosowania do analiz koniunktury, ale też dla analiz cykliczności finansowej, opierają się na podejściu nieparametrycznym i wykorzystują procedurę podpróbki (ang. *subsampling*). Proponowana i praktycznie wykorzystana w analizach procedura umożliwi formalne statystyczne testowanie podstawowych cech cyklu, to znaczy jego okresu trwania i amplitudy.

W drugim podejściu wypracowano analogiczne procedury wnioskowania o cechach cyklu, ale w ramach bardziej popularnego podejścia, wykorzystującego założenie o stacjonarności. Zaproponowano miary koncentracji masy spektralnej na wybranym dowolnym przedziale częstotliwości, które odpowiadają konkretnym okresom trwania cyklu. Po zastosowaniu procedury filtracji, dla wynikowego szeregu czasowego wyznaczono estymator masy spektralnej skojarzonej z badanym przedziałem częstotliwości na bazie wariancji z próby. Zbadano także własności proponowanej procedury oraz przedstawiono rezultaty działania.

1.3. Wyniki empiryczne

W pierwszej kolejności analizie poddano szeregi czasowe o częstotliwości miesięcznej agregatów kredytu i produkcji przemysłowej dla 18 wybranych krajów europejskich, to znaczy: Belgii, Czech, Niemiec, Estonii, Grecji, Hiszpanii, Francji, Włoch, Litwy, Węgier, Holandii, Polski, Portugalii, Rumunii, Słowacji, Finlandii, Szwecji oraz Wielkiej Brytanii. Taki wybór krajów gwarantuje ogólny charakter analiz, ponieważ w wybranym zestawie krajów można znaleźć zarówno gospodarki wysoko rozwinięte, jak i kraje „doganiające”. Szeregi czasowe produkcji przemysłowej zostały pobrane z bazy Eurostat, zaś dane dotyczące agregatu kre-

dytowego pobierano każdorazowo w zależności od dostępności ze stron banków centralnych, krajowych urzędów statystycznych lub EBC. W Tablicy 1.1 zawarto liczbę obserwacji analizowanych szeregów czasowych. W każdym z przypadków przyjęto za ostatnią obserwację grudzień 2015. Najkrótszy szereg czasowy uzyskano w przypadku Słowacji (120 obserwacji).

Na Rysunkach 1.1 i 1.2 zilustrowano przebieg statystyki testowej (linia ciągła) wykorzystanej w procedurze testowania (4). Prezentujemy wartości statystyk w odniesieniu do badanej częstotliwości, która odpowiada cyklowi o ustalonym okresie. Linie przerywane ilustrują przebieg wartości krytycznych odpowiadających poziomom istotności 0,1, 0,05 i 0,01, uzyskanych metodą podpróbki. Rysunek 1.1 zawiera wyniki analiz przeprowadzonych dla szeregów czasowych kredytu, zaś Rysunek 1.2 przedstawia wyniki dla produkcji przemysłowej. Zmiany w wartościach statystyki testowej występują dość gwałtownie przy zmianach testowanej częstotliwości. Czyni to wnioskowanie o istotnych częstotliwościach zadaniem utrudnionym i obciążonym dużą niepewnością statystyczną. Standardowe analizy, które opierają się na wyodrębnieniu dominujących częstotliwości, a więc takich, dla których wartość periodogramu osiąga ekstremum, może prowadzić, zatem do błędnych konkluzji. W przypadku każdego analizowanego kraju statystyka testowa wskazuje na odrzucenie hipotezy zerowej w problemie testowym (1.4) dla niewielu wartości badanych częstotliwości. Ogólnie analizy wskazują, że agregat kredytowy może być opisany przez komponenty cykliczne o okresie znacznie dłuższym niż w przypadku produkcji przemysłowej. Widoczne jest to porównując obszary częstotliwości, w których statystyka testowa przekracza wartości krytyczne.

Długości cykli, które odpowiadają statystycznie istotnym częstościom na poziomie istotności $\alpha = 0,01$ zaprezentowano w Tablicach 1.2 i 1.3. Znowu poddajemy analizie porównawczej wyniki uzyskane dla agregatów kredytu i produkcji przemysłowej. Uzyskane rezultaty wskazują wyraźnie na silne zróżnicowanie cech cykli w grupie analizowanych krajów. Jednak efektem uzyskanym niezależnie od przypadku badanego kraju jest statystyczna istotność dłuższych cykli dla kredytu w porównaniu z cyklami w produkcji przemysłowej. W przypadku agregatu kredytowego w znakomitej większości krajów wartości statystyki testowej są skoncentrowane wokół częstotliwości odpowiadających długości cyklu od 8 do 10 lat, podczas gdy w przypadku produkcji przemysłowej istotne statystycznie częstotliwości determinują przedział cykli o okresie od 2 do 4 lat. Tylko w przypadku Niemiec, Polski i Szwecji w przypadku kredytu statystyki testowe wskazujące na istotność badanej częstotliwości są skupione w innych regionach, odpowiadających nieco krótszym cyklom. Cykliczna natura dynamiki obserwowanych szeregów jest podkreślana przez dane silniej w przypadku kredytu niż w przypadku produkcji przemysłowej. Analizując szereg czasowy produkcji przemysłowej, można wskazać takie kraje, dla których na przyjętych poziomach istotności brak jest przesłanek świadczących o istotnych wahaniach cyklicznych o jakiegokolwiek długości; por. Tablica 1.3, Francja, Estonia, Niemcy, i Węgry. Fluktuacje o charakterze cyklicznym

w tych krajach są na tyle słabe, że nie dają przesłanek świadczących o występowaniu efektu cyklu. Z drugiej strony jakościowa analiza periodogramu wskazywałaby w tych przypadkach na występowanie fluktuacji o okresie ok. 4 lat, jako dominującej. Przedstawione analizy uzupełniają ten wynik o informację na temat niepewności statystycznej, wskazując te przypadki, dla których trudno rozstrzygnąć jednoznacznie, czy fluktuacje o cyklicznym charakterze w ogóle występują. W przypadku agregatu kredytowego fluktuacje cykliczne są na tyle silne, że w każdym z analizowanych przypadków można było znaleźć formalne podstawy do identyfikacji komponentów cyklicznych.

Uzyskane powyżej wyniki wskazują na poważne problemy w ustaleniu uniwersalnych parametrów cyklu kredytowego i ogólniej cyklu finansowego. Dane empiryczne wskazują na silne zróżnicowanie fluktuacji w agregacie kredytowym. Dodatkowo, w większości analizowanych krajów opracowana procedura wskazuje na statystyczną istotność cykli o okresie krótszym niż okres przyjęty jako referencyjny w polityce makroostrożnościowej (por. Borio, 2012 i Drehmann, 2012).

W dalszej kolejności dokonano ekstrakcji komponentu cyklicznego z analizowanych miesięcznych szeregów. Rysunki 1.3 i 1.4 ilustrują przebieg komponentów cyklicznych odpowiednio dla kredytu i produkcji przemysłowej. Procedura ekstrakcji bazuje na filtrze HP z parametrem wygładzania odpowiadającym częstości od 5 lat (linia ciągła) przez 10, 15 aż do 20 lat (odpowiednio linie przerywane). Dla większości przypadków procedura generuje regularny przebieg komponentu cyklicznego jednak o amplitudzie zależnej od wyboru parametru wygładzania. Wydaje się, że ta wrażliwość nie jest silnie zarysowana dla szeregu produkcji przemysłowej (Rysunek 1.4), jednak w przypadku agregatu kredytowego (Rysunek 1.3) amplituda odchylenia cyklicznych jest bardzo zmienna przy różnych wartościach parametru wygładzania. W szczególności, zidentyfikowane dla kredytu dwie fazy ekspansji w przypadku Polski (w roku 2001 i 2009) mogą być opisane przez dodatnie odchylenie od długookresowego trendu, sięgające wartości 2% (parametr wygładzania HP ustalony na wartości odpowiadającej 5 lat) do 20% (parametr HP ustalony na cykl 20-letni). Podczas ekspansji w 2009 roku w Polsce, odchylenie od trendu różni się znacznie i wynosi 5% (parametr HP ustalony na cyklu 5-letnim) lub 20% (parametr HP ustalony na cykl 20-letni). Podobnie skala ekspansji kredytowej w Czechach w latach 2008–2009 jest bardzo wrażliwa na dobór parametru wygładzania. Górny punkt zwrotny zidentyfikowany pod koniec 2009 roku może być opisany odchyleniem od długookresowego trendu o wartości 3% (parametr HP ustalony na cykl 5-letni) do 18% (parametr HP ustalony na cykl 20-letni). Uwagę zwraca też przypadek Węgier ze względu na nieregularny przebieg komponentu cyklicznego. Podobnie jak w przypadku Polski i Czech skala ekspansji kredytowej w latach 2008–2009 jest trudna do precyzyjnego określenia i może oznaczać odchylenie od długookresowego trendu o wartości 3% (parametr HP ustalony na cykl 5-letni) lub odchylenie większe od 20% (parametr HP ustalony na cykl 20-letni).

W analogiczny sposób przeprowadzono analizę zidentyfikowanych faz wyhamowania w agregacie kredytu i przejścia przez dolny punkt zwrotny. W przypadku Polski ujemne odchylenie od długookresowego trendu w latach 2005–2006 może osiągać wartości od 2,5% (parametr HP ustalony na cykl 5-letni) aż do 19% (parametr HP ustalony na cykl 20-letni). Siła wyhamowania akcji kredytowej w 2014 roku, mierzona odchyleniem od długookresowego trendu może się różnić w porównywalny sposób. Komponenty cykliczne uzyskane w przypadku ustalenia parametru HP na cykl 5-letni mają bardzo płaski przebieg, co uniemożliwia prawidłowe określenie cech cyklu i jego przebiegu w czasie. Taki parametr wygładzania jest bardziej zasadny w przypadku produkcji przemysłowej, jednak omawiane wcześniej wyniki testowania istotności cykli wskazują, że dla agregatu kredytowego bardziej adekwatne są wartości cyklu 10-15 lat. Jedynie wtedy jest możliwa prawidłowa identyfikacja faz cyklu oraz punktów zwrotnych.

Zaprezentowane powyżej rezultaty uzyskano z wykorzystaniem podejścia deterministycznego do opisu cykli. W dalszej kolejności omówiono wyniki podejścia stochastycznego. Szczegóły teoretyczne stosowanych metod zawarto w dodatku metodologicznym (część 1.4). Rysunki 1.5 i 1.6 prezentują oszacowane wielkości koncentracji masy pseudo-spektralnej dla szeregów czasowych kredytu (Rysunek 1.5) i produkcji (Rysunek 1.6) w każdym z analizowanych krajów. Na rysunkach masa spektralna jest unormowana do wartości od 0% do 100% i informuje o wkładzie każdego z wybranych przedziałów częstotliwości w wyjaśnienie dynamiki obserwowanych szeregów czasowych. Całe spektrum częstości podzielono na cztery zbiory, to znaczy na zbiór częstości odpowiadających krótkim cyklom (1,5-5 lat), średnim cyklom (5-10 lat), długim cyklom (10-15 lat) oraz bardzo długim fluktuacjom cyklicznym (15-20 lat). Uzyskane rozkłady masy spektralnej potwierdzają wyniki omówione wcześniej. Zasadniczo w wyjaśnieniu agregatu kredytowego większą rolę odgrywają cykle o okresie dłuższym niż w przypadku produkcji przemysłowej. W przypadku produkcji częstości odpowiadające cyklom o okresie nie dłuższym niż 10 lat kumulują przynajmniej 75% masy spektralnej. W przypadku agregatu kredytu krótkie cykle (1,5-5 lat) nie wyjaśniają dynamiki w przypadku Estonii, Grecji, Hiszpanii, Litwy, Portugalii i Rumunii. W przypadku większości krajów agregat kredytowy wskazuje na istotność długich cykli (15-20 lat), z wyjątkiem Niemiec, Polski i Szwecji.

Naturę związków pomiędzy cyklem kredytowym a cyklem produkcji zbadano z wykorzystaniem analiz korelacji. Jest to standardowe podejście w badaniu stopnia synchronizacji cykli i było dotychczas głównie stosowane dla cykli koniunkturalnych. Rezultaty analiz korelacji pomiędzy cyklami kredytowymi różnych krajów zaprezentowano w Tablicach 1.4 do 1.7 (wartości poniżej diagonal). Analogicznie przeprowadzono analizę korelacji dla cykli produkcji (wartości powyżej diagonal). Wyniki uzyskano dla różnych parametrów wygładzania (5, 10, 15 i 20 lat odpowiednio dla Tablicy 1.4, 1.5, 1.6 i 1.7). Cykle produkcji wydają się bardziej zsynchronizowane pomiędzy krajami niż cykle kredytowe. Korelacje z próby dla cykli produkcji są bowiem relatywnie wyższe od analogicznych korelacji obliczo-

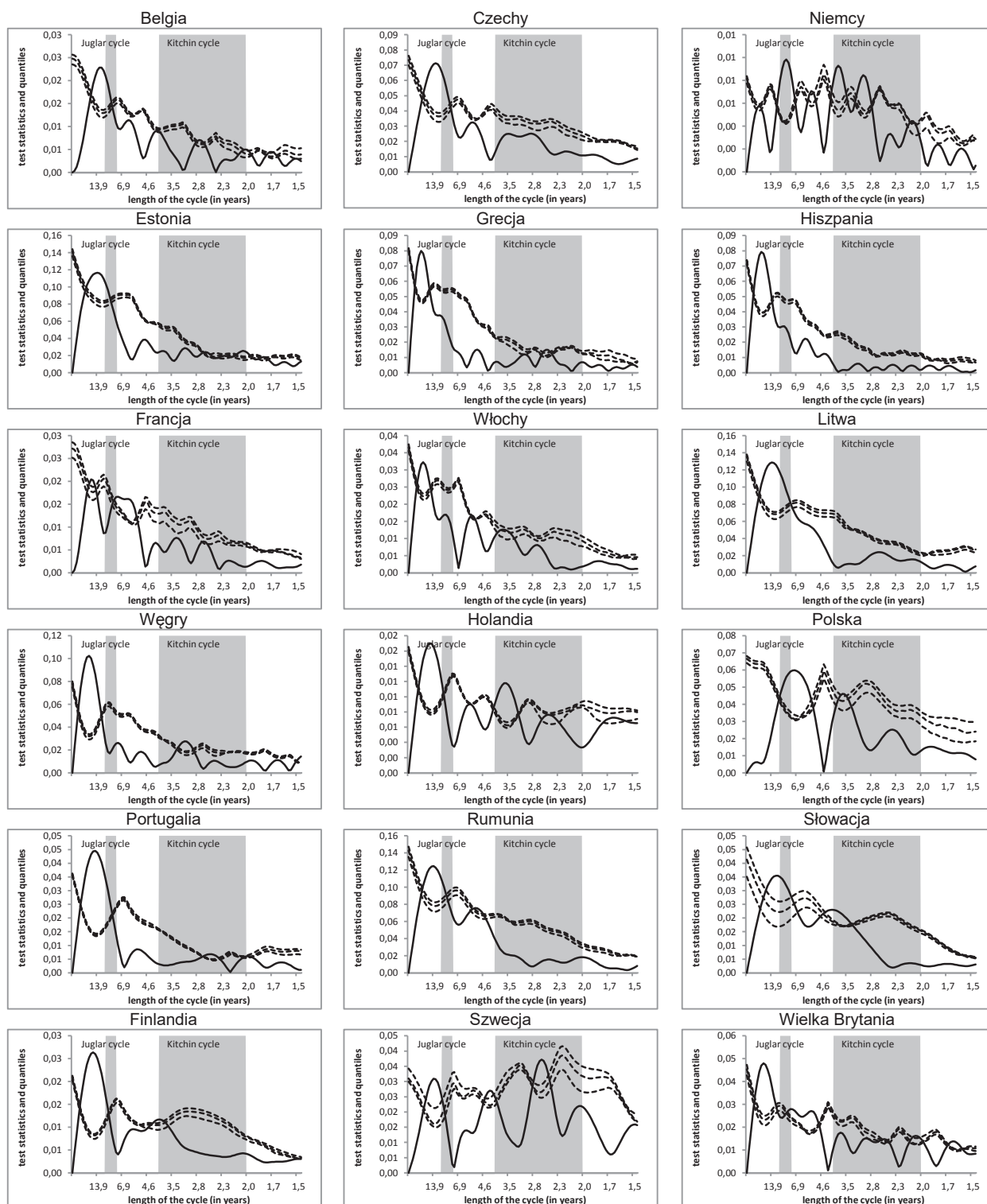
nych dla cykli kredytowych. W przypadku cykli produkcji najwyższe przeciętne wartości korelacji uzyskano dla parametru wygładzania ustalonym na cyklu 5-letnim; por. Tablica 4. Dla cykli 10, 15 i 20-letnich korelacje z próby są znacząco mniejsze. W przypadku cyklu kredytowego najwyższe korelacje z próby uzyskano dla komponentu cyklicznego o dłuższym okresie, to jest dla 10- i 20-letnich. Wartości korelacji są w tym przypadku znacznie niższe w porównaniu z cyklami produkcji. Oprócz wcześniej raportowanego znaczącego zróżnicowania cech komponentów cyklicznych w agregacie kredytowym, dochodzą obecnie silne przesłanki za słabym zsynchronizowaniem cyklu kredytowego pomiędzy krajami.

Dla jakościowej oceny zależności czasowej pomiędzy cyklem produkcji i cyklem kredytowym wykonano standardową analizę wyprzedzeń i opóźnień (ang. *lead-lag analysis*) dla każdego z analizowanych krajów. W Tablicy 1.8 zaprezentowano korelacje $Corr(C_t, P_{t+n})$ pomiędzy bieżącą wartością cyklu kredytowego C_t i wartością cyklu produkcji z okresu $t+n$, to jest P_{t+n} , dla $n = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \pm 8$. Tablica 8 zawiera rezultaty dla komponentów cyklicznych uzyskanych przy zastosowaniu różnych parametrów wygładzania, odpowiadających cyklom 5-letnim, 10-letnim, 15-letnim i 20-letnim. Dodatnie korelacje dla ujemnych wartości n w każdym z analizowanych krajów (z wyjątkiem Litwy) wskazują, że cykl kredytowy wyprzedza cykl koniunkturalny. Rezultat ten wydaje się odporny na przyjętą wartość parametru wygładzania. W przypadku Szwecji, Niemiec i Francji analizowana zależność jest bardzo słaba. Najsilniejszą korelację uzyskano w przypadku Holandii, Finlandii, Wielkiej Brytanii i Grecji. W tych krajach korelacje $Corr(C_t, P_{t-8})$ osiągają wartość około 0,6.

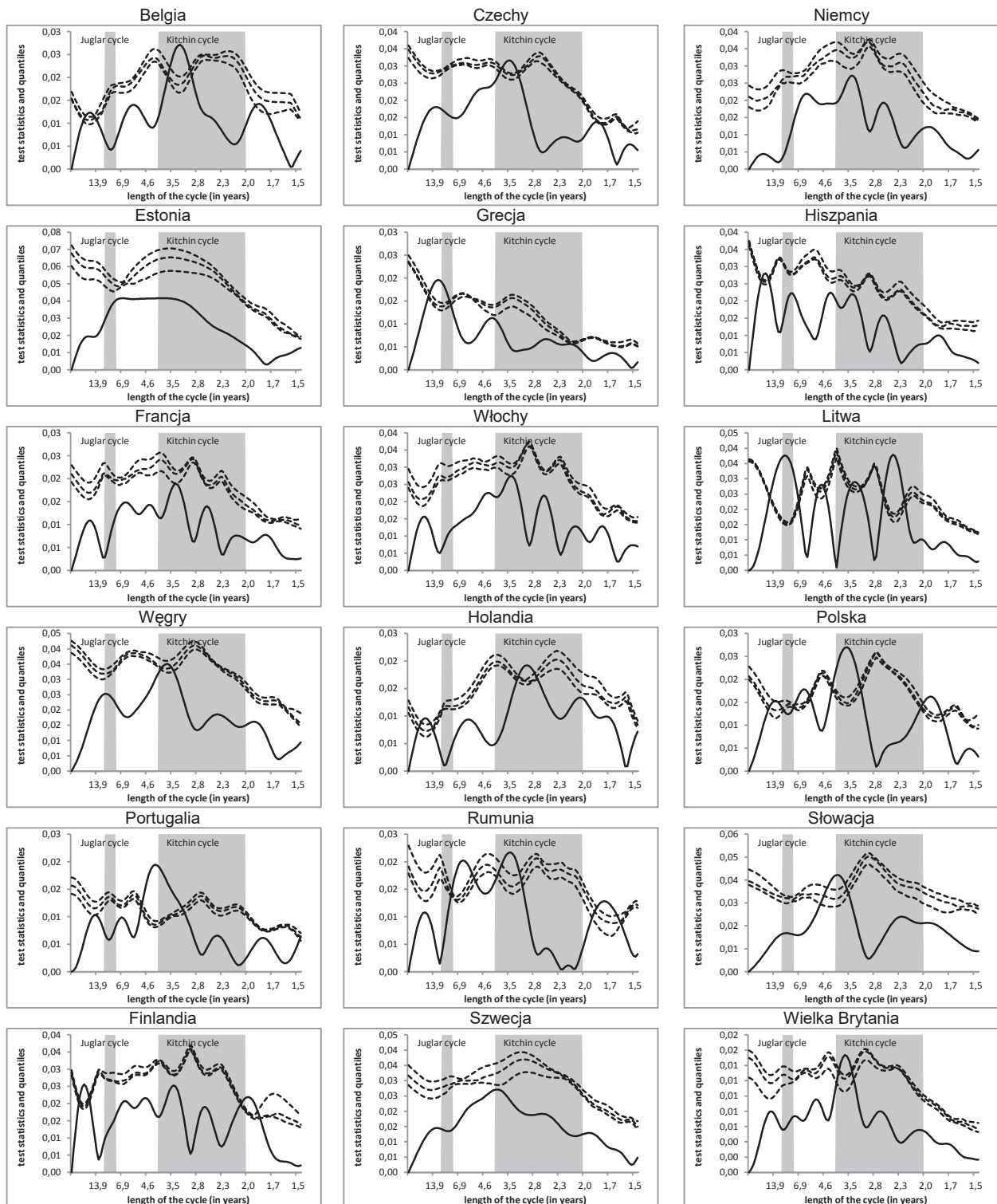
Tablica 1.1. Długość analizowanych szeregów czasowych w wybranych krajach UE. Każdy zbiór danych kończy się na obserwacji z grudnia 2015.

Kraj	Kredyt	Produkcja przemysłowa
Belgia	204	192
Czechy	168	192
Niemcy	204	252
Estonia	228	192
Grecja	252	192
Hiszpania	252	252
Francja	252	252
Włochy	211	252
Litwa	139	216
Węgry	192	192
Holandia	156	192
Polska	204	192
Portugalia	156	192
Rumunia	133	192
Słowacja	120	192
Finlandia	156	252
Szwecja	204	192
Wielka Brytania	204	216

Rysunek 1.1: Cykl kredytowy: Statystyka testowa (linia ciągła) oraz podpróbkowe wartości krytyczne (linie przerywane) na poziomie istotności $\alpha = 0,1$, $0,05$ i $0,01$ stosowane w problemie testowania (4).



Rysunek 1.2: Cykl produkcji: Statystyka testowa (linia ciągła) oraz podpróbkowe wartości krytyczne (linie przerywane) na poziomie istotności $\alpha = 0,1, 0,05$ i $0,01$ stosowane w problemie testowania (4).



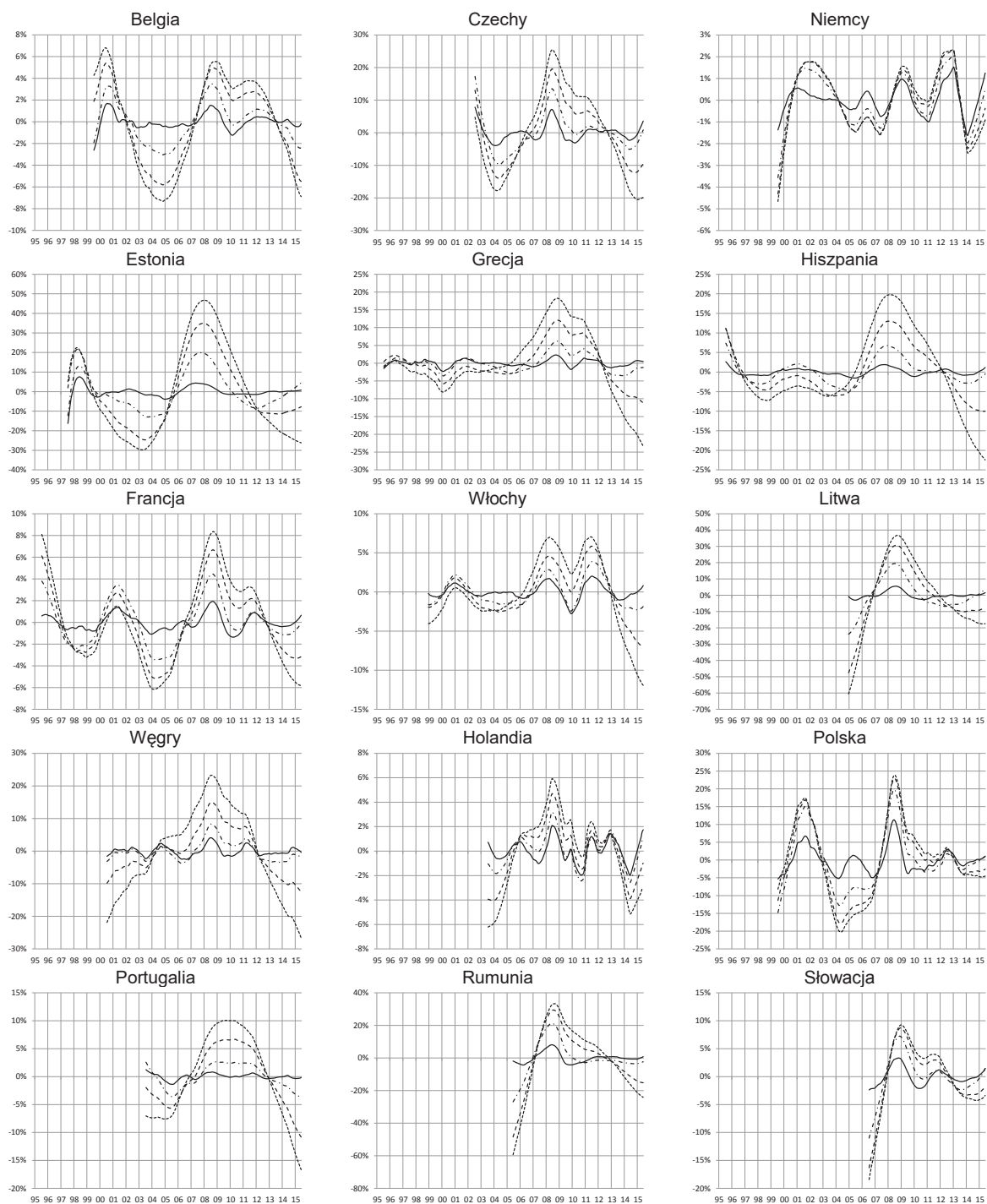
Tablica 1.2. Cykl kredytowy: Oszacowane długości cykli (w latach) odpowiadające statystycznie istotnym częstotliwościom (na poziomie istotności $\alpha = 0,01$), uzyskane zgodnie z problemem testowania (4). Dolne i górne krańce wyznaczają otoczenie statystycznie istotnych częstotliwości.

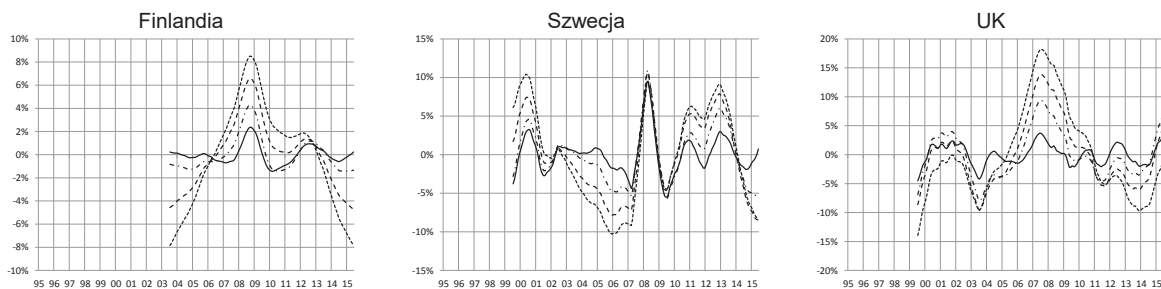
Kraj	Dolny kra- niec	Górny kraniec	Oszacowana długość cy- klu
Belgia	9.26	16.67	12.82
	2.65	2.73	2.72
	1.98	2.01	2.00
	1.74	1.75	1.74
Czechy	8.77	20.83	12.82
Niemcy	9.26	23.81	13.89
	2.53	2.60	2.59
	1.96	2.11	2.03
Estonia	7.25	11.11	8.77
	5.21	5.38	5.32
	3.55	4.07	3.79
	2.82	3.14	2.98
	2.08	2.11	2.09
Grecja	16.67	41.67	27.78
	2.45	2.56	2.53
Hiszpania	13.89	41.67	23.81
Francja	16.67	18.52	18.00
	5.56	8.33	7.58
Włochy	16.67	33.33	23.81
Litwa	5.38	23.81	13.89
Węgry	8.33	55.56	20.83
	2.87	3.27	3.09
Holandia	10.42	33.33	16.67
	3.21	3.97	3.55
Polska	5.56	10.42	7.25
	3.55	3.62	3.60
Portugalia	8.77	41.67	15.15
	2.38	2.65	2.53
Rumunia	9.26	23.81	13.89
	4.76	5.21	5.01
Słowacja	7.94	16.67	11.90
	3.33	4.39	4.07
Finlandia	9.80	41.67	16.67
	3.88	4.27	3.97
Szwecja	10.42	18.52	13.89
	4.07	4.50	4.27
	2.49	2.73	2.60
Wielka Brytania	12.82	41.67	20.83
	4.90	8.33	7.94
	2.49	2.53	2.50
	2.01	2.08	2.06
	1.62	1.76	1.68

Tablica 1.3. Cykl produkcji: Oszacowane długości cykli (w latach) odpowiadające statystycznie istotnym częstotliwościom (na poziomie istotności $\alpha = 0,01$), uzyskane zgodnie z problemem testowania (4). Dolne i górne krańce wyznaczają otoczenie statystycznie istotnych częstotliwości.

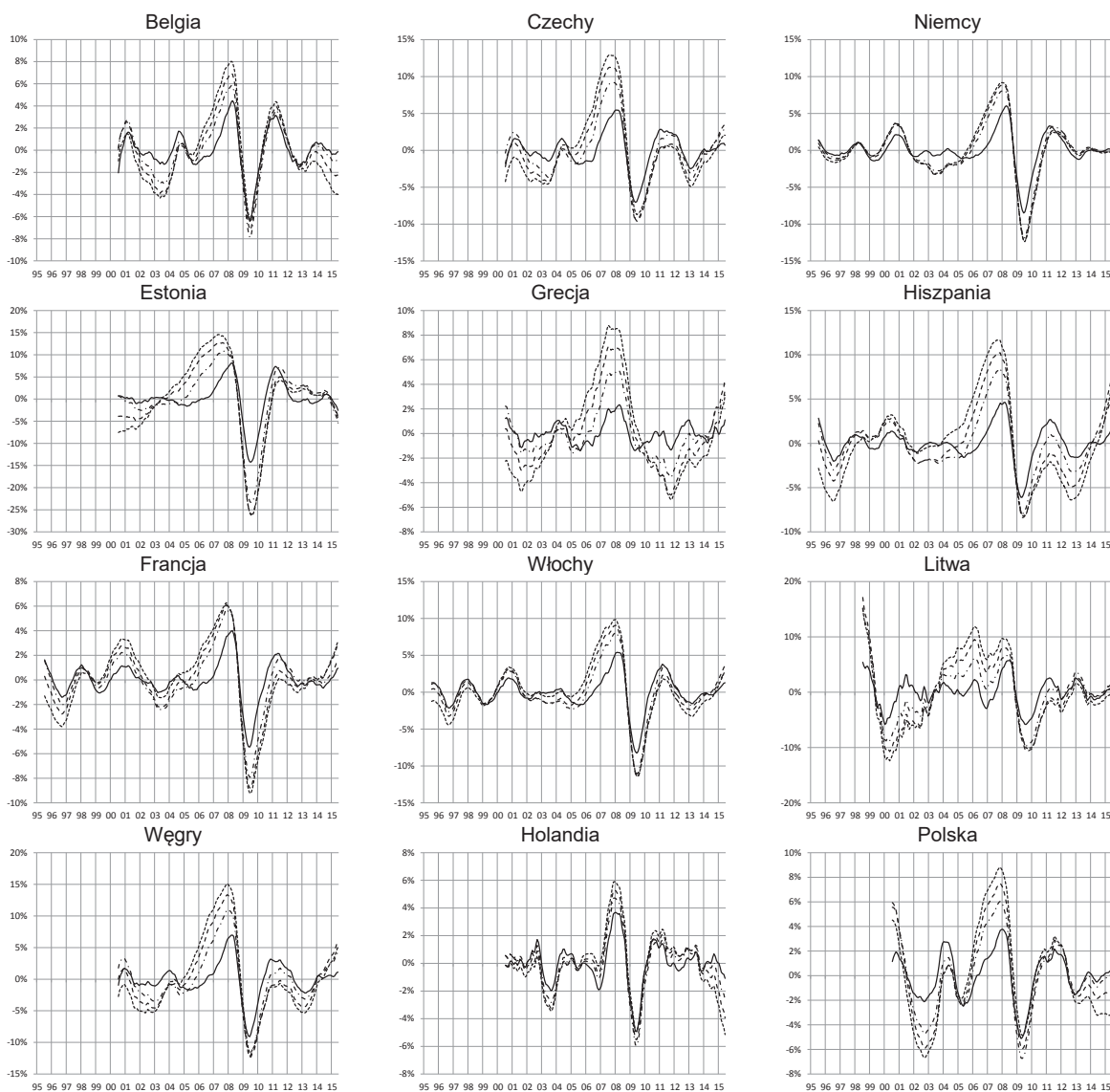
Kraj	Dolny krańec	Górny kraniec	Oszacowana długość cyklu
Belgia	16.67	23.81	18.52
	2.98	3.47	3.21
Czechy	3.21	3.70	3.47
Estonia	-	-	-
Niemcy	-	-	-
Grecja	8.77	15.15	11.90
Hiszpania	18.52	23.81	20.83
Francja	-	-	-
Włochy	-	-	-
Litwa	7.25	15.15	9.80
	4.76	4.90	4.80
	3.14	3.33	3.27
	2.25	2.56	2.42
Węgry	-	-	-
Holandia	16.67	23.81	20.83
	2.78	3.14	2.92
Polska	12.82	13.89	13.20
	5.95	7.58	6.41
	3.14	4.07	3.55
	1.81	1.98	1.92
Portugalia	3.21	4.90	4.17
Rumunia	5.56	7.94	6.41
	3.14	3.70	3.40
	1.67	1.83	1.77
Słowacja	3.62	4.39	3.97
Finlandia	20.83	41.67	27.78
	1.87	2.03	1.96
Wielka Brytania	3.40	3.79	3.62

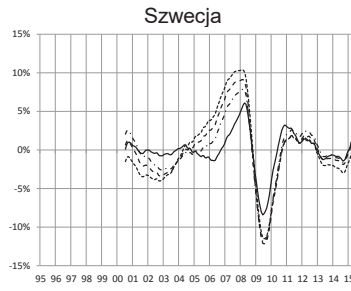
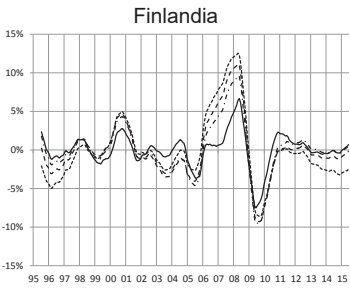
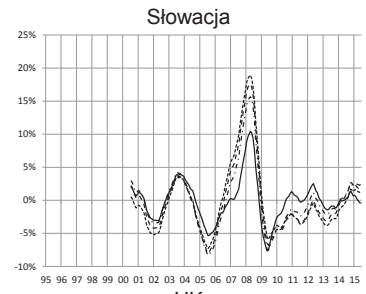
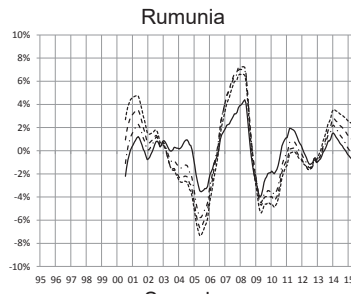
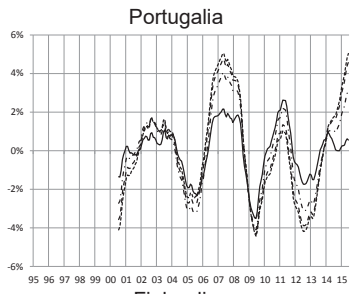
Rysunek 1.3. Komponenty cyklu kredytowego uzyskane w wyniku filtracji HP o parametrze ustalonym na cyklu 5-letnim (linia ciągła); 10-letnim (- · -), 15-letnim (- -) i 20-letnim (- - -).



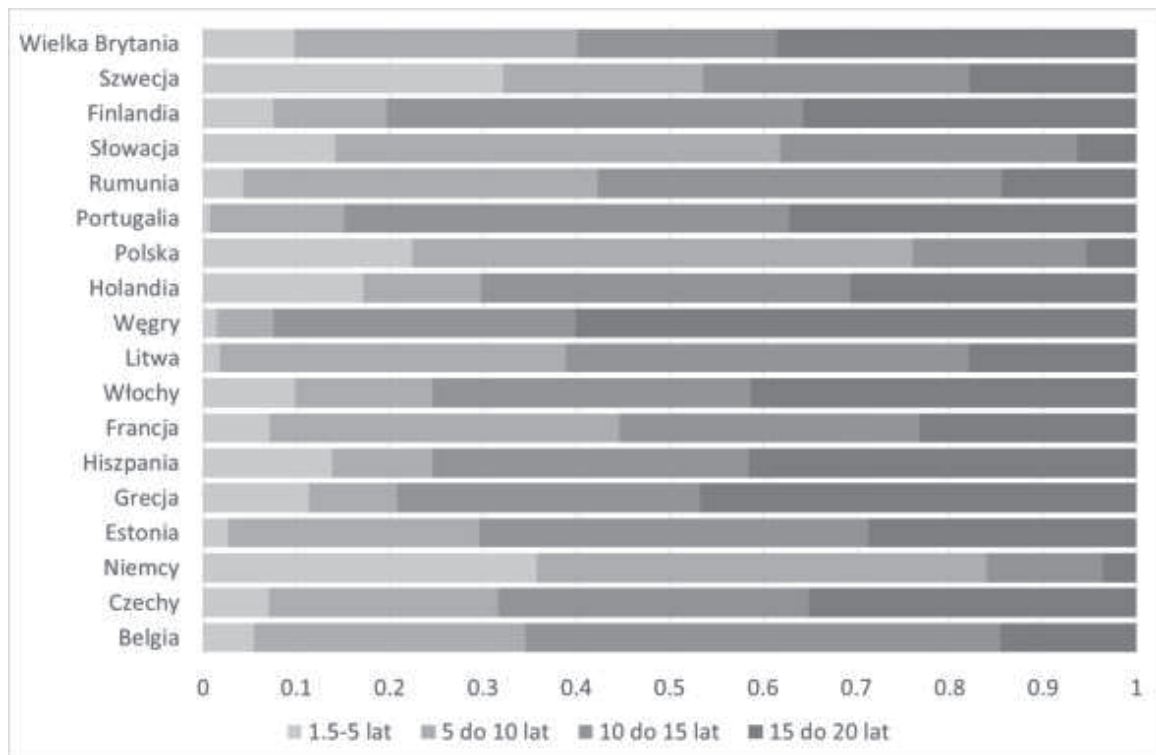


Rysunek 1.4. Komponenty cyklu kredytowego uzyskane w wyniku filtracji HP o parametrze ustalonym na cyklu 5-letnim (linia ciągła); 10-letnim (---), 15-letnim (- · -) i 20-letnim (- - -).

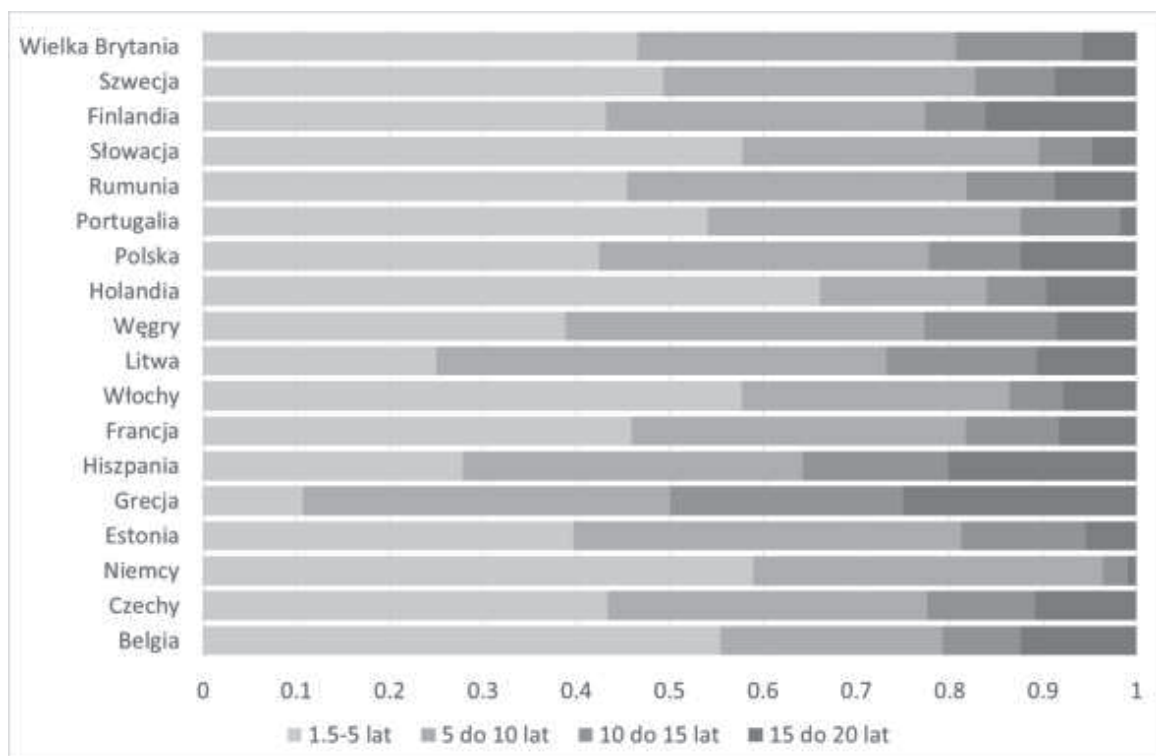




Rysunek 1.5. Cykl kredytowy: oszacowane wielkości koncentracji masy pseudo-spektrum



Rysunek 1.6. Cykl produkcji: oszacowane wielkości koncentracji masy pseudo-spektrum



Tablica 1.4. Korelacje z próby pomiędzy cyklami produkcji (powyżej diagonalii) i cyklami kredytowymi (poniżej diagonalii). Parametr wygładzania ustalony na cyklu 5-letnim

	Belgia	Czechy	Niemcy	Estonia	Grecja	Hiszpania	Francja	Włochy	Litwa	Węgry	Holandia	Polska	Portugalia	Rumunia	Słowacja	Finlandia	Szwecja	UK
Belgia	0.91	0.92	0.89	0.49	0.87	0.93	0.91	0.91	0.71	0.91	0.85	0.76	0.71	0.79	0.68	0.85	0.90	0.91
Czechy	0.60	0.94	0.89	0.58	0.94	0.94	0.94	0.94	0.62	0.96	0.75	0.87	0.76	0.85	0.75	0.86	0.92	0.92
Niemcy	0.45	0.35	0.96	0.61	0.92	0.97	0.97	0.97	0.59	0.97	0.80	0.83	0.70	0.79	0.78	0.94	0.96	0.94
Estonia	0.38	0.37	0.10	0.53	0.89	0.93	0.94	0.94	0.74	0.93	0.75	0.74	0.72	0.75	0.70	0.88	0.93	0.91
Grecja	0.31	0.52	0.17	0.25	0.60	0.61	0.62	0.62	0.50	0.63	0.53	0.61	0.42	0.61	0.81	0.72	0.66	0.53
Hiszpania	0.51	0.44	0.26	0.38	0.14	0.93	0.95	0.95	0.42	0.95	0.74	0.88	0.83	0.83	0.75	0.84	0.90	0.95
Francja	0.76	0.82	0.51	0.25	0.49	0.65	0.97	0.97	0.59	0.95	0.83	0.83	0.69	0.78	0.74	0.91	0.96	0.93
Włochy	0.59	0.47	0.13	0.25	0.53	0.63	0.86	0.86	0.53	0.98	0.77	0.86	0.79	0.80	0.79	0.92	0.95	0.96
Litwa	0.85	0.71	0.34	0.64	0.58	0.66	0.83	0.40	0.69	0.69	0.69	0.47	0.34	0.48	0.60	0.58	0.74	0.42
Węgry	0.39	0.51	-0.07	0.03	0.70	0.19	0.47	0.54	0.55	0.77	0.77	0.88	0.77	0.81	0.82	0.90	0.95	0.96
Holandia	0.51	0.74	0.64	0.10	0.27	0.22	0.63	0.33	0.45	0.32	0.59	0.60	0.50	0.61	0.60	0.76	0.79	0.76
Polska	0.61	0.80	0.39	0.35	0.57	0.41	0.79	0.48	0.74	0.57	0.59	0.71	0.71	0.76	0.74	0.79	0.80	0.87
Portugalia	0.48	0.19	0.10	0.23	0.57	0.38	0.39	0.32	0.61	0.24	0.10	0.12	0.83	0.59	0.65	0.67	0.76	0.76
Rumunia	0.86	0.75	0.17	0.61	0.54	0.74	0.79	0.66	0.85	0.70	0.44	0.84	0.48	0.77	0.78	0.73	0.74	0.74
Słowacja	0.84	0.77	0.48	0.09	0.73	0.38	0.90	0.51	0.81	0.73	0.64	0.79	0.63	0.71	0.83	0.77	0.71	0.71
Finlandia	0.85	0.66	0.66	0.17	0.48	0.35	0.77	0.36	0.73	0.42	0.68	0.71	0.29	0.68	0.85	0.91	0.85	0.85
Szwecja	0.50	0.60	0.08	0.17	0.14	0.26	0.31	0.46	0.45	0.46	0.41	0.49	0.23	0.69	0.34	0.39	0.92	0.92
Wielka Brytania	0.42	0.25	0.33	0.58	0.16	0.68	0.41	0.38	0.33	0.16	0.02	0.43	-0.13	0.48	0.02	0.12	0.22	0.22

Tablica 1.5. Korelacje z próby pomiędzy cyklami produkcji (powyżej diagonalii) i cyklami kredytowymi (poniżej diagonalii).
Parametr wygładzania ustalony na cyklu 10-letnim

	Belgia	Czechy	Niemcy	Estonia	Grecja	Hiszpania	Francja	Włochy	Litwa	Węgry	Holandia	Polska	Portugalia	Rumunia	Słowacja	Finlandia	Szwecja	UK	
Belgia																			
Czechy	0.75																		
Niemcy	0.38	0.46																	
Estonia	0.45	0.46	-0.23																
Grecja	0.52	0.70	0.33	0.36															
Hiszpania	0.78	0.71	0.12	0.68	0.55														
Francja	0.89	0.89	0.45	0.37	0.55	0.86													
Włochy	0.72	0.54	0.35	0.17	0.50	0.60	0.68												
Litwa	0.75	0.84	0.18	0.82	0.69	0.88	0.90	0.28											
Węgry	0.49	0.61	0.06	0.42	0.88	0.58	0.52	0.44	0.65										
Holandia	0.55	0.66	0.46	0.48	0.25	0.52	0.63	0.46	0.32	0.30									
Polska	0.73	0.88	0.56	0.38	0.61	0.65	0.90	0.50	0.83	0.51	0.58								
Portugalia	0.67	0.59	0.48	0.04	0.81	0.46	0.54	0.58	0.50	0.64	0.07	0.44							
Rumunia	0.87	0.87	0.25	0.60	0.66	0.81	0.91	0.48	0.91	0.73	0.33	0.89	0.58						
Słowacja	0.64	0.70	0.43	0.07	0.71	0.29	0.68	0.24	0.53	0.75	0.33	0.76	0.59	0.61					
Finlandia	0.83	0.81	0.55	0.54	0.55	0.69	0.82	0.49	0.67	0.57	0.73	0.82	0.43	0.73	0.59				
Szwecja	0.55	0.49	0.30	-0.03	0.17	0.24	0.37	0.59	0.20	0.28	0.40	0.40	0.44	0.50	0.28	0.50			
Wielka Brytania	0.52	0.47	0.10	0.80	0.34	0.81	0.68	0.34	0.74	0.32	0.43	0.63	-0.06	0.58	0.01	0.46	0.03		

Tablica 1.6. Korelacje z próby pomiędzy cyklami produkcji (powyżej diagonalnej) i cyklami kredytowymi (poniżej diagonalnej). Parametr wygładzania ustalony na cyklu 15-letnim

	Belgia	Czechy	Niemcy	Estonia	Grecja	Hiszpania	Francja	Włochy	Litwa	Węgry	Holandia	Polska	Portugalia	Rumunia	Słowacja	Finlandia	Szwecja	UK
Belgia		0.84	0.89	0.66	0.42	0.69	0.79	0.85	0.43	0.78	0.87	0.87	0.45	0.64	0.57	0.86	0.85	0.74
Czechy	0.87		0.91	0.80	0.72	0.94	0.90	0.94	0.66	0.98	0.64	0.83	0.70	0.69	0.70	0.89	0.94	0.92
Niemcy	0.28	0.44		0.84	0.48	0.80	0.95	0.95	0.43	0.88	0.78	0.83	0.54	0.75	0.63	0.93	0.95	0.83
Estonia	0.44	0.67	-0.25		0.40	0.72	0.85	0.81	0.82	0.80	0.60	0.62	0.48	0.44	0.42	0.70	0.90	0.77
Grecja	0.54	0.86	0.27	0.64		0.80	0.53	0.58	0.59	0.78	0.25	0.50	0.59	0.50	0.75	0.65	0.58	0.64
Hiszpania	0.62	0.85	0.09	0.77	0.87		0.88	0.90	0.49	0.97	0.46	0.72	0.77	0.66	0.67	0.81	0.84	0.92
Francja	0.87	0.96	0.38	0.52	0.72	0.84		0.95	0.45	0.90	0.66	0.75	0.59	0.73	0.59	0.88	0.92	0.90
Włochy	0.76	0.81	0.38	0.46	0.79	0.77	0.81		0.42	0.94	0.69	0.81	0.72	0.76	0.70	0.91	0.93	0.93
Litwa	0.83	0.87	0.32	0.74	0.74	0.78	0.92	0.57		0.70	0.39	0.42	0.35	0.14	0.40	0.37	0.73	0.36
Węgry	0.48	0.79	0.02	0.74	0.95	0.88	0.64	0.70	0.69		0.58	0.80	0.72	0.66	0.72	0.87	0.92	0.95
Holandia	0.71	0.84	0.35	0.77	0.66	0.80	0.83	0.69	0.59	0.66		0.67	0.27	0.52	0.47	0.74	0.73	0.52
Polska	0.74	0.88	0.51	0.34	0.48	0.51	0.87	0.55	0.88	0.32	0.70		0.39	0.57	0.56	0.82	0.83	0.74
Portugalia	0.89	0.88	0.56	0.50	0.91	0.78	0.85	0.88	0.72	0.81	0.60	0.67		0.68	0.64	0.57	0.54	0.73
Rumunia	0.91	0.85	0.43	0.53	0.71	0.67	0.90	0.65	0.94	0.69	0.51	0.91	0.76		0.77	0.81	0.58	0.63
Słowacja	0.73	0.62	0.56	0.09	0.58	0.32	0.63	0.45	0.56	0.55	0.37	0.76	0.64	0.71		0.78	0.62	0.59
Finlandia	0.88	0.95	0.44	0.79	0.82	0.89	0.95	0.78	0.80	0.80	0.89	0.84	0.80	0.78	0.55		0.88	0.77
Szwecja	0.72	0.55	0.36	-0.01	0.22	0.21	0.49	0.60	0.37	0.19	0.40	0.51	0.60	0.58	0.46	0.50		0.86
Wielka Brytania	0.35	0.57	-0.06	0.84	0.52	0.77	0.64	0.38	0.63	0.53	0.65	0.51	0.28	0.42	-0.06	0.64	-0.08	

Tablica 1.7. Korelacje z próby pomiędzy cyklami produkcji (powyżej diagonalii) i cyklami kredytowymi (poniżej diagonalii). Parametr wygładzania ustalony na cyklu 20-letnim

	Belgia	Czechy	Niemcy	Estonia	Grecja	Hiszpania	Francja	Włochy	Litwa	Węgry	Holandia	Polska	Portugalia	Rumunia	Słowacja	Finlandia	Szwecja	UK	
Belgia																			
Czechy	0.87																		
Niemcy	0.26	0.42																	
Estonia	0.40	0.82	-0.11																
Grecja	0.40	0.88	0.29	0.76															
Hiszpania	0.44	0.88	0.16	0.83	0.95														
Francja	0.80	0.98	0.38	0.68	0.73	0.81													
Włochy	0.61	0.89	0.40	0.68	0.90	0.88	0.85												
Litwa	0.87	0.86	0.44	0.70	0.68	0.68	0.92	0.64											
Węgry	0.35	0.85	0.04	0.86	0.95	0.93	0.68	0.81	0.64										
Holandia	0.77	0.92	0.40	0.84	0.74	0.81	0.90	0.79	0.71	0.75									
Polska	0.77	0.82	0.49	0.31	0.36	0.38	0.79	0.47	0.89	0.18	0.74								
Portugalia	0.91	0.94	0.58	0.69	0.86	0.81	0.93	0.91	0.80	0.81	0.79	0.73							
Rumunia	0.93	0.81	0.53	0.52	0.64	0.59	0.87	0.66	0.95	0.61	0.62	0.92	0.80						
Słowacja	0.78	0.58	0.62	0.17	0.49	0.32	0.60	0.46	0.61	0.45	0.43	0.78	0.64	0.75					
Finlandia	0.87	0.98	0.47	0.85	0.82	0.86	0.98	0.85	0.84	0.81	0.95	0.82	0.90	0.79	0.55				
Szwecja	0.77	0.45	0.30	-0.08	0.01	0.00	0.40	0.33	0.41	-0.03	0.37	0.57	0.54	0.59	0.52	0.44			
Wielka Brytania	0.21	0.70	0.02	0.89	0.73	0.85	0.67	0.61	0.56	0.74	0.72	0.35	0.48	0.38	0.00	0.70	-0.25		

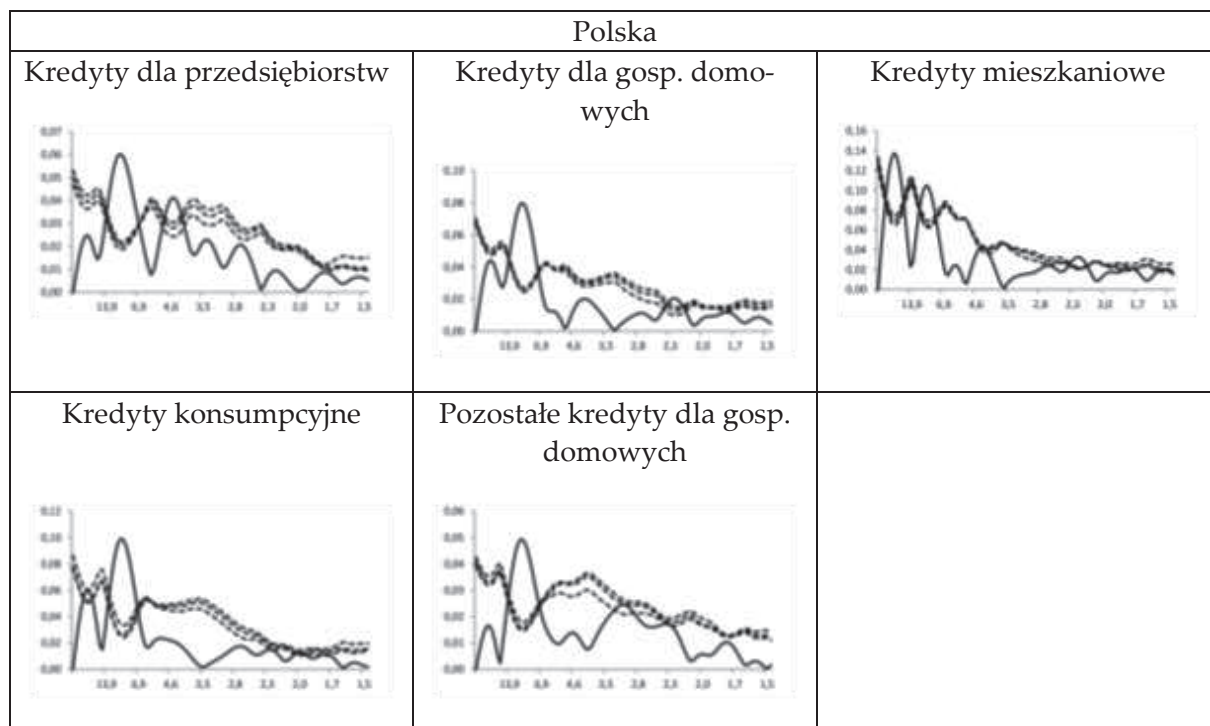
Tablica 1.8. Korelacje z próby $Corr(C_t, P_{t+n})$ pomiędzy komponentami cyklicznymi w kredy- cie C_t i produkcji P_t , z przesunięciem czasowym $n = -8, -7, \dots, 0, 1, 2, \dots, 8$ miesięcy

	Belgia	Czechy	Niemcy	Estonia	Grecja	Hiszp	Franc.	Wło- chy	Litwa	Węgry	Holand.	Polska	Portug.	Rumunia	Słowac- ja	Finlan- dia	Szwe- cja	UK	
Parametr wyglądania ustalony na cykl 5-letni																			
Forward	8	-0.37	-0.52	-0.50	0.12	-0.35	-0.03	-0.47	-0.15	-0.36	-0.51	-0.57	-0.72	-0.25	-0.29	-0.53	-0.68	-0.18	0.02
	7	-0.33	-0.45	-0.51	0.17	-0.32	0.04	-0.40	-0.04	-0.28	-0.44	-0.54	-0.68	-0.16	-0.20	-0.45	-0.61	-0.04	0.05
	6	-0.27	-0.38	-0.51	0.21	-0.29	0.10	-0.32	0.07	-0.18	-0.35	-0.49	-0.62	-0.07	-0.09	-0.37	-0.53	0.10	0.09
	5	-0.20	-0.29	-0.49	0.25	-0.24	0.17	-0.23	0.19	-0.08	-0.25	-0.43	-0.55	0.01	0.02	-0.28	-0.44	0.24	0.13
	4	-0.13	-0.19	-0.46	0.28	-0.19	0.24	-0.13	0.30	0.02	-0.14	-0.36	-0.46	0.10	0.13	-0.17	-0.33	0.37	0.17
	3	-0.05	-0.09	-0.42	0.31	-0.13	0.30	-0.02	0.41	0.12	-0.02	-0.26	-0.37	0.17	0.25	-0.06	-0.22	0.48	0.21
	2	0.03	0.02	-0.37	0.33	-0.07	0.37	0.10	0.52	0.22	0.10	-0.17	-0.26	0.25	0.36	0.05	-0.09	0.57	0.25
	1	0.11	0.13	-0.30	0.35	0.01	0.43	0.22	0.61	0.31	0.21	-0.07	-0.15	0.31	0.46	0.17	0.03	0.64	0.29
	0	0.20	0.23	-0.23	0.36	0.08	0.48	0.33	0.70	0.38	0.32	0.03	-0.03	0.38	0.56	0.28	0.16	0.69	0.31
	Lag	-1	0.29	0.33	-0.15	0.37	0.16	0.52	0.43	0.77	0.45	0.42	0.12	0.08	0.43	0.65	0.40	0.28	0.71
-2		0.37	0.40	-0.07	0.37	0.24	0.55	0.52	0.83	0.50	0.51	0.21	0.19	0.47	0.73	0.50	0.39	0.71	0.35
-3		0.46	0.47	0.02	0.36	0.31	0.57	0.60	0.88	0.53	0.57	0.28	0.29	0.49	0.80	0.60	0.49	0.69	0.35
-4		0.54	0.52	0.10	0.36	0.37	0.59	0.67	0.90	0.55	0.62	0.35	0.37	0.51	0.85	0.68	0.59	0.64	0.35
-5		0.61	0.57	0.19	0.34	0.42	0.60	0.72	0.91	0.55	0.65	0.41	0.45	0.51	0.88	0.75	0.66	0.58	0.35
-6		0.67	0.60	0.27	0.32	0.45	0.60	0.76	0.90	0.53	0.66	0.46	0.51	0.50	0.90	0.81	0.72	0.51	0.34
-7		0.72	0.62	0.34	0.30	0.48	0.59	0.78	0.86	0.50	0.65	0.50	0.56	0.49	0.90	0.84	0.76	0.43	0.32
-8		0.74	0.62	0.41	0.28	0.48	0.57	0.78	0.81	0.46	0.62	0.52	0.60	0.46	0.88	0.86	0.79	0.35	0.30
Parametr wyglądania ustalony na cykl 10-letni																			
Forward	8	-0.14	-0.40	-0.49	-0.15	-0.35	-0.07	-0.33	-0.06	-0.52	-0.47	-0.30	-0.63	-0.37	-0.16	-0.59	-0.35	-0.24	0.07
	7	-0.09	-0.34	-0.47	-0.11	-0.31	-0.02	-0.27	0.02	-0.48	-0.42	-0.26	-0.57	-0.32	-0.06	-0.52	-0.28	-0.13	0.13
	6	-0.03	-0.28	-0.45	-0.07	-0.26	0.04	-0.21	0.10	-0.43	-0.37	-0.21	-0.51	-0.28	0.04	-0.44	-0.20	-0.03	0.18
	5	0.02	-0.22	-0.42	-0.03	-0.21	0.10	-0.14	0.18	-0.38	-0.31	-0.15	-0.44	-0.23	0.14	-0.36	-0.12	0.07	0.24
	4	0.08	-0.15	-0.39	0.01	-0.16	0.15	-0.07	0.26	-0.33	-0.24	-0.08	-0.36	-0.19	0.24	-0.28	-0.03	0.16	0.30
	3	0.13	-0.08	-0.34	0.05	-0.10	0.21	0.00	0.34	-0.28	-0.17	0.00	-0.28	-0.14	0.33	-0.18	0.06	0.24	0.35
	2	0.19	-0.01	-0.30	0.09	-0.05	0.27	0.08	0.40	-0.23	-0.10	0.08	-0.19	-0.10	0.42	-0.09	0.15	0.32	0.40
	1	0.24	0.06	-0.24	0.12	0.01	0.32	0.15	0.47	-0.19	-0.03	0.16	-0.10	-0.06	0.51	0.01	0.25	0.37	0.45
	0	0.29	0.13	-0.18	0.16	0.07	0.38	0.22	0.52	-0.14	0.03	0.24	-0.02	-0.02	0.58	0.11	0.34	0.42	0.50
	Lag	-1	0.34	0.20	-0.12	0.19	0.13	0.43	0.29	0.57	-0.10	0.11	0.32	0.07	0.03	0.65	0.20	0.43	0.46
-2		0.39	0.26	-0.06	0.23	0.20	0.48	0.35	0.61	-0.05	0.17	0.39	0.16	0.08	0.70	0.29	0.51	0.48	0.56
-3		0.43	0.32	0.01	0.26	0.26	0.52	0.41	0.64	-0.01	0.23	0.45	0.24	0.12	0.75	0.38	0.59	0.49	0.58
-4		0.47	0.37	0.07	0.29	0.31	0.56	0.46	0.66	0.03	0.28	0.51	0.32	0.16	0.79	0.46	0.66	0.49	0.60
-5		0.51	0.41	0.13	0.31	0.37	0.60	0.50	0.67	0.06	0.33	0.56	0.39	0.20	0.81	0.54	0.71	0.48	0.62
-6		0.54	0.46	0.19	0.34	0.42	0.63	0.54	0.66	0.09	0.37	0.59	0.45	0.23	0.82	0.60	0.76	0.45	0.62
-7		0.56	0.49	0.24	0.36	0.46	0.65	0.57	0.64	0.12	0.39	0.62	0.51	0.26	0.82	0.66	0.80	0.42	0.63
-8		0.58	0.52	0.29	0.38	0.50	0.67	0.59	0.60	0.14	0.41	0.63	0.56	0.28	0.82	0.71	0.83	0.38	0.62
Parametr wyglądania ustalony na cykl 15-letni																			
Forward	8	0.01	-0.35	-0.52	-0.19	-0.14	-0.15	-0.44	-0.19	-0.62	-0.17	-0.01	-0.49	-0.40	-0.31	-0.67	-0.10	-0.36	0.04
	7	0.05	-0.30	-0.51	-0.15	-0.11	-0.11	-0.40	-0.13	-0.59	-0.14	0.03	-0.44	-0.37	-0.22	-0.61	-0.05	-0.29	0.09
	6	0.09	-0.25	-0.49	-0.11	-0.07	-0.08	-0.35	-0.08	-0.55	-0.11	0.07	-0.38	-0.35	-0.13	-0.55	0.00	-0.22	0.14
	5	0.13	-0.20	-0.46	-0.08	-0.04	-0.04	-0.30	-0.02	-0.52	-0.08	0.12	-0.32	-0.33	-0.04	-0.48	0.06	-0.15	0.19
	4	0.18	-0.14	-0.43	-0.04	0.00	0.00	-0.25	0.03	-0.48	-0.05	0.17	-0.25	-0.30	0.04	-0.41	0.12	-0.08	0.25
	3	0.22	-0.08	-0.40	-0.01	0.03	0.04	-0.19	0.08	-0.44	-0.01	0.23	-0.17	-0.28	0.13	-0.33	0.18	-0.01	0.30
	2	0.26	-0.03	-0.35	0.03	0.07	0.08	-0.14	0.12	-0.40	0.02	0.29	-0.10	-0.26	0.21	-0.25	0.24	0.04	0.35
	1	0.30	0.03	-0.31	0.06	0.10	0.12	-0.08	0.16	-0.36	0.06	0.35	-0.02	-0.24	0.28	-0.17	0.30	0.09	0.40
	0	0.34	0.09	-0.26	0.10	0.14	0.15	-0.03	0.20	-0.32	0.09	0.40	0.05	-0.21	0.35	-0.09	0.36	0.13	0.45
	Lag	-1	0.38	0.14	-0.21	0.13	0.19	0.20	0.03	0.24	-0.28	0.14	0.45	0.13	-0.17	0.41	-0.01	0.41	0.16
-2		0.41	0.20	-0.15	0.16	0.24	0.25	0.08	0.28	-0.24	0.18	0.49	0.20	-0.13	0.46	0.08	0.46	0.19	0.52
-3		0.44	0.25	-0.10	0.19	0.29	0.30	0.14	0.31	-0.20	0.22	0.53	0.28	-0.09	0.51	0.16	0.51	0.21	0.56
-4		0.47	0.30	-0.05	0.22	0.34	0.34	0.19	0.33	-0.16	0.26	0.56	0.34	-0.05	0.54	0.23	0.55	0.22	0.59
-5		0.49	0.35	0.01	0.25	0.38	0.39	0.23	0.35	-0.12	0.30	0.58	0.41	-0.01	0.57	0.31	0.59	0.21	0.61
-6		0.52	0.39	0.06	0.27	0.43	0.42	0.27	0.35	-0.09	0.33	0.60	0.47	0.02	0.59	0.38	0.62	0.21	0.63
-7		0.53	0.42	0.10	0.30	0.47	0.46	0.30	0.35	-0.06	0.36	0.60	0.52	0.05	0.60	0.45	0.64	0.19	0.65
-8		0.55	0.46	0.15	0.32	0.51	0.49	0.33	0.35	-0.02	0.38	0.60	0.57	0.08	0.61	0.50	0.66	0.17	0.66
Parametr wyglądania ustalony na cykl 20-letni																			
Forward	8	0.00	-0.20	-0.52	-0.13	0.19	-0.07	-0.53	-0.17	-0.60	0.10	0.18	-0.43	-0.38	-0.39	-0.66	-0.01	-0.49	0.01
	7	0.04	-0.15	-0.51	-0.10	0.21	-0.04	-0.50	-0.12	-0.57	0.12	0.22	-0.38	-0.37	-0.31	-0.61	0.04	-0.43	0.05
	6	0.09	-0.10	-0.49	-0.06	0.24	-0.01	-0.46	-0.08	-0.53	0.14	0.25	-0.32	-0.35	-0.23	-0.55	0.09	-0.37	0.10
	5	0.13	-0.05	-0.47	-0.03	0.26	0.03	-0.42	-0.03	-0.50	0.16	0.30	-0.27	-0.33	-0.15	-0.48	0.14	-0.31	0.14
	4	0.18	0.00	-0.44	0.00	0.29	0.06	-0.38	0.01	-0.46	0.18	0.34	-0.20	-0.31	-0.08	-0.42	0.19	-0.25	0.18
	3	0.22	0.05	-0.40	0.04	0.31	0.09	-0.33	0.05	-0.42	0.21	0.39	-0.14	-0.29	-0.01	-0.35	0.24	-0.19	0.23
	2	0.27	0.10	-0.37	0.07	0.33	0.12	-0.29	0.09	-0.38	0.23	0.44	-0.07	-0.28	0.06	-0.27	0.29	-0.14	0.27
	1	0.31	0.15	-0.32	0.10	0.35	0.15	-0.25	0.13	-0.35	0.25	0.48	0.00	-0.26	0.13	-0.20	0.34	-0.09	0.32
	0	0.36	0.20	-0.27	0.13	0.37	0.18	-0.20	0.16	-0.31	0.27	0.52	0.07	-0.24	0.18	-0.12	0.38	-0.05	0.36
	Lag	-1	0.39	0.25	-0.23	0.16	0.41	0.23	-0.15	0.20	-0.28	0.30	0.56	0.14	-0.20	0.24	-0.05	0.42	-0.02
-2		0.43	0.29	-0.18	0.18	0.45	0.28	-0.10	0.23	-0.24	0.34	0.58	0.20	-0.16	0.29	0.03	0.46	0.01	0.44
-3		0.46	0.34	-0.12	0.21	0.48	0.32	-0.05	0.26	-0.20	0.36	0.61	0.27	-0.13	0.34	0.11	0.50	0.03	0.48
-4		0.49	0.38	-0.07	0.24	0.52	0.36	-0.01	0.28	-0.17	0.39	0.63	0.33	-0.09	0.38	0.18	0.53	0.05	0.52
-5		0.52	0.42	-0.02	0.26	0.55	0.40	0.03	0.30	-0.13	0.42	0.65	0.39	-0.05	0.40	0.25	0.56	0.06	0.55
-6		0.55	0.46	0.03	0.29	0.58	0.43	0.07	0.32	-0.10	0.44	0.65	0.45	-0.02	0.43	0.32	0.58	0.06	0.58
-7		0.57	0.49	0.07	0.31	0.61	0.47	0.11	0.32	-0.07	0.46	0.65	0.50	0.02	0.44	0.38	0.6		

kowo w ramach kredytu dla gospodarstw domowych rozważono osobno kredyty mieszkaniowe, konsumpcyjne i kategorię pozostałych kredytów gospodarstw domowych.

Rysunek 1.7 przedstawia przebieg statystyk testowych w przypadku wszystkich pięciu kategorii kredytów. Wartości statystyki różnią się w kategoriach, jednak wnioskowanie o statystycznie istotnych częstościach wskazuje na podobne własności cykliczne. W przypadku obydwu podstawowych kategorii, to jest kredytu dla przedsiębiorstw i kredytu dla gospodarstw domowych obserwacje opowiadają się za statystycznie istotną częstością wskazującą na długość cyklu około 8 lat (podobnie jak dla całego agregatu kredytowego). Kategorie kredytów dla gospodarstw domowych, a więc kredyty mieszkaniowe, konsumpcyjne i pozostałe też wskazują na statystycznie istotny cykl o długości około 7-8 lat. W przypadku kredytu dla gospodarstw domowych i podkategorii kredytów konsumpcyjnych dane wskazują na krótki cykl długości około 2 lat. Ten krótki cykl nie znajduje potwierdzenia w przypadku kredytów mieszkaniowych i kategorii pozostałych kredytów.

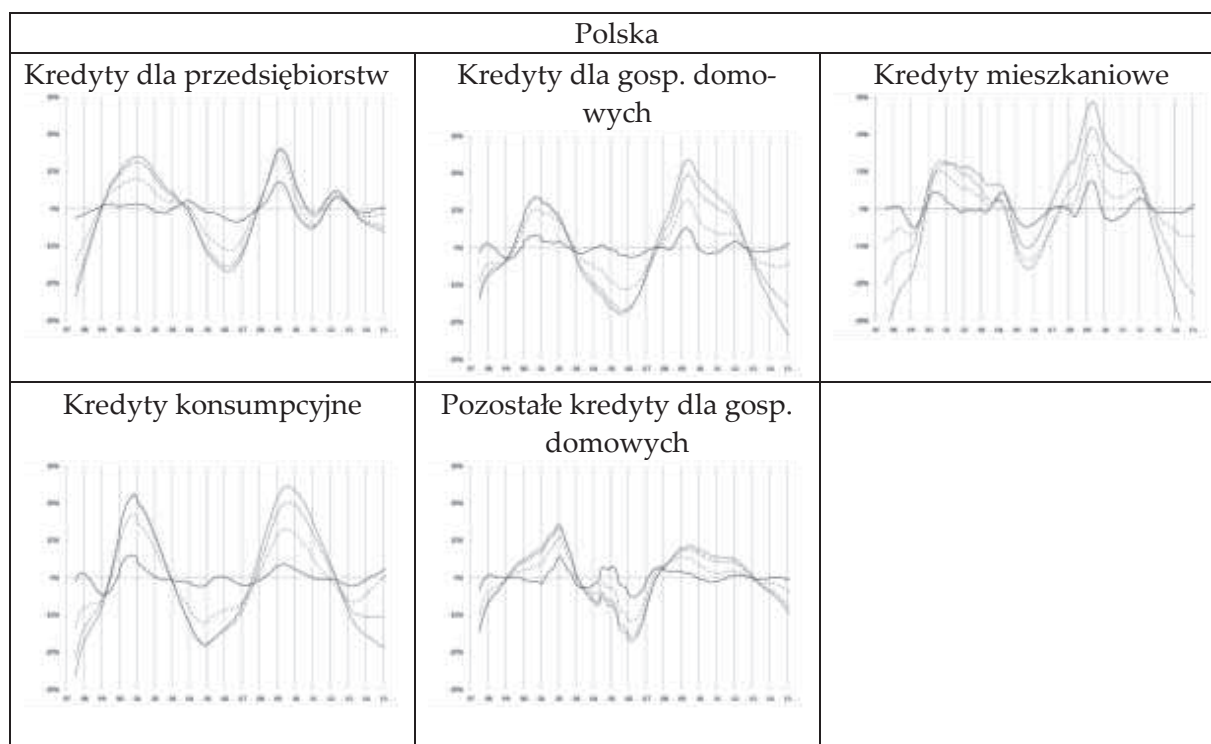
Rysunek 1.7. Statystyki testowe (linia ciągła) oraz wyznaczone metodą podpróbkowania wartości krytyczne $\alpha = 0.08, 0.05$ i 0.02 wykorzystywane w teście (7) – linia przerywana. Analizy w przypadku kredytu dla przedsiębiorstw, dla gospodarstw domowych ogółem i w rozbiciu na kredyty mieszkaniowe, konsumpcyjne i pozostałe.



Tablica 1.9. Długości cyklu (w latach) odpowiadające statystycznie istotnym (na poziomie istotności $\alpha = 0.02$) częstościom uzyskanym w procedurze testowania (7). Analizy w przypadku kredytu dla przedsiębiorstw, dla gospodarstw domowych ogółem i w rozbiciu na kredyty mieszkaniowe, konsumpcyjne i pozostałe.

Kredyt					Produkcja
Kredyty dla przedsiębiorstw	Kredyty dla gosp. domowych	Kredyty mieszkaniowe	Kredyty konsumpcyjne	Pozostałe kredyty dla gosp. domowych	
8.3; 4.5	7.8; 2.3	8.3;	7.3; 2.2	7.8	10.4; 3.5; 2.0

Rysunek 1.8. Przebieg komponentów cyklicznych, uzyskanych metodą filtrowania HP z parametrem wygładzania λ odpowiadającym długości cyklu 5 lat (linia ciągła) oraz 10, 15 i 20 lat (linie przerywane). Analizy w przypadku kredytu dla przedsiębiorstw, dla gospodarstw domowych ogółem i w rozbiciu na kredyty mieszkaniowe, konsumpcyjne i pozostałe.



Zamieszczone na Rysunku 1.8 przebiegi komponentów cyklicznych, które uzyskano metodą filtracji HP, wskazują na znaczną i o wiele większą wrażliwość na dobór parametru wygładzania, niż w przypadku całego agregatu kredytu. Uzyskane rezultaty wskazują także na poważne problemy w określeniu pozycji cyklicznej w 2014 roku. Niepewność związana z określeniem fazy jest szczególnie widoczna w przypadku kredytów dla gospodarstw domowych ogółem i podkategorii tego kredytu. W przypadku komponentu cyklicznego, uzyskanego na podstawie parametru wygładzania, odpowiadającemu okresowi 5 lat, pierwsza połowa 2015 roku powinna się charakteryzować nieznacznym ożywieniem, to jest dodatnim (niewielkim) odchyleniem od długookresowego trendu. Parametry wygładzania odpowiadające okresom 10 lat i dłuższym wskazują na wyhamowanie i ujemne odchylenie od długookresowego trendu. Kredyty dla przedsiębiorstw charakteryzują się sytuacją nieznacznego spowolnienia. Odchylenie od długookresowego trendu w pierwszej połowie 2015 roku jest ujemne, ale niewielkie (5%-1%) i mało wrażliwe na dobór parametru wygładzania.

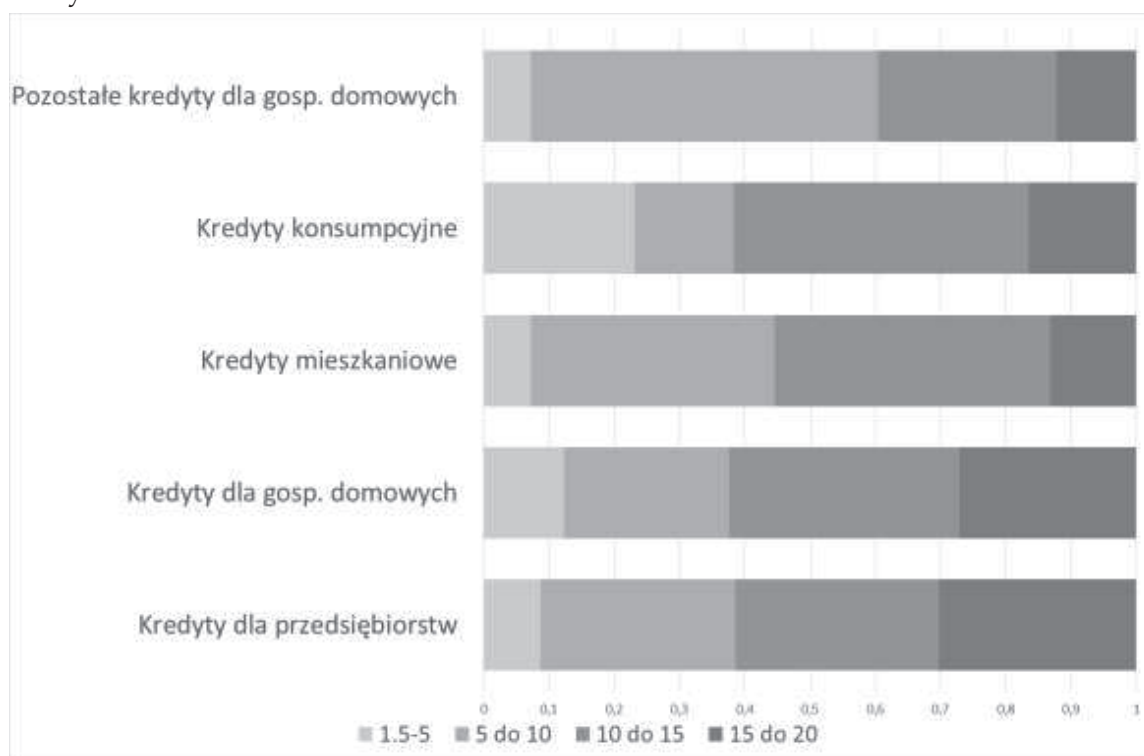
Tablica 1.10. Wartości korelacji z próby $Corr(C_t, P_{t+n})$ pomiędzy wartościami komponentu cyklicznego w kategoriach kredytu (C_t) i produkcji (P_t), z przesunięciem $n = -8, -7, \dots, 0, 1, 2, \dots, 8$. Parametr wygładzania λ przyjęto, jako 10 lat.

N	Wartości opóźnione								Wartości wyprzedzające								
	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8
Kredyty ogółem	0,21	0,16	0,12	0,07	0,02	-0,03	-0,08	-0,12	-0,16	-0,22	-0,28	-0,33	-0,38	-0,43	-0,47	-0,51	-0,54
Kredyty dla przedsiębiorstw	0,27	0,21	0,15	0,08	0,02	-0,04	-0,11	-0,17	-0,22	-0,29	-0,36	-0,43	-0,49	-0,54	-0,59	-0,63	-0,66
Kredyty dla gospodarstw domowych	0,22	0,18	0,14	0,10	0,06	0,02	-0,02	-0,06	-0,10	-0,15	-0,20	-0,25	-0,30	-0,34	-0,39	-0,42	-0,45
Kredyty mieszkaniowe	0,12	0,09	0,06	0,03	0,00	-0,03	-0,06	-0,09	-0,12	-0,17	-0,21	-0,25	-0,30	-0,34	-0,38	-0,41	-0,44
Kredyty konsumpcyjne	0,12	0,09	0,06	0,03	0,00	-0,02	-0,04	-0,07	-0,09	-0,13	-0,17	-0,21	-0,25	-0,28	-0,31	-0,34	-0,37
Pozostałe	0,35	0,30	0,25	0,19	0,13	0,07	0,00	-0,06	-0,13	-0,20	-0,27	-0,34	-0,41	-0,47	-0,53	-0,58	-0,62

Kursywą zaznaczono w tablicy korelacje nieistotne statystycznie na poziomie 0.01

Analizy występowania wyprzedzeń i opóźnień w komponentach cyklicznych w rozważanych kategoriach kredytu przedstawiono w Tablicy 1.10. Podobnie jak w przypadku całego agregatu kredytu cykle wyznaczone dla jego komponentów mają wyprzedzający charakter względem cyklu produkcji. Najwyższe wartości korelacji uzyskano dla opóźnienia rzędu 8 miesięcy. Efekt ten jest jednak bardzo słaby i w przypadku kredytów mieszkaniowych i kredytów konsumpcyjnych nieistotny statystycznie. Najsilniejszą zależność od opóźnień cyklu produkcji uzyskano w przypadku kategorii pozostałych kredytów.

Rysunek 1.9 Oszacowane wielkości koncentracji masy pseudo-spektrum dla komponentów kredytu w Polsce



Na Rysunku 1.9 przedstawiono rozkład koncentracji masy pseudospektralnej w wybranych agregatach kredytu w Polsce. Uzyskane rezultaty potwierdzają istnienie cykli o okresach znacznie dłuższych niż w przypadku produkcji przemysłowej. Przeważająca większość masy spektrum jest ulokowana w okolicach częstości odpowiadających cyklom o okresach dłuższych niż 5 lat. W przypadku zarówno kredytów dla gospodarstw domowych, jak i dla przedsiębiorstw na uwagę zasługuje duży (około 30%) wkład cykli o okresie 15 lat i dłuższym. Kategorię kredyty konsumpcyjne charakteryzują fluktuacje o krótszym okresie, ponieważ częstości odpowiadające cyklom z przedziału od 1.5 do 5 lat mają znaczący wkład w rozkładzie masy pseudospektralnej.

1.4. Dodatek metodologiczny

1.4.1. Determistyczne ujęcie cyklu w podejściu nieparametrycznym

Rozważmy logarytm naturalny obserwowanego szeregu czasowego, który oznaczamy jako $\{P_t: t \in \mathbb{Z}\}$. Zakładamy, że bezwarunkowa wartość oczekiwana procesu $\{P_t: t \in \mathbb{Z}\}$, oznaczona jako $\mu_P(t) = E(P_t)$, jest reprezentowana przez sumę funkcji deterministycznej $f(t, \beta)$ (wielomian stopnia d), parametryzowaną wektorem $\beta \in \mathbb{R}^d$, oraz funkcji prawie okresowej $g(t)$ postaci $g(t) = \sum_{\psi \in \Psi_P} m_P(\psi) e^{i\psi t}$ parametryzowaną przez nieznanymi i skończonymi zbiór czę-

stości $\Psi_P = \{\psi \in [0, 2\pi): |m_P(\psi)| \neq 0\}$ o odpowiadających im współczynnikach Fouriera: $m_P(\psi) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n g(t) e^{-i\psi t} \right)$. Funkcję $g(t)$ można zapisać równoważnie jako:

$$g(t) = \sum_{\psi \in \Psi_P \cap [0, \pi]} a_P(\psi) \cos(\psi t) + b_P(\psi) \sin(\psi t).$$

Przy powyższych założeniach i oznaczeniach bezwarunkowa wartość oczekiwana procesu $\{P_t: t \in \mathbb{Z}\}$ jest dana przez następującą formułę:

$$\mu_P(t) = f(t, \beta) + \sum_{\psi \in \Psi_P} m_P(\psi) e^{i\psi t}. \quad (1.2)$$

Cechy fluktuacji cyklicznych są zatem opisane z wykorzystaniem zmiennego w czasie parametru położenia (wartości oczekiwanej). Dowolność tej zmienności ograniczamy, nadając jej naturę prawie okresową. Formalną definicję prawie okresowości można znaleźć w pracy Corduneanu (1989). Przyjmujemy dalej, że analizowany szereg czasowy jest obserwowany s razy rocznie. Rozważmy następującą sumę zbiorów częstotliwości $\Psi_P = \Psi_{P,1} \cup \Psi_{P,2} \cup \Psi_{P,3}$, gdzie $\Psi_{P,1} \subset (0, 2\pi/1.5s)$ odpowiada fluktuacjom o charakterze cyklicznym. Każdy element $\psi \in \Psi_{P,1}$ odpowiada cyklowi o długości większej od 1.5 roku i jest równy $2\pi/\psi$. Zbiór $\Psi_{P,2} \subset \{2j\pi/s: j = 0, 1, 2, \dots, s-1\}$ zawiera częstotliwości cykli sezonowych oraz $\Psi_{P,3}$ zawiera wszystkie pozostałe częstotliwości, na przykład wynikające z różnych dni roboczych w miesiącu lub w kwartale, w zależności od przyjętej częstotliwości obserwacji.

W procedurze stosujemy dwa popularne filtry:

1. Scentrowany filtr średniej ruchomej $2 \times sMA$,
2. d -krotną integrację, w celu uzyskania procesu $\tilde{P}_t = L_d(B)L_{2 \times s}(B)P_t$, gdzie $L_{2 \times s}(B) = (B^{-s/2} + 2B^{-s/2+1} + \dots + 2B^{-1} + 2 + 2B + \dots + 2B^{s/2-1} + B^{s/2})/(2s)$ i $L_d(B) = (1 - B)^d$, $B^i X_t = X_{t-i}$, $i \in \mathbb{N}$. Analizowany proces, będący wynikiem filtracji \tilde{P}_t ma następujące własności:

$$E(\tilde{P}_t) = c + \sum_{\psi \in \Psi_{P,1} \cup \Psi_{P,3}} m_{\tilde{P}}(\psi) e^{i\psi t},$$

gdzie $m_{\tilde{P}}(\psi) = L_d(e^{-i\psi})L_{2 \times s}(e^{-i\psi})m_P(\psi)$ zaś c oznacza pewną stałą (por. Lenart i Pipień, 2013a, 2015).

Lenart (2013), Lenart i Pipień (2013a, 2013b, 2015) oraz Lenart et al. (2016) stosują procedurę podpróbki w celu przybliżenia rozkładu statystyki testowej stosowanej w następującym problemie testowania, możliwym do określenia dla każdej częstotliwości $\psi \in (0, 2\pi)$:

$$\begin{aligned} H_0: & \psi \notin \Psi_P \\ H_1: & \psi \in \Psi_P, \end{aligned} \quad (1.3)$$

Problem testowy (1.3) jest równoważny badaniu istotności modułu współczynnika Fouriera, związanego z wybraną częstotliwością $\psi \in (0, 2\pi)$:

$$\begin{aligned} H_0: & |m_{\bar{P}}(\psi)| = 0 \\ H_1: & |m_{\bar{P}}(\psi)| \neq 0. \end{aligned} \quad (1.4)$$

Odrzucenie hipotezy zerowej w (1.4) interpretuje się jako istnienie przesłanek empirycznych za niezerową amplitudą wahań o częstości $\psi \in (0, 2\pi)$. Taka częstotliwość odpowiada statystycznie istotnemu cyklowi o odpowiednim okresie występującym w szeregu czasowym odchyień procesu $\{P_t: t \in \mathbb{Z}\}$ od trendu. Szczegóły dotyczące postaci analitycznej statystyki testowej, wartości krytycznych i procedury podpróbkiowania można znaleźć w pracach Lenart i Pipień (2013a, 2013b). Należy zwrócić uwagę, że statystyka testowa i wartości krytyczne są funkcjami ciągłymi argumentu częstości ψ . Dlatego w praktyce statystyczną istotność w (1.4) otrzymuje się nie dla pojedynczej częstości, ale dla pewnego jej otoczenia, wyznaczonego przez przedział $(\psi_{n,\min}, \psi_{n,\max})$.

1.4.2. Stochastyczne ujęcie cyklu w podejściu nieparametrycznym

Każdy proces stacjonarny X_t o zerowej wartości oczekiwanej i funkcji autokowariancji $\gamma(\tau)$ jest silnie harmonizowalny. W tym przypadku istnieje prawostronnie ciągły ortogonalny proces przyrostów $Z(\lambda)$ taki, że $Z(-\pi) = 0$ oraz $X_t = \int_{-\pi}^{\pi} e^{it\lambda} dZ(\lambda)$. Dodatkowo istnieje miara, zwana miarą spektralną, taka że $\gamma(\tau) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\tau\lambda} dF(\lambda)$ (por. Brockwell i Davis, 2002; Loeve, 1977; Hurd i Miamee, 2007). Rozważmy sekwencję rozłącznych przedziałów A_1, A_2, \dots, A_k taką, że $[-\pi, \pi] = \cup_{j=1}^k A_j$. W tym przypadku funkcję autokowariancji procesu można zdekomponować na sumę odpowiednich całek wyliczonych po zbiorach A_j :

$$\gamma(\tau) = \sum_{j=1}^k \int_{A_j} e^{i\tau\lambda} dF(\lambda),$$

gdzie pojedynczy komponent sumy $\int_{A_j} e^{i\tau\lambda} dF(\lambda)$ interpretuje się jako wkład częstotliwości ze zbioru A_j do wyjaśnienia zmienności $\gamma(\tau)$. Jeśli miara F jest absolutnie ciągła, to wtedy istnieje gęstość spektralna $f(\cdot)$ taka, że $\gamma(\tau) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\tau\lambda} f(\lambda) d\lambda$. Zauważmy, że $F([\lambda_1, \lambda_2])$ może być interpretowana jako miara zmienności procesu odpowiadająca częstotliwościom z przedziału $[\lambda_1, \lambda_2]$. Miara ta może być opisana w następujący sposób:

$$F([\lambda_1, \lambda_2]) = \frac{\lambda_2 - \lambda_1}{2\pi} + \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau \in Z \setminus \{0\}} \frac{e^{-i\tau\lambda_1} - e^{-i\tau\lambda_2}}{i\tau} \gamma(\tau) = \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} f(\lambda) d\lambda.$$

Koncentracja masy gęstości spektralnej wokół pewnej częstotliwości oznacza, że taka częstotliwość jest dominująca w wyjaśnieniu dynamiki obserwowanego procesu. Daje to też empiryczne przesłanki do formalnej identyfikacji cyklu o odpowiednim okresie skojarzonym z tą częstotliwością.

Założmy, że analizie poddaje się proces X_t o pseudo-spektrum $S_X(\cdot)$. Idealny jednostronny filtr $F_\lambda(\cdot)$ ma następującą postać:

$$F_\lambda(L) = \frac{\pi - \lambda}{\pi} - \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\sin(k\lambda)}{k\pi} (L^k + L^{-k}). \quad (1.5)$$

Daje to możliwość skonstruowania idealnego filtra dwustronnego $F_{\lambda_1}(L) - F_{\lambda_2}(L)$ gdzie $\lambda_1 < \lambda_2 \in [0, \pi]$. Zgodnie ze standardową teorią spektralną w przypadku szeregu czasowego będącego wynikiem filtracji $F_\lambda(L)$ pseudo-gęstość spektralna ma postać $|F_\lambda(-i\omega)|^2 S_X(\omega)$. Stąd proces $(F_{\lambda_1}(L) - F_{\lambda_2}(L))X_t$ ma niezerowe wartości pseudo-gęstości spektralnej tylko dla argumentów z przedziału $[\lambda_1, \lambda_2]$. Rozważmy teraz hipotetyczny proces stacjonarny z taką uciętą postacią gęstości spektralnej. Jeśli wybrany przedział $[\lambda_1, \lambda_2]$ odpowiada zbiorowi częstotliwości, które podlegają zainteresowaniu badacza, zasadniczym dla dalszych analiz wydaje się problem estymacji gęstości spektralnej. Skoro

$$\text{var}[(F_{\lambda_1}(L) - F_{\lambda_2}(L))X_t] = 2 \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} S_X(\omega) d\omega, \quad (1.6)$$

to im wyższa wariancja $\text{var}[(F_{\lambda_1}(L) - F_{\lambda_2}(L))X_t]$, tym silniejsza koncentracja masy na przedziale $[\lambda_1, \lambda_2]$. Wariancja (1.6) może być bowiem interpretowana jako miara cyklicznej zmienności w przedziale $[\lambda_1, \lambda_2]$.

Idealny filtr pasmowo-przepustowy jest konstruktem o charakterze abstrakcyjnym. Niemożliwe jest zatem, aby skoncentrować masę spektralną jedynie do wybranego podzbioru częstotliwości. W raporcie zastosowano filtr HP oraz wariancję z próby wraz z odpowiednimi numerycznymi przybliżeniami. Oznaczmy przez $HP_\lambda(L)$ filtr HP o parametrze wygładzania λ . W tym przypadku uzyskujemy formułę analogiczną do (1.6):

$$\text{var}[(HP_{\lambda_1}(L) - HP_{\lambda_2}(L))X_t] = 2 \int_0^\pi |HP_{\lambda_1}(L) - HP_{\lambda_2}(L)|^2 S_X(\omega) d\omega. \quad (1.7)$$

Prawa strona równania (1.7) może być interpretowana, jako przybliżenie określające koncentrację masy spektralnej na przedziale $[\lambda_1, \lambda_2]$.

Oznaczmy teraz przez $\mathbf{X}_n = [X_1, X_2, \dots, X_n]'$ wektor obserwacji. Dla dowolnego ustalonego λ przez $\boldsymbol{\psi}_n(\lambda) = [\psi_1(\lambda), \psi_2(\lambda), \dots, \psi_n(\lambda)]'$ oznaczamy element losowy, który posiada komponent cykliczny w procedurze filtracji HP. Ściślej:

$$\boldsymbol{\psi}_n(\lambda) = (I - (I + \lambda A)^{-1})\mathbf{X}_n, \quad (1.8)$$

Gdzie $A = [a_{ij}]_{n \times n}$ jest macierzą symetryczną o elementach rzeczywistych następującej postaci:

$$a_{ij} = \begin{cases} 6 & \text{for } i = j \text{ and } i = 3, 4, \dots, n - 2 \\ -4 & \text{for } |i - j| = 1 \text{ and } i = 2, 3, \dots, n - 1 \\ 1 & \text{for } |i - j| = 2 \text{ and } i = 1, 2, \dots, n \\ 5 & \text{for } i = j = 2 \\ -2 & \text{for } |i - j| = 1 \text{ and } i \in \{1, n\} \\ 1 & \text{for } i = j \text{ and } i \in \{1, n\} \end{cases}$$

Dla przedziału $[\lambda_1, \lambda_2]$ poddajemy estymacji komponent $\text{var}[(HP_{\lambda_1}(L) - HP_{\lambda_2}(L))X_t]$ z wykorzystaniem wariancji z próby $\boldsymbol{\psi}_n(\lambda_1) - \boldsymbol{\psi}_n(\lambda_2)$.

2. Ocena wpływu polityki makroostrożnościowej na sektor realny w Polsce

2.1. Wprowadzenie

Polityka makroostrożnościowa stanowi stosunkowo młodą dyscyplinę wiedzy, szczególnie na tle ustabilizowanych poglądów dotyczących roli i zakresu polityki gospodarczej (Clement, 2010). Podejście makroostrożnościowe do regulacji systemu finansowego można zdefiniować jako próbę sprawowania kontroli nad społecznymi kosztami związanymi z nadmiernym ograniczeniem bilansu instytucji finansowych, poddanych działaniu wspólnego zakłócenia (Hanson i in., 2011). Polityka makroostrożnościowa odgrywa coraz ważniejszą rolę, gdyż instytucje finansowe wykazują tendencję do ograniczania aktywów zamiast zwiększania kapitału w obliczu kryzysu oraz działania przy zbyt małych nadwyżkach kapitałowych (buforach rynkowych) względem minimum regulacyjnego w okresach koniunktury (Stein, 2011). Szczególnie w tym ostatnim przypadku wzrasta ryzyko ograniczenia podaży kredytu i niestabilności systemu finansowego. Tę niestabilność można zdefiniować jako każde odchylenie od optymalnego planu oszczędnościowo-inwestycyjnego gospodarki, które jest wywołane niedoskonałościami rynku finansowego (Saporta i in., 2004). Niestabilność finansowa materializuje się w postaci kryzysu finansowego. W związku z tym konieczne są regulacje sektora bankowego ze względu na ryzyko upadłości banku, ryzyko nadmiernej koncentracji oraz asymetrię informacji. Powszechnie wiadomo, że kłopoty jednego banku mogą szybko rozprzestrzenić się na inne banki, co może doprowadzić do załamania całego systemu (Guttentag i Herring, 1987; Aghion i in., 2000).

Jak wspomniano już w poprzedniej części raportu celem polityki makroostrożnościowej jest zachowanie warunków stabilności systemu finansowego, zdefiniowanej jako stan, w którym system finansowy, obejmujący system pośrednictwa, rynki oraz ich infrastrukturę, jest zdolny oprzeć się zakłóceniom i rozwiązać problemy narastającej nierównowagi finansowej (ECB, 2010). Polityka makroostrożnościowa, poprzez decyzje dotyczące buforów kapitałowych, ma wpływ na pozycję kapitałową sektora bankowego. W konsekwencji zakres odpowiedzialności tej polityki może być bardzo duży, gdyż zbyt surowe wymogi kapitałowe mogą prowadzić do ograniczenia skali pośrednictwa w systemie finansowym, zaś ich nieoptymalne określenie – do nieefektywnej alokacji kapitału w gospodarce.

Polityka makroostrożnościowa ma wpływ na podaż kredytu dla gospodarki. Transmisja tej polityki na wzrost gospodarczy przebiega za pomocą kanału kredytowego, który wzmacnia tradycyjne efekty związane ze zmianą stóp procentowych (Bernanke i Gertler, 1995). Ograniczenie akcji kredytowej może wiązać się ze spadkiem popytu na kredyt (Bernanke i Lown, 1991). Częściej ma jednak związek z ograniczeniem podaży kredytu, gdyż w warunkach nadwyżkowego popytu, ze względu na występujące czynniki ryzyka kredytowego, pojawia się „reglamentacja” kredytu (Hodgman, 1960; Jaffee i Modigliani, 1969; Jaffee, 1971; Koskela, 1976). Oznacza to, że dla części zainteresowanych kredyt jest niedostępny bez względu na cenę. Szczególnie w okresie kryzysu finansowego potencjalnym kredytobiorcom trudno jest znaleźć alternatywne źródła finansowania, co znacznie ogranicza możliwości substytucji kredytu.

Istotne jest to, że warunki reglamentacji kredytu można uznać za warunki równowagi, gdyż banki biorą pod uwagę nie tylko stopę procentową, lecz również ryzyko kredytowe (Stiglitz i Weiss, 1981). Banki nie są skłonne do udzielania kredytów po wyższej stopie na rzecz ryzykownych potencjalnych kredytobiorców. To oznacza kreowanie popytu ze strony kredytobiorców cechujących się akceptowalnym poziomem ryzyka, co jest przejawem racjonalnego działania podmiotów sektora bankowego.

W warunkach kryzysu reglamentacja kredytu dotyka wszystkich chcących skorzystać z finansowania zewnętrznego. Podczas kryzysu często okazuje się, że nawet duże przedsiębiorstwa, obciążone mniejszym ryzykiem niewypłacalności, mają znacznie utrudniony dostęp do kredytu bankowego. Ograniczenie podaży kredytu stawia w trudnej sytuacji szczególnie małe i średnie przedsiębiorstwa, dla których kredyt bankowy stanowi główne źródło finansowania inwestycji. Ograniczenie podaży kredytu ma wpływ na gospodarkę, gdyż kredyt bankowy oraz inne źródła finansowania (dług) nie są doskonałymi substytutami.

W opracowaniu Hansona i in. (2011) podano szereg postulatów dotyczących nowoczesnej polityki makroostrożnościowej. Należy do nich zaliczyć:

1. Zmienne w czasie wymogi kapitałowe oznaczające, że banki utrzymują wyższy współczynnik wypłacalności w czasach koniunktury i niższy w okresie dekonunktury.
2. Potrzebę regulacji prowadzących do akumulacji kapitału o wysokiej jakości.
3. Stwarzanie bodźców dla banków do zwiększania bazy kapitałowej zamiast operowania wyłącznie na współczynniku wypłacalności.

Do podstawowych cech kapitałowych norm makroostrożnościowych należy zaliczyć:

-
1. Zapobieganie podejmowaniu przez banki nadmiernego ryzyka.
 2. Amortyzowanie przyszłych strat.
 3. Ograniczenie wahań cyklicznych w sferze realnej gospodarki.

Cele polityki makroostrożnościowej skupiają się również na optymalizacji kapitału bankowego i współczynników kapitałowych. Przy oznaczaniu optymalnej struktury kapitałowej banku należy wziąć pod uwagę wszelkie koszty kapitału oraz korzyści z innych form finansowania działalności bankowej, do których należy zaliczyć dług. Oszacowanie kosztów i korzyści optymalnej struktury kapitałowej banku wymaga oceny szeregu czynników (Miles i in. 2011):

1. Zakresu zmian stopy zwrotu z długu oraz kapitału własnego na skutek zmian struktury finansowania.
2. Korzyści podatkowych z tytułu stosowania długu, jako źródła finansowania.
3. Skali spadku prawdopodobieństwa wystąpienia kryzysu na skutek zwiększenia buforów kapitałowych, co w znacznym stopniu zależy od rozkładu zakłóceń wpływających na wartość aktywów bankowych.
4. Skalę kosztów ekonomicznych powstających na skutek wzrostu ryzyka w systemie bankowym.

Miles i in. (2011) pokazali, że długookresowe skutki wyraźnego zwiększenia kapitału własnego nie oznaczają dużego wzrostu kosztu finansowania. Autorzy pokazali, że poziom kapitału, jaki banki powinny utrzymywać jest wyższy niż minimalny poziom przyjęty w ramach umowy Bazylea III. Na podstawie danych dotyczących banków brytyjskich w okresie 1997-2010 Miles i in. (2011) oszacowali optymalny współczynnik wypłacalności CET1 na poziomie 20% aktywów ważonych ryzykiem.

Biorąc pod uwagę powyższe spostrzeżenia należy uznać, że szczególnie ważne z punktu widzenia efektywności polityki makroostrożnościowej są badania nad wpływem sektora bankowego na sferę realną oraz nad rolą kredytu w gospodarce. W związku z tym w następnych podrozdziałach podano wyniki analizy wpływu współczynnika wypłacalności CET1 (kapitału pierwszej kategorii) na wzrost gospodarczy oraz na kredyt dla sektora niefinansowego na podstawie strukturalnego modelu wektorowej autoregresji (SVAR).

2.2. Założenia analizy

W celu wykonania szacunków wpływu wymogów kapitałowych na wzrost gospodarczy oraz na kredyt dla sektora niefinansowego przyjęto następujące założenia:

1. Rynkowa wartość współczynnika kapitału podstawowego Tier 1 (CET1) zależy wprost od wartości nadzorczego współczynnika wypłacalności.
2. Banki tworzą rynkowe nadwyżki kapitałowe jako różnicę między faktycznie utrzymywanym a nadzorczym współczynnikiem wypłacalności
3. Banki uwzględniają „miękkie” zalecenia nadzoru w zakresie wartości współczynnika wypłacalności, wyższego od współczynnika nadzorczego.
4. Zagregowana nadwyżka kapitału nie ulega zmianom na skutek zmian nadzorczego współczynnika wypłacalności.
5. Zwiększenie wymogów nadzorczych o dowolnej genezie powoduje adekwatny wzrost zagregowanego rynkowego współczynnika wypłacalności.
6. Wpływ współczynnika wypłacalności na wzrost gospodarczy realizuje się poprzez kanał kredytowy (podaży kredytu) i kanał stopy procentowej.
7. Zmienne sektora realnego mają natychmiastowy wpływ na zmienne sektora bankowego.
8. Zmienne sektora realnego reagują z opóźnieniem na zmienne sektora bankowego.
9. Wzajemny wpływ zmiennych w sektorze realnym może być natychmiastowy lub opóźniony.
10. Wzajemny wpływ zmiennych w sektorze bankowym może być natychmiastowy lub opóźniony.

W odniesieniu do podanych założeń należy poczynić następujące uwagi. Warunki podane w założeniach 4 i 5 powinno uznać się za wysoce restrykcyjne. W tych założeniach przyjęto bowiem wprost, że zagregowana nadwyżka kapitałowa dla sektora bankowego ponad minimum regulacyjne nie ulega zmianom na skutek zmian współczynników nadzorczych. Przyjmując nieco inny punkt widzenia można byłoby założyć, że ta nadwyżka zmniejsza się na skutek wzrostu współczynników nadzorczych. Oznaczałoby to, że banki nie zmieniają współczynnika rynkowego na skutek wzrostu współczynnika nadzorczego lub zmniejszają go wówczas, gdy ponoszą straty. W każdym z podanych przypadków następowałaby zmiana nadwyżki kapitału, nieadekwatna względem zmian współczynników nadzorczych. O ile taka sytuacja jest możliwa, to przyjęto, że prawdopodobieństwo jej wystąpienia jest niewielkie. Należy bowiem zauważyć, że intencją nadzoru w ramach polityki mikro- i makroostrożnościowej, prowadzącej do zwiększenia surowości norm kapitałowych, jest zwiększenie poziomu kapitału w systemie bankowym, czy to poprzez dodatkowy kapitał pozyskany z zewnątrz, czy politykę dywidendową. W konsekwencji na skutek wzrostu regulacyjnych współczynników kapitałowych należy spodziewać się, że na konkurencyjnym rynku, w warunkach dyscypliny rynkowej, banki będą skłonne do utrzymywania nadwyżki kapitałowej w sposób proporcjonalny do zmian współczynników regulacyjnych. Zagospodarowanie mniej restrykcyjnych założeń dotyczących zmian nadwyżki kapitałowej jest możliwe po-

przez zastosowanie modeli nieliniowych, w których można oszacować próg np. dla współczynnika wypłacalności określający reżimy funkcjonowania sektora bankowego i sfery realnej w warunkach mniej lub bardziej restrykcyjnych norm kapitałowych.

W przeprowadzonej analizie empirycznej przyjęto próbę statystyczną danych kwartalnych w okresie 2004Q1 – 2016Q4. Za wyborem tego okresu przemawiają dwie przesłanki.

Po pierwsze, w latach 1997-1998 nastąpił w Polsce okres spowolnienia gospodarczego wywołanego kryzysem rosyjskim (tempo wzrostu PKB obniżyło się do 4,6% w 1998 r. w stosunku do 6,5% w 1997 r.). Kolejny okres spowolnienia nastąpił w latach 2001-2003 (wówczas tempo wzrostu PKB obniżyło się z 4,6% w 2000 r. do 1,2% w 2001 r., 2% w 2002 r. oraz 3,6% w 2003 r.). Obydwa okresy spowolnienia wzrostu miały związek z osłabieniem globalnej koniunktury i ograniczeniem napływu inwestycji zagranicznych. Kryzys w latach 2001-2002 miał głównie związek z przeceną rynku giełdowego po okresie nieprzerwanego wzrostu indeksów w latach 1995-2000 oraz „internetową” bańką spekulacyjną. Kryzys finansowy w latach 2008-2010 miał inne podłoże niż wspomniane dwa poprzednie kryzysy i dla celów obecnej analizy należy jego efekty izolować w próbie statystycznej.

Po drugie, w 2005 r. Narodowy Bank Polski rozpoczął publikowanie danych statystycznych dotyczących oprocentowania stosowanego przez banki w odniesieniu do depozytów oraz kredytów przedsiębiorstw i gospodarstw domowych według nowej metodyki, która została dostosowana do zharmonizowanych wymogów Europejskiego Banku Centralnego. Zapewniło to porównywalność danych pomiędzy krajami Unii Europejskiej. Szeregi statystyczne według starej i nowej metodyki publikowane przez NBP są dostępne dla 2004 r., przy czym dane za ten rok według nowej metodyki należy traktować z ostrożnością, gdyż był to okres wdrażania tej metodyki pomiaru. W celu zwiększenia liczebności próby ostatecznie przyjęto dla 2004 r. szereg czasowy według starej metodyki.

2.3. Dane statystyczne

W tab. 1 przedstawiono analizowane kategorie ekonomiczne (w kolejności alfabetycznej). Tabela zawiera akronimy zmiennych, ich sposób określenia, zakres próby, liczbę obserwacji oraz źródło danych.

Tablica 1. Zmienne modelu SVAR

Nazwa zmiennej	Definicja zmiennej	Zakres próby	Liczba obserwacji	Źródło
CET1	Współczynnik kapitału Tier 1 do aktywów ważonych ryzykiem dla banków komercyjnych w Polsce, proc.	1999Q2-2017Q1	72	NBP
CPI (log)	Jednospodstawowy indeks cen konsumenta, proc. (2010=100)	1995Q1-2017Q1	89	OECD
GDPSA (log)	PKB w cenach stałych (2005=100), wyrównany sezonowo, mln zł (do 2001Q4 wg ESA95, od 2002Q1 wg ESA2010)	1995Q1-2017Q1	89	Eurostat
I_LOANS	Oprocentowanie kredytów złotych dla gospodarstw domowych, przedsiębiorstw i instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych, proc. (stara i nowa metodyka)	1997Q1-2017Q1	81	NBP
LOANS_R (log)	Należności banków od sektora niefinansowego z tytułu kredytów, mln zł, ceny stałe (2010=100), deflator CPI	1997Q1-2017Q1	81	NBP
WIBOR	Stopa WIBOR 3M, proc.	1995Q1-2017Q1	89	Eurostat

Źródło: opracowanie własne.

2.4. Model

Do wykonania obliczeń zastosowano strukturalny liniowy model wektorowej autoregresji (SVAR) (Lütkepohl, 2005). Postać zredukowana modelu może być zapisana w następującej formie:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t,$$

gdzie \mathbf{y}_t oznacza wektor ($K \times 1$) zmiennych endogenicznych, \mathbf{A}_j - macierze ($K \times K$) parametrów ($j = 1, \dots, p$), \mathbf{u}_t - K - wymiarowy składnik losowy, $\mathbf{u}_t \sim (0, \Sigma_u)$. Postać strukturalna modelu jest zapisana poniżej:

$$\mathbf{A} \mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1^* \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p^* \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

gdzie $\mathbf{A}_j^* = \mathbf{A} \mathbf{A}_j$, $j = 1, \dots, p$, $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{A} \mathbf{u}_t$, $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim (0, \Sigma_\varepsilon)$, $\Sigma_\varepsilon = \mathbf{A} \Sigma_u \mathbf{A}'$. Właściwy wybór postaci macierzy \mathbf{A} oznacza, że macierz kowariancji Σ_ε jest diagonalna. W przypadku dekompozycji Choleskiego macierzy kowariancji Σ_u przyjmuje się, że:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{K1} & a_{K2} & \dots & 1 \end{bmatrix}.$$

W dalszej kolejności narzuca się $K(K-1)/2$ restrykcji (nie mogą być arbitralne) i wówczas funkcje odpowiedzi na bodziec są jednoznacznie identyfikowalne. W celu identyfikacji szoków krótkookresowych przyjęto dekompozycję Choleskiego macierzy kowariancji Σ_u składników losowych oraz ustalone i permutacyjne uporządkowanie zmiennych.

Zadaniem permutacyjnego uporządkowania wybranych zmiennych była ocena odporności uzyskanych wyników dla funkcji odpowiedzi na bodziec (ang. *impulse response functions*, IRF) na zmiany specyfikacji modelu. W konsekwencji analiza bazowała na zbiorze modeli. Analiza wpływu zmian w wymogach kapitałowych CET1 na tempo zmian PKB oraz kredytu uwzględniała zatem niepewność co do założonej struktury zależności w modelu SVAR. Przy optymalnym wyborze rzędu opóźnień w modelu VAR przyjęto założenie dotyczące warunków jego stabilności oraz kryterium Schwarz. Nie badano istotności statystycznej poszczególnych ocen parametrów w modelu, zamiast tego skupiono się na niepewności IRF oraz ich interpretacji ekonomicznej.

2.5. Wyniki empiryczne

W celu wykonania szacunków wykorzystano wielowymiarowy szereg czasowy, natomiast w analizie skupiono się wyłącznie na relacjach GDPSA – CET1 oraz KREDYT – CET1. Oszacowano model SVAR dla sześciu zmiennych (w kolejności: GDPSA, CPI, LOANS_R, WIBOR, I_LOANS, CET1). Zmienne wyrażono jako logarytmy poziomów (GDPSA, CPI, LOANS_R) i poziomy (WIBOR, I_LOANS, CET1). Wybrany zbiór zmiennych endogenicznych jest konsekwencją przyjętych założeń analizy. Należy zwrócić przede wszystkim uwagę na założenie dotyczące identyfikacji kanałów oddziaływania polityki makroostrożnościowej na sferę realną gospodarki. Specyfikacja zbioru zmiennych modelu, sposobu ich pomiaru oraz kanałów oddziaływania ma w tym przypadku nadrzędne znaczenie. Przyjęto, że głównymi kanałami oddziaływania są kanały: kredytowy i stopy procentowej. Z podanych powodów w zbiorze zmiennych uwzględniono realny kredyt dla sektora niefinansowego oraz stopy procentowe: WIBOR oraz stopę kredytu dla sektora niefinansowego. W analizie nie uwzględniono marży kredytowej w miejsce wspomnianych stóp procentowych. Przyjęto bowiem, że uwzględnione stopy procentowe są skointegrowane i w konsekwencji ich różnica (marża) jest procesem stacjonarnym. Z uwagi na niestacjonarność pozostałych zmiennych, uwzględnienie marży kredytowej nie było wskazane. Jednocześnie wydaje się zasadne uwzględnienie zarówno stopy WIBOR, jak i stopy kredytowej ze względu na możliwość nałożenia krótkookresowych restrykcji ich wzajemnego oddziaływania. Ze względu na przyjęte uporządkowanie zmiennych oraz dekompozycję Choleskiego, realizował się natychmiastowy wpływ stopy WIBOR na stopę kredytową. Uwzględnienie stopy WIBOR miało za zadanie odzwierciedlić charakter polityki pieniężnej w postaci zmian stopy referencyjnej. Przyjęto jednocześnie, że charak-

ter wpływu stopy WIBOR na stopę kredytową jest bardziej złożony niż wpływu stopy referencyjnej na stopę WIBOR. Tym samym uwzględniono dwie stopy procentowe zamiast trzech.

Dla porównania wyników przyjęto, że zmienne: GDPSA, CPI, LOANS_R, WIBOR miały ustaloną kolejność w wektorze, natomiast zmienne: I_LOANS, CET1 miały zmienną kolejność ($2! = 2$ permutacje). Takie uporządkowanie oznacza, że pierwsza zmienna miała natychmiastowy wpływ na pozostałe, druga na pozostałe z wyjątkiem pierwszej itd. Zgodnie z przyjętym schematem zmienne: I_LOANS oraz CET1 miały natychmiast reagować na wszystkie zmienne systemu. Przyjęto w szczególności, że zwiększenie wymogu kapitałowego CET1 nie spowoduje natychmiastowego dostosowania PKB i kredytu. Konsekwencją tego założenia jest brak reakcji PKB i kredytu na zmianę CET1 w chwili wystąpienia zakłócenia (wartość IRF równa zero), możliwe są natomiast dostosowania w kolejnych okresach od wystąpienia zakłócenia impulsowego (bodźca prostego dla CET1). Przeprowadzono analizę porównawczą z uwzględnieniem innych zmiennych (np. realnego kursu walutowego). W wyniku tej analizy przyjęto wniosek, że wpływ CET1 na zmienne sektora realnego jest odporny na zmianę specyfikacji modelu, jeśli uwzględni się istotne kanały oddziaływania sektora bankowego na sferę realną. Wśród tych kanałów należy uwzględnić kanały: kredytowy i stopy procentowej. Oznacza to, że model powinien uwzględniać kredyt i stopę procentową, natomiast wymiar systemu powinien być umiarkowany. Uwzględnienie podanych 6 zmiennych uznano za wystarczające do zbudowania poprawnej specyfikacji modelu.

Na rys. 7 dla celów porównawczych pokazano funkcję odpowiedzi na bodziec dla całego systemu. Za podstawę przyjęto bodźce strukturalne o jednostkowej wartości – tj. 1 proc. dla PKB, CPI, kredytu oraz 1 p.p. dla stopy WIBOR, stopy oprocentowania kredytu i współczynnika wypłacalności CET1. Wartości tych bodźców można odczytać dla pierwszego okresu na wykresach o tym samym numerze wiersza i kolumny. Biorąc pod uwagę podane wcześniej cele analizy, należy skupić się na 6 kolumnie wykresów na rys. 7, tj. na ilustracji reakcji na bodziec w postaci zwiększenia współczynnika CET1 o 1 p.p. Ścieżkę zmian CET1 w czasie na skutek impulsowego zwiększenia tego współczynnika w pierwszym okresie pokazano na wykresie (6,6) na rys. 7. Można zauważyć, że początkowy impuls wygasł całkowicie w podanym horyzoncie prognozy (20 kwartałów). Podane w 6 kolumnie na wykresach wartości funkcji odpowiedzi na bodziec są konsekwencją przyjętej ścieżki modelowej dla współczynnika CET1. W tab. 8 podano syntetyczny obraz wzajemnego oddziaływania zmiennych w systemie. Na uwagę zasługuje istotność reakcji na bodźce PKB (kolumna 1) oraz istotną statystycznie ujemną reakcję kredytu na wzrost współczynnika wypłacalności CET1 (3 wiersz i 6 kolumna).

2.5.1. Wpływ współczynnika wypłacalności na tempo wzrostu PKB

Na podstawie oszacowanych IRF (rys. 1) można wyciągnąć ogólny wniosek, że wpływ zwiększenia CET1 na PKB cechuje wysoki stopień niepewności dla ścieżki rozwiązania tych modeli. Zgodnie z oczekiwaniami, iż wzrost CET1 stanowi w krótkim okresie koszt dla sektora bankowego, zaobserwowano ujemną reakcję PKB na wzrost CET1.

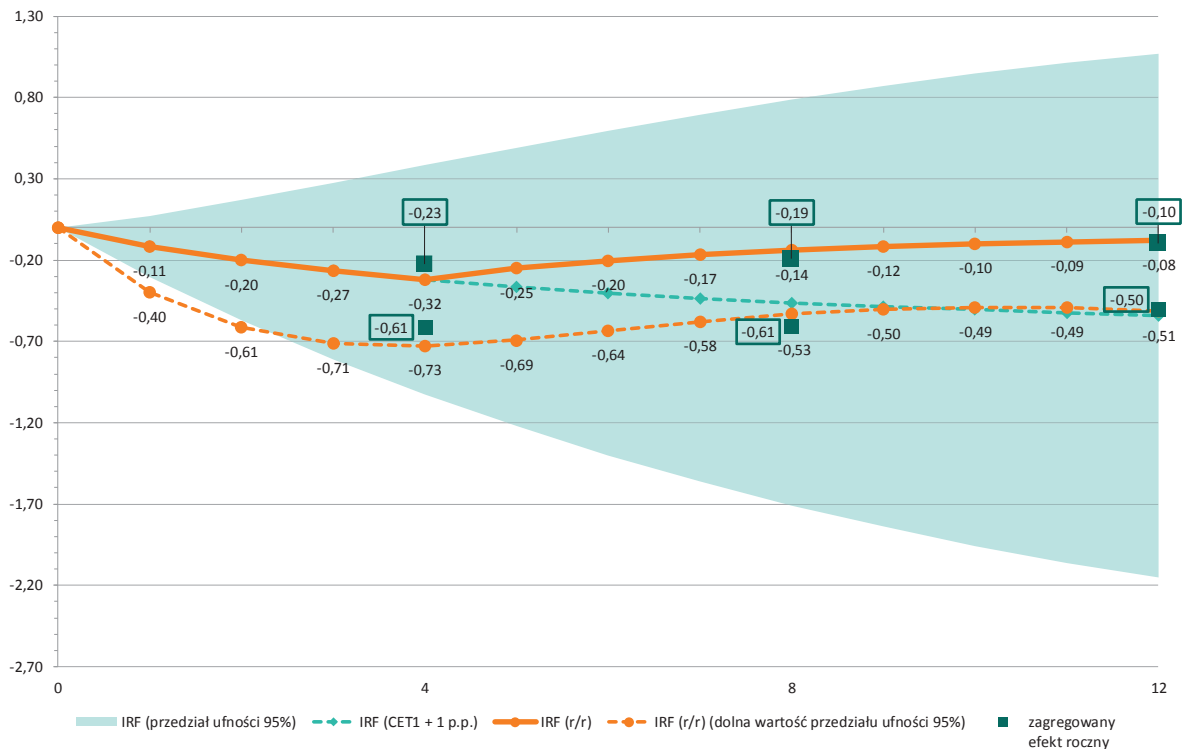
Biorąc pod uwagę, że IRF stanowi ocenę reakcji mnożnikowej, wyrażonej jako odległość ścieżki zakłóconej od ścieżki bazowej na skutek bodźca w chwili t , należy podać interpretację IRF. W przypadku analizowanego modelu SVAR dla poziomów zmiennych, wobec ujemnych wartości IRF powinno mówić się o niższej realizacji logarytmu poziomu PKB na skutek bodźca CET1 względem przyjętego rozwiązania bazowego.

Porównywano różne specyfikacje modelu z uwzględnieniem innych zmiennych (realny kurs walutowy, spread). Ponadto, rozpatrywano model oszczędnie sparametryzowany, w którym uwzględniono wyłącznie PKB, kredyt i CET1. W podjętych próbach otrzymano rezultat, że wpływ CET1 na PKB jest odporny na zmianę specyfikacji modelu SVAR. Zastosowanie wyłącznie dwóch zmiennych, tj. PKB i CET1 pokazało, że nieuwzględnienie kredytu w kanale transmisji znacząco obniża jakość szacunków. W wyniku przeprowadzonych prób można uznać, że kanał kredytowy stanowi najistotniejsze ogniwo polityki makroostrożnościowej.

Na rys. 1 podano wartości IRF dla bodźca w postaci zwiększenia współczynnika CET1 o 1 p.p. w pierwszym okresie horyzontu prognozy. Jako horyzont prognozy przyjęto trzy lata ($h = 12$), co odpowiada horyzontowi projekcji inflacji NBP. Rys. 1 zawiera następujące informacje:

- (a) wpływ bodźca na logarytm PKB wraz z przedziałem ufności (95%) (kolor jasnozielony),
- (b) wpływ bodźca na tempo wzrostu r/r PKB wraz z dolnym krańcem przedziału ufności (95%) (kolor pomarańczowy),
- (c) zagregowany spadek tempa wzrostu r/r PKB (kolor ciemnozielony).

Rysunek 1. Ilustracja wpływu zwiększenia CET1 o 1 p.p. na wzrost gospodarczy



Źródło: opracowanie własne.

Tablica 2. Szacunki ograniczenia rocznego tempa wzrostu PKB (w punktach proc.) na skutek wzrostu wymogu kapitałowego CET1 o 1 punkt proc.

Rok	wariant	Ograniczenie tempa wzrostu PKB (τ/τ)				
		efekt kwartalny				efekt roczny
		I	II	III	IV	
2017	oczekiwany	-0,11	-0,20	-0,27	-0,32	-0,23
	<i>pesymistyczny</i>	-0,40	-0,61	-0,71	-0,73	-0,61
2018	oczekiwany	-0,25	-0,20	-0,17	-0,14	-0,19
	<i>pesymistyczny</i>	-0,69	-0,64	-0,58	-0,53	-0,61
2019	oczekiwany	-0,12	-0,10	-0,09	-0,08	-0,10
	<i>pesymistyczny</i>	-0,50	-0,49	-0,49	-0,51	-0,50

Źródło: opracowanie własne.

Łatwo zauważyć na podstawie rys. 1, że IRF dla relacji PKB-CET1 cechowała się znaczącą zmiennością. W rezultacie, do podanych wyników należy podchodzić z ostrożnością. Należy również przyjąć, że przedział ufności dla szacunku spadku tempa wzrostu PKB, podanego w tab. 2, stanowiący nieliniową transformację przedziału pokazanego na rys. 1, wskazywałby, że te szacunki są również obarczone znaczącą niepewnością. W celu oszacowania tego przedziału zmienności dla temp wzrostu PKB posłużono się pomocniczo modelem VAR określonym dla rocznych temp wzrostu zmiennych wyjściowego modelu VAR (uwzględniając ich permutacje). Jego parametry oszacowano na próbie 2004Q3-2016Q4, aby zmniejszyć różnice wynikające z przyjęcia początku próby dla modelu VAR dla poziomów zmiennych w 2014Q1. Następnie symulacyjnie wyznaczono 95% przedział ufności dla IRF stosując metodę Monte Carlo dla $n=9999$ powtórzeń, przy założeniu błędów specyfikacji o rozkładzie normalnym. W rezultacie otrzymano przedział ufności, którego dolną wartość podano na rys. 1 i tab. 2. Pozwoliło to na wyznaczenie wariantu *pesymistycznego* ścieżki spadków tempa wzrostu PKB w krótkim i średnim okresie na skutek wzrostu wymogu kapitałowego o 1 p.p. Zgodnie z interpretacją przedziału ufności, dla którego podano jego dolny kraniec, wariant *pesymistyczny* może zaistnieć z prawdopodobieństwem mniejszym niż 2,5%.

Wyniki pokazane w tab. 2 wskazują w projekcji centralnej (wariant oczekiwany) na ograniczenie rocznego tempa wzrostu PKB w całym horyzoncie prognozy (względem scenariusza bazowego). Największy spadek tempa (0,23 p.p.) ze względu na przyjęty bodziec kapitałowy w postaci wzrostu CET1 o 1 p.p. wystąpił w pierwszym roku od wystąpienia zakłócenia. W kolejnych latach spadki były mniejsze. Zgodnie z podanymi wynikami, największego ograniczenia wzrostu PKB można spodziewać się w pierwszych dwóch latach od wystąpienia zakłócenia. W kolejnym roku spadek tempa nie przekraczał 0,1 p.p.

Należy również zauważyć, że proces wygasania zakłócenia był powolny ze względu na dużą inercję systemu, powodowaną uwzględnieniem czynników realnych – PKB oraz indeksu cen CPI. Uwzględnienie procesu inflacyjnego w analizach makroekonomicznych jest ważne z punktu widzenia roli cen w gospodarce. Również w przedstawionej analizie makrofinansowej uwzględnienie indeksu CPI było istotne z punktu widzenia kanału oddziaływania polityki pieniężnej poprzez zmiany stopy procentowej, wpływające również na kształtowanie się sytuacji w sektorze bankowym (podaż kredytu). Ten mechanizm transmisji zakłócenia CET1 reprezentują dwie stopy procentowe – WIBOR oraz stopa kredytu dla sektora niefinansowego. Przyjęto bowiem, że na skutek wzrostu wymogu kapitałowego banki ograniczą skalę kredytowania (nastąpi reglamentacja kredytu). Efektem kosztowym będzie natomiast wzrost oprocentowania kredytu.

Przedstawione wyniki empiryczne uprawniają do przyjęcia wniosku, że wzrost wymogów kapitałowych może wpływać ujemnie na tempo wzrostu gospodarczego w średnim okresie, przy czym spadek tempa wzrostu jest nieznaczny i waha się od kilku do kilkudziesięciu setnych punktu procentowego na skutek wzrostu wymogu kapitałowego CET1 o 1 p.p.

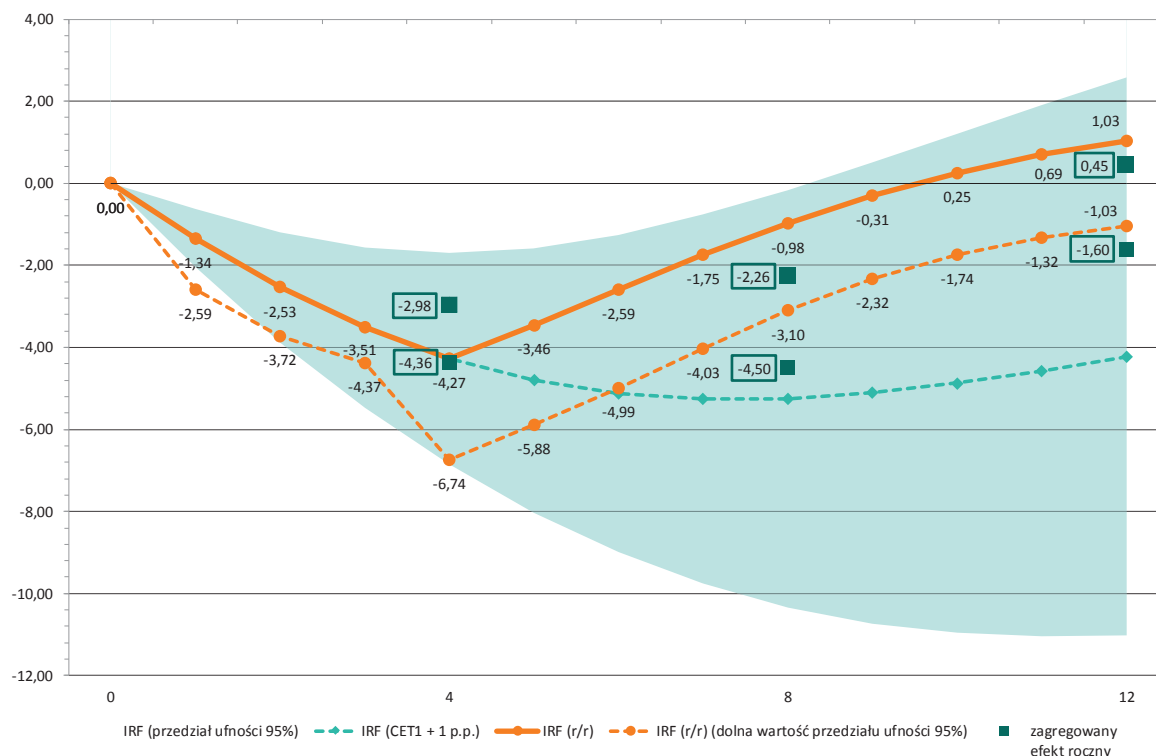
2.5.2. Wpływ współczynnika wypłacalności na tempo wzrostu kredytu

Na podstawie oszacowanych wartości IRF (rys. 2) można zauważyć, że wpływ zwiększenia CET1 na kredyt cechuje mniejszy stopień niepewności dla ścieżki centralnej rozwiązania modelu. W szczególności wpływ ten był statystycznie istotny w pierwszych dwóch latach od wystąpienia zakłócenia. Zgodnie z oczekiwaniami, iż wzrost CET1 stanowi w krótkim okresie koszt dla sektora bankowego, zaobserwowano ujemną reakcję kredytu na wzrost CET1.

Na rys. 2 podano wartości IRF dla bodźca w postaci zwiększenia współczynnika CET1 o 1 p.p. w pierwszym okresie horyzontu prognozy. Jako horyzont prognozy przyjęto trzy lata ($h=12$). Rys. 2 zawiera następujące informacje:

- (a) wpływ bodźca na logarytm kredytu wraz z przedziałem ufności (95%) (kolor jasnozielony),
- (b) wpływ bodźca na tempo wzrostu r/r kredytu wraz z dolnym krańcem przedziału ufności (95%) (kolor pomarańczowy),
- (c) zagregowany spadek tempa wzrostu r/r kredytu (kolor ciemnozielony).

Rysunek 2. Ilustracja wpływu zwiększenia CET1 o 1 p.p. na kredyt dla sektora niefinansowego



Źródło: opracowanie własne.

Tablica 3. Szacunki ograniczenia rocznego tempa wzrostu kredytu (w punktach proc.) na skutek wzrostu wymogu kapitałowego CET1 o 1 p.p.

Rok	wariant	Ograniczenie tempa wzrostu kredytu (τ/r)					efekt roczny
		efekt kwartalny					
		I	II	III	IV		
2017	oczekiwany	-1,34	-2,53	-3,51	-4,27	-2,98	
	pesymistyczny	-2,59	-3,72	-4,37	-6,74	-4,36	
2018	oczekiwany	-3,46	-2,59	-1,75	-0,98	-2,26	
	pesymistyczny	-5,88	-4,99	-4,03	-3,10	-4,50	
2019	oczekiwany	-0,31	0,25	0,69	1,03	0,45	
	pesymistyczny	-2,32	-1,74	-1,32	-1,03	-1,60	

Źródło: opracowanie własne.

Można zauważyć na podstawie rys. 2, że IRF dla relacji KREDYT-CET1 cechowała się znaczącą zmiennością, mniejszą jednak niż w przypadku PKB. W rezultacie, podobnie jak w przypadku PKB, do podanych wyników należy podejść z ostrożnością. Należy również

przyjąć, że przedział ufności dla szacunku spadku tempa wzrostu kredytu, podanego w tab. 3, stanowiący nieliniową transformację przedziału pokazanego na rys. 2, wskazywałby, że te szacunki są również obciążone znaczącą niepewnością. Wykonano szacunki tego przedziału ufności. Nie powiodła się próba wyznaczenia tego przedziału w całym horyzoncie IRF na podstawie modelu VAR wyrażonego dla rocznych temp wzrostu (takiego jak w przypadku relacji PKB-CET1) ze względu na znacznie przeszacowane wartości dla drugiego i trzeciego roku w horyzoncie IRF. W konsekwencji, dla drugiego i trzeciego roku od wystąpienia zakłócenia wykonano pomocnicze szacunki przedziału na podstawie wyjściowego modelu VAR (dla poziomów zmiennych) poprzez:

- (a) jego wielokrotne rozwiązanie metodą bootstrap (999 replikacji),
- (b) wyznaczenie rocznych przyrostów IRF,
- (c) wyznaczenie wariancji ich rozkładu.

W konsekwencji do porównania szacunków dla pierwszego roku na tle drugiego i trzeciego roku należy podejść z ostrożnością. Zgodnie z interpretacją przedziału ufności, wariant *pesymistyczny* może zaistnieć z prawdopodobieństwem mniejszym niż 2,5%.

Wyniki pokazane w tab. 3 wskazują w projekcji centralnej na ograniczenie rocznego tempa wzrostu kredytu (reglamentacja kredytu) w pierwszych dwóch latach od wystąpienia zakłócenia (względem scenariusza bazowego). Największy kwartalny spadek tempa (4,27 p.p.) ze względu na przyjęty bodziec kapitałowy w postaci wzrostu CET1 o 1 p.p. wystąpił w IV kwartale w pierwszym roku od wystąpienia zakłócenia (co przekłada się na przeciętny spadek w skali pierwszego roku o 2,98 p.p.). W kolejnych latach spadki były mniejsze. Zgodnie z podanymi szacunkami, największego ograniczenia tempa wzrostu kredytu można spodziewać się w pierwszych dwóch latach od wystąpienia zakłócenia. W kolejnym roku na skutek wygasania efektów kosztowych, nastąpił wzrost tempa kredytu przeciętnie o 0,45 p.p.

2.6. Wnioski

Znaczenie polityki makroostrożnościowej we współczesnej polityce gospodarczej jest coraz większe. Głównym celem polityki makroostrożnościowej jest utrzymanie warunków stabilności systemu finansowego poprzez wpływ na strukturę kapitałową sektora bankowego. To sektor bankowy jest bowiem odpowiedzialny za znakomitą większość przypadków niestabilności systemu finansowego. Dlatego polityka makroostrożnościowa skupia się właśnie na

sektorze bankowym, którego aktywność może poprzez kanał kredytowy wzmacniać efekty zmian stóp procentowych w ramach polityki pieniężnej.

Politykę makroostrożnościową należy uznać za coraz ważniejszy instrument łagodzenia wahań cyklu finansowego i koniunkturalnego. Te dwa rodzaje cykli – chociaż o różnej amplitudzie i długości – są ze sobą związane. Wiele badań pokazuje wzajemny wpływ sektora finansowego na sferę realną gospodarki (por. Serwa, Wdowiński, 2017). Ten wpływ realizuje się poprzez różne kanały, z których najważniejsze to: kanał kredytowy (związany z podażą kredytu) i kanał bilansowy (związany z bogactwem uczestników rynku finansowego). Badania nad naturą związków cyklu finansowego i koniunkturalnego oraz ich synchronizacją należy uznać za ważny obszar analiz empirycznych.

Biorąc pod uwagę powyższe wnioski ogólne wykonano szacunki wpływu wzajemnego oddziaływania sektora finansowego i realnego w Polsce na podstawie strukturalnego modelu wektorowej autoregresji (SVAR). W analizie skupiono się na wpływie współczynnika wypłacalności kapitału pierwszej kategorii (CET1) na wzrost PKB i kredyt dla sektora niefinansowego. Z przeprowadzonych analiz wynika, że kanał kredytowy może stanowić najistotniejsze ogniwo polityki makroostrożnościowej w Polsce. Bowiem nieuwzględnienie kredytu w kanale transmisji znacząco obniżało jakość szacunków. Pokazano również, że wpływ CET1 na PKB oraz kredyt jest odporny na zmianę specyfikacji modelu SVAR.

Na podstawie otrzymanych wyników w horyzoncie trzech lat można przyjąć, że wzrost współczynnika wypłacalności stanowi w krótkim i średnim okresie koszt, który przejawia się w spadku podaży kredytu i obniżeniu się tempa wzrostu gospodarczego. Pokazano, że zmienność odpowiedzi na wzrost współczynnika wypłacalności jest większa w przypadku PKB i w związku z tym reakcja PKB w scenariuszu pesymistycznym wahań kapitałowych może być znacząca.

W przypadku PKB, w wariacie oczekiwany, otrzymano wynik wskazujący na ograniczenie rocznego tempa wzrostu PKB w całym horyzoncie prognozy. Największy spadek tempa (0,23 p.p.) na bodziec w postaci wzrostu CET1 o 1 p.p. wystąpił w pierwszym roku od wystąpienia zakłócenia. W kolejnych latach spadki były mniejsze. Największego ograniczenia wzrostu PKB można spodziewać się w pierwszych dwóch latach od wystąpienia zakłócenia. W kolejnym roku spadek tempa nie przekraczał 0,1 p.p. Można przyjąć, że wzrost wymogów kapitałowych może wpływać ujemnie na tempo wzrostu gospodarczego w średnim okresie, przy czym spadek tempa wzrostu jest nieznaczny i waha się od kilku do kilkudziesięciu setnych punktu procentowego na skutek wzrostu wymogu kapitałowego CET1 o 1 p.p.

W przypadku kredytu, w wariantcie oczekiwany, wskazano na efekt reglamentacji kredytu w pierwszych dwóch latach od wystąpienia zakłócenia w postaci wzrostu CET1 o 1 p.p. - przeciętny spadek tempa w skali pierwszego roku wyniósł 2,98 p.p. W kolejnych latach spadki były mniejsze.

Pokazane szacunki mogą prowadzić do wniosku, że wahania cyklu finansowego i koniunkturalnego w Polsce są powiązane. Ponadto, wzrost współczynników kapitałowych stanowi w krótkim i średnim okresie koszt dla sektora finansowego i sfery realnej, skutkujący spadkiem podaży kredytu i ograniczeniem wzrostu gospodarczego. W długim okresie należy spodziewać się dominacji efektów związanych z ograniczeniem prawdopodobieństwa kryzysu finansowego na skutek wzrostu wymogów kapitałowych, co powinno korzystnie wpłynąć na sektor realny w Polsce.

2.7. Załączniki

Obliczenia uzupełniające

Na rys. 3-6 oraz w tab. 4-7 podano wartości spadku tempa wzrostu PKB (r/r) oraz kredytu (r/r) w każdym kwartale w horyzoncie dwóch lat¹ dla różnej wartości zakłócenia współczynnika CET1 – odpowiednio o 1 i 5 p.p. Wyniki uzyskano na podstawie symulacji (bootstrap) modelu SVAR (dla poziomów zmiennych), w rezultacie transformacji IRF do przyrostów r/r ($n = 999$ replikacji, przedział ufności 1,96 sigma).

Oznaczenia:

C1 – dolna wartość przedziału ufności 95%,

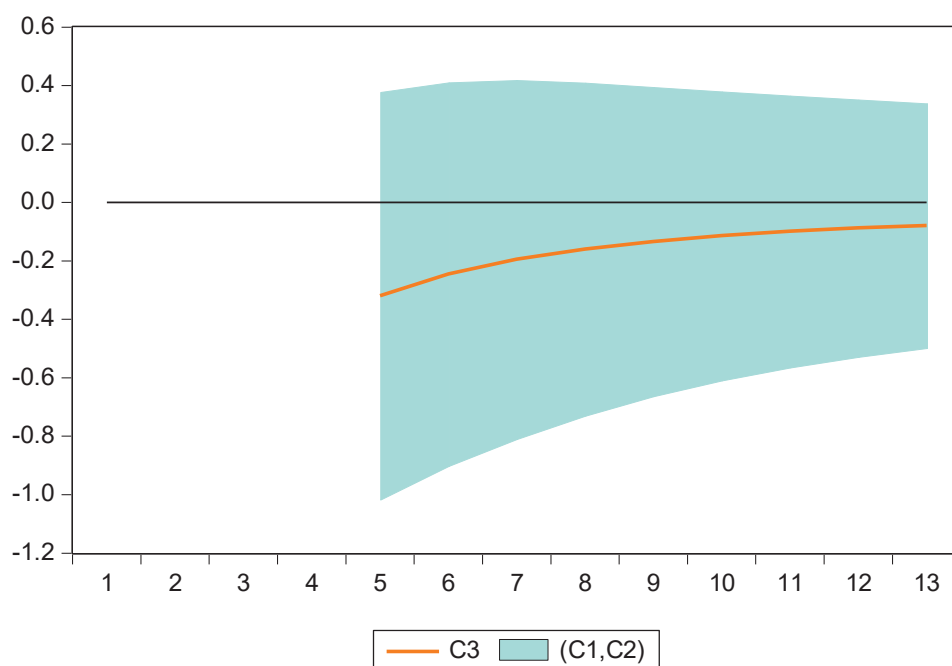
C2 – górna wartość przedziału ufności 95%,

C3 – ścieżka centralna.

Na osi X podano kolejne okresy symulacji, na osi Y oznaczono wartości rocznego tempa wzrostu zmiennej względem rozwiązania kontrolnego. W szczególności, dla ścieżki centralnej C3 wartości te oznaczają zmniejszenie tempa wzrostu PKB i kredytu na skutek zakłócenia CET1.

¹ Wyniki podano dla dwóch ostatnich lat w przyjętym trzyletnim horyzoncie prognozy ($h=12$), gdyż aproksymacja IRF dla rocznych temp wzrostu na podstawie przyjętego modelu SVAR dla poziomów zmiennych powoduje utratę czterech początkowych obserwacji.

Rysunek 3. Ilustracja wpływu zwiększenia CET1 o 1 p.p. na roczne tempo PKB

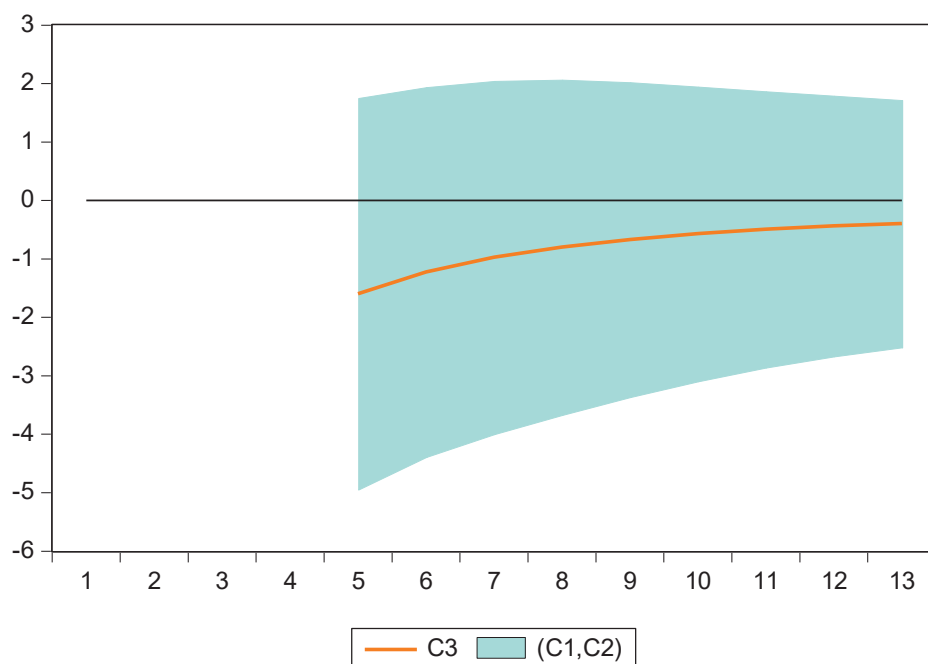


Źródło: opracowanie własne.

Tablica 4. Wpływ zwiększenia CET1 o 1 p.p. na roczne tempo PKB

Wyszczególnienie	C1	C2	C3
2017Q4	-1,02	0,38	-0,32
2018Q1	-0,90	0,41	-0,24
2018Q2	-0,81	0,42	-0,19
2018Q3	-0,73	0,41	-0,16
2018Q4	-0,66	0,40	-0,13
2019Q1	-0,61	0,38	-0,11
2019Q2	-0,56	0,37	-0,10
2019Q3	-0,53	0,35	-0,09
2019Q4	-0,50	0,34	-0,08

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 4. Ilustracja wpływu zwiększenia CET1 o 5 p.p. na roczne tempo PKB

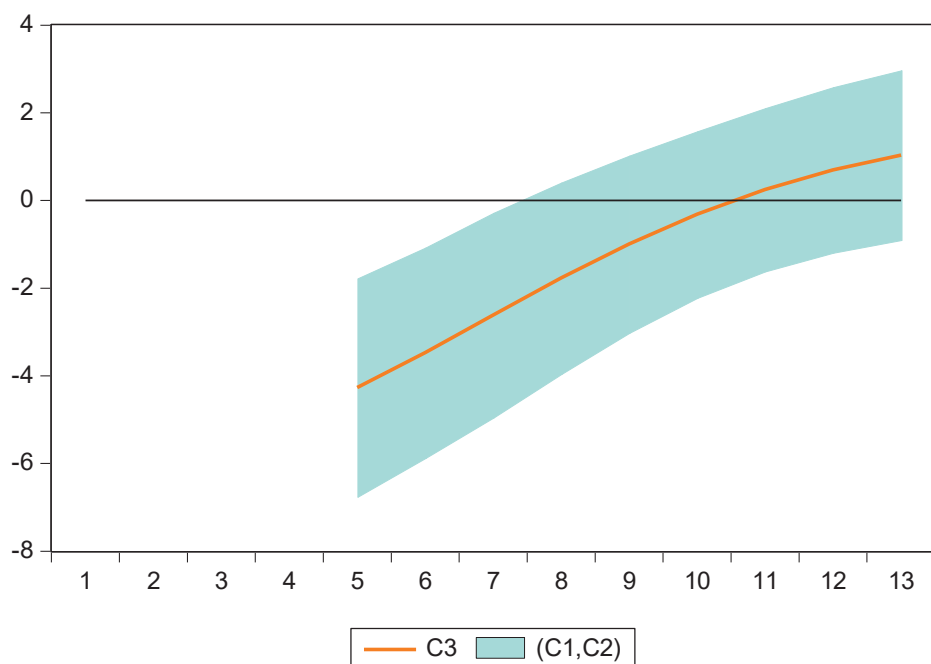
Źródło: opracowanie własne.

Tablica 5. Wpływ zwiększenia CET1 o 5 p.p. na roczne tempo PKB

Wyszczególnienie	C1	C2	C3
2017Q4	-4,94	1,76	-1,59
2018Q1	-4,38	1,94	-1,22
2018Q2	-4,00	2,05	-0,97
2018Q3	-3,67	2,07	-0,80
2018Q4	-3,36	2,03	-0,67
2019Q1	-3,09	1,95	-0,57
2019Q2	-2,86	1,87	-0,49
2019Q3	-2,66	1,80	-0,43
2019Q4	-2,51	1,72	-0,39

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 5. Ilustracja wpływu zwiększenia CET1 o 1 p.p. na roczne tempo kredytu

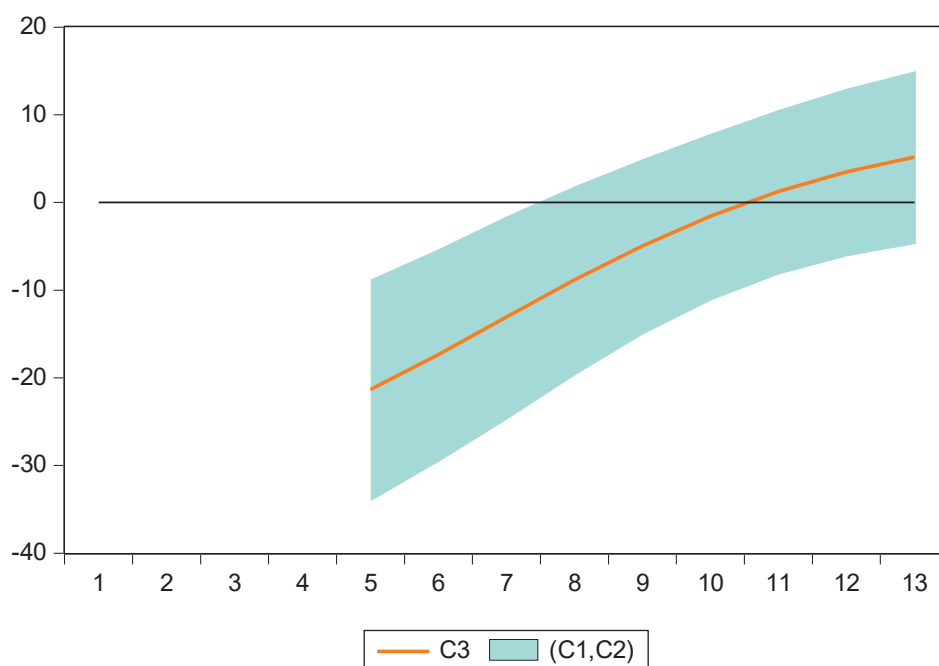


Źródło: opracowanie własne.

Tablica 6. Wpływ zwiększenia CET1 o 1 p.p. na roczne tempo kredytu

Wyszczególnienie	C1	C2	C3
2017Q4	-6,76	-1,77	-4,26
2018Q1	-5,87	-1,07	-3,47
2018Q2	-4,95	-0,28	-2,61
2018Q3	-3,96	0,42	-1,77
2018Q4	-3,01	1,03	-0,99
2019Q1	-2,22	1,59	-0,31
2019Q2	-1,61	2,11	0,25
2019Q3	-1,18	2,59	0,70
2019Q4	-0,90	2,98	1,04

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 6. Ilustracja wpływu zwiększenia CET1 o 5 p.p. na roczne tempo kredytu

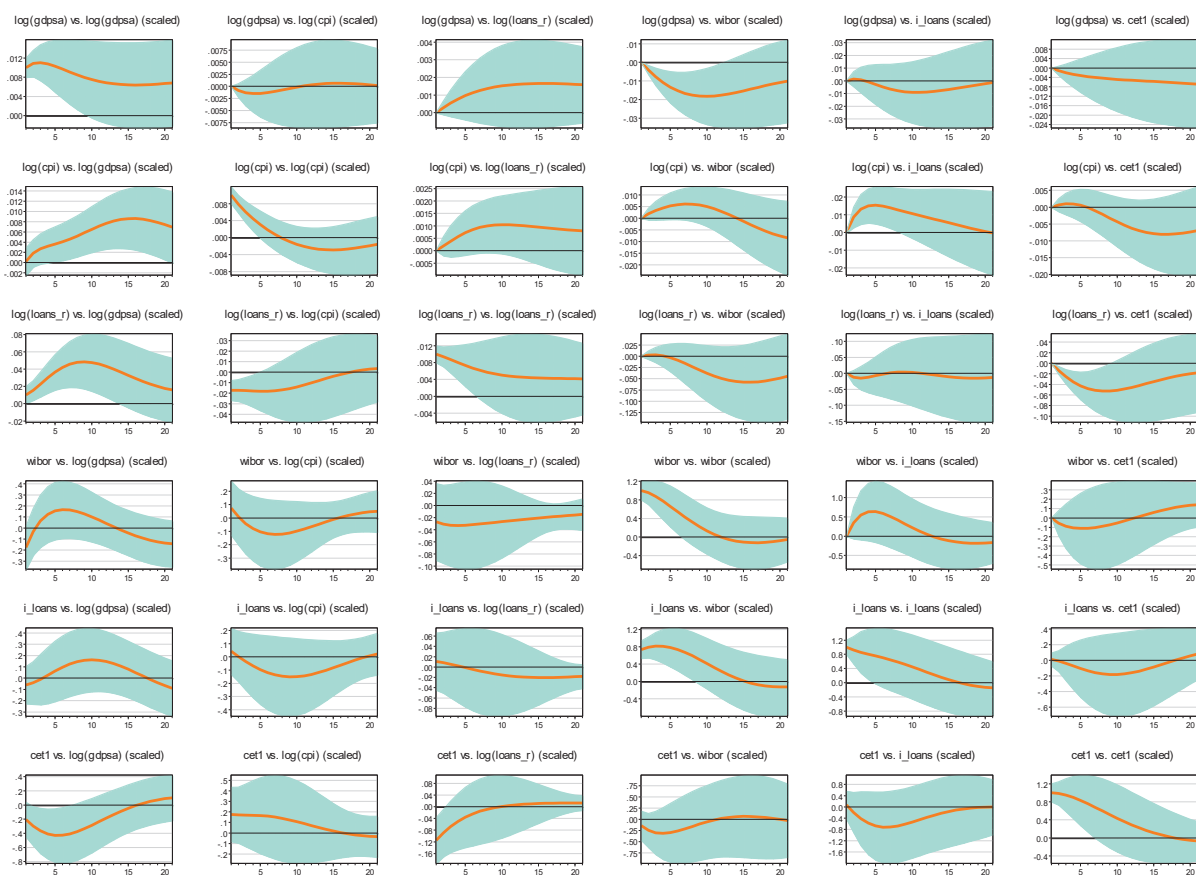
Źródło: opracowanie własne.

Tablica 7. Wpływ zwiększenia CET1 o 5 p.p. na roczne tempo kredytu

Wyszczególnienie	C1	C2	C3
2017Q4	-33,90	-8,75	-21,32
2018Q1	-29,40	-5,30	-17,35
2018Q2	-24,59	-1,53	-13,06
2018Q3	-19,57	1,88	-8,84
2018Q4	-14,89	4,96	-4,97
2019Q1	-11,01	7,86	-1,57
2019Q2	-8,07	10,59	1,26
2019Q3	-6,01	13,02	3,51
2019Q4	-4,60	14,98	5,19

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 7. Funkcje odpowiedzi na bodziec dla modelu SVAR



Uwagi: Na rysunku podano reakcję zmiennych endogenicznych modelu SVAR na jednostkową zmianę zmiennej zakłócającej (określenie „scaled”). W przypadku CET1 oznaczało to wzrost o 1 p.p. (rysunek w 6 wierszu i 6 kolumnie). Wszystkie rysunki w 6 kolumnie ilustrują wpływ jednostkowego zakłócenia strukturalnego w postaci wzrostu CET1 o 1 p.p. Na wszystkich rysunkach przyjęto horyzont 20 okresów (5 lat). Rysunek w 1 wierszu i 6 kolumnie (1,6) odpowiada rys. 1 (przedział ufności wraz z linią zieloną). Rysunek 3,6 odpowiada rys. 2 (przedział ufności wraz z linią zieloną).

Tablica 8. Mapa powiązań zmiennych w modelu SVAR

	LOG(GDPSA)	LOG(CPI)	LOG(LOANS_R)	WIBOR	I_LOANS	CET1
LOG(GDPSA)	(+) ; 9 ; 0,42			(-) ; 11 ; 0,52		
LOG(CPI)	(+) ; 18 ; 0,85	(+) ; 4 ; 0,19			(+) ; 7 ; 0,33	
LOG(LOANS_R)	(+) ; 13 ; 0,61	(-) ; 5 ; 0,23	(+) ; 6 ; 0,28			(-) ; 8 ; 0,38
WIBOR				(+) ; 6 ; 0,28		
I_LOANS				(+) ; 8 ; 0,38	(+) ; 4 ; 0,19	
CET1	(-) ; 6 ; 0,28		(-) ; 2 ; 0,09			(+) ; 7 ; 0,33

Uwagi: Nazwy w kolumnach oznaczają zmienną zakłócaną, zmienne reagujące na zakłócenie podano w wierszach. Symbole oddzielono średnikiem w poszczególnych komórkach. Symbol „+” oznacza statystycznie istotny dodatni wpływ zmiennej zakłócającej na jednostkowy szok. Symbol „-” oznacza statystycznie istotny ujemny wpływ zmiennej zakłócającej na jednostkowy szok. Liczba całkowita po pierwszym średniku oznacza liczbę okresów, w których reakcja na bodziec była statystycznie istotna. Ułamki dziesiętne po drugim średniku oznaczają udział liczby okresów, w których reakcja na bodziec była statystycznie istotna w liczbie wszystkich okresów w horyzoncie prognozy (20 kwartałów). Statystycznie istotne reakcje dodatnie są oznaczone kolorem zielonym (gradacja), reakcje ujemne są oznaczone kolorem czerwonym (gradacja), natomiast reakcje mieszane – dodatnie i ujemne – kolorem szarym. Puste komórki oznaczają brak statystycznie istotnej reakcji na bodziec.

3. Ocena wpływu stosowania instrumentów polityki makroostrożnościowej na przebieg cyklu finansowego – przegląd literatury

3.1. Kryteria oceny efektywności polityki makroostrożnościowej

Zgodnie z publikacją IMF-FSB-BIS (2016), ocena efektywności instrumentów polityki makroostrożnościowej obejmuje:

- 1) ocenę stopnia, w jakim instrument makroostrożnościowy zwiększa odporność systemu finansowego (ang. *impact on resilience*);
- 2) ocenę stopnia, w jakim instrument makroostrożnościowy wpływa na dynamikę kredytu oraz cen aktywów (ang. *impact on credit dynamics and asset prices*).

W pierwszym podejściu sprawdza się, czy wartość miary odporności poprawiła się po wprowadzeniu w życie odpowiedniego instrumentu makroostrożnościowego. Na przykład, przedmiotem analiz może być wpływ wprowadzenia wiążącego maksymalnego ograniczenia wartości wskaźnika LtV lub LtI na zróżnicowanie wartości wskaźników wśród pożyczkobiorców (rozkład *ex post*), por. IMF-FSB-BIS (2016). Badania tego typu przeprowadzili dla strefy euro Gross i Población García (2016), a na przykładzie Hong-Kongu, Wong, Tsang i Kong (2014). Pierwsze podejście odnosi się przede wszystkim do przestrzennego lub przestrzenno-czasowego wymiaru ryzyka systemowego.

Drugie podejście odnosi się do czasowego wymiaru ryzyka systemowego. W tym podejściu bada się, czy wprowadzenie instrumentu miało wpływ na zmiany wielkości wskaźnika kredytu lub ryzyka. Jak zauważono w opracowaniu IMF-FSB-BIS (2016), główną trudnością tego typu analiz jest ograniczona możliwość stwierdzenia, czy obserwowana zmiana jest skutkiem wprowadzenia danego instrumentu makroostrożnościowego, czy jest wynikiem oddziaływania innych czynników. W niniejszym opracowaniu skupiono się na drugiej interpretacji efektywności polityki makroostrożnościowej. Przyjęto zatem, że instrument makroostrożnościowy może być nazwany efektywnym *ex post* jeżeli doprowadził do wygładzenia przebiegu cyklu finansowego, ograniczenia nadmiernej akcji kredytowej lub użycia dźwigni finansowej².

² W ten sposób nawiązujemy również do pierwszego celu pośredniego polityki makroostrożnościowej według klasyfikacji ERRS.

3.2. Trudności w ocenie efektywności instrumentów makroostrożnościowych w krajach UE

Podczas gdy instrumenty polityki makroostrożnościowej były stosowane w krajach wschodzących w okresie przed wybuchem kryzysu finansowego w 2008 r., w pozostałych krajach ramy instytucjonalne polityki makroostrożnościowej zostały wprowadzone dopiero po kryzysie finansowym. Stąd, ze względu na krótki okres stosowania omawianych instrumentów, ocena ich efektywności jest zadaniem trudnym, por. IMF-FSB-BIS (2016).

Badanie przebiegu cyklu finansowego oraz wpływu instrumentów polityki makroostrożnościowej wymaga przeanalizowania danych historycznych, dotyczących przynajmniej kilku dekad. Analizy porównawcze są utrudnione ze względu na zmiany strukturalne, które mogły zajść w analizowanych krajach. Ponadto, w określonych uwarunkowaniach historycznych, stosowane instrumenty polityki gospodarczej były postrzegane jako instrumenty o naturze makroostrożnościowej, chociaż współcześnie nie są już klasyfikowane jako instrumenty makroostrożnościowe. Na przykład, w Hiszpanii kryzysy gospodarcze były ściśle związane z kryzysami bankowymi. Anguren Martín (2011) zauważa, że możliwa jest identyfikacja pięciu faz spadkowych cyklu koniunkturalnego, które zbiegły się z kryzysem bankowym w Hiszpanii: 1974-1975, 1980-1982, 1991-1993, 2001-2002 oraz 2009-2014. Z kolei Sala, Torres i Farre (2016) dla danych od 1970 r. dowodzą, że cykl koniunkturalny wpływa z nieznanym opóźnieniem na udzielony kredyt dla sektora przedsiębiorstw niefinansowych. Zrozumienie przebiegu cyklu finansowego w tym kraju wymaga dodatkowo zrozumienia zmian ustrojowych i strukturalnych w sektorze bankowym. Zwiększona lub zmniejszona akcja kredytowa nie była tu jedynie wypadkową czynników mikro- i makroekonomicznych oraz wewnętrznej polityki instytucji oraz działań regulacyjnych. Zmiany w akcji kredytowej były również determinowane zmianami ustroju i obowiązującymi ówczesnie zasadami polityki gospodarczej.

Biorąc pod uwagę długookresowy z natury horyzont analiz efektywności polityki makroostrożnościowej, należy zaznaczyć, że na cykl koniunkturalny i finansowy mogą oddziaływać nie tylko instrumenty polityki makroostrożnościowej, ale również elementy polityki fiskalnej i monetarnej. Przebieg cyklu może też być zdeterminowany reformami strukturalnymi (sektorowymi). Restrykcyjna polityka pieniężna sprzyja ograniczeniu akcji kredytowej, podobnie jak antycykliczne instrumenty makroostrożnościowe. Zwiększenie wydatków publicznych może w warunkach kryzysu złagodzić recesję oraz mieć wpływ na wygładzenie cyklu finansowego. W wielu przypadkach brak analizy interakcji polityki gospodarczej z instrumentami makroostrożnościowymi może prowadzić do wyciągnięcia niewłaściwych wniosków. Niezbędne są dalsze badania nad interakcją polityki monetarnej, fiskalnej i makroostrożnościowej oraz mechanizmów transmisji tych polityk.

Zgodnie z „The ESRB Handbook on Operationalising Macro-prudential Policy in the Banking Sector”, bezpośrednim celem polityki makroostrożnościowej jest zapewnienie stabilności systemu finansowego jako całości. W opracowaniu ERRS poszczególnym instrumentom polityki makroostrożnościowej przypisano określone cele pośrednie. Głównym celem pośrednim jest zapobieganie zagrożeniom i ograniczenie ryzyka związanego z:

- nadmiernym wzrostem kredytu lub użyciem dźwigni finansowej (ang. *excessive credit growth and leverage*);
- wystąpieniem nadmiernego niedopasowania w zakresie zapadalności aktywów i pasywów oraz brakiem płynności (ang. *excessive maturity mismatch and market illiquidity*);
- bezpośrednią i pośrednią koncentracją ryzyka (ekspozycji) (ang. *direct and indirect exposure concentration*);
- oddziaływaniem zniekształconych bodźców, które prowadzą do „pokusy nadużycia” (ang. *moral hazard*).

Instrumenty makroostrożnościowe odnoszą się zarówno do czasowego wymiaru ryzyka systemowego, jak i wymiaru przestrzennego. Zachowanie sfery realnej gospodarki i systemu finansowego jest nie tylko wynikiem procyklicznego, antycyklicznego lub acyklicznego zachowania się zmiennych mikro i makroekonomicznych, ale również wypadkową zmian strukturalnych występujących w czasie. Sposób zachowania się cyklu finansowego warunkują ponadto rozwiązania instytucjonalne, por. Nier, Osiński, Jácome, Madrid (2011), Dobrzańska (2014).

Ze względu na trudność odizolowania wpływu wyłącznie instrumentów mających na celu wygładzenie cyklu, w analizach rozważa się przeważnie kombinacje instrumentów polityki makroostrożnościowej. Nie bez przyczyny w opracowaniach Europejskiej Rady ds. Ryzyka Systemowego przedstawia się całościowe zestawienie dotyczące poluzowania i zaostrzania instrumentów makroostrożnościowych, to znaczy bufora antycyklicznego, instrumentów sektorowych³, bufora ryzyka systemowego, bufora instytucji systemowo ważnych (O-SII oraz G-SII) oraz innych instrumentów stosowanych w danym kraju. Określone instrumenty polityki makroostrożnościowej mogą bezpośrednio wpływać na najważniejszy komponent cyklu finansowego, tzn. na cykl kredytowy. Inne instrumenty polityki makroostrożnościowej mogą jednak wpływać pośrednio na cykl finansowy poprzez oddziaływanie na stabilność systemu finansowego, a w konsekwencji również na sytuację makroekonomiczną danego kraju. Biorąc pod uwagę wnioski dotyczące synchronizacji cyklu koniunkturalnego i finansowego⁴ oraz badania nad wpływem cyklu koniunkturalnego na cykl finansowy dla wybra-

³ Instrumentów mających na przykład ograniczyć ryzyko w sektorze nieruchomości.

⁴ Por. pierwsza część raportu.

nych krajów, należy stwierdzić, że bardziej zasadna jest próba całościowej oceny efektywności kombinacji instrumentów i uwarunkowań instytucjonalnych nadzoru makroostrożnościowego niż poszczególnych instrumentów.

4. Literatura

Aghion P., Bolton P., Dewatripont M. (2000), Contagious bank failures in a free banking system, *European Economic Review*, 44(4-6), 713-718.

Anguren Martín, R. (2011), Credit Cycles: Evidence Based on a Non Linear Model for Developing Countries, Banco de España Working Paper, No. 1113, May

Apostoaie C-M., Percic S. (2014) Credit Cycle and Business Cycles in Twenty EU Economies, *Procedia Economics and Finance* 15: 1055–1064.

Azevedo J.V., Koopman S.J., Rua A (2006) Tracking the Business Cycle of the Euro Area: a Multivariate Model-Based Band-Pass Filter, *Journal of Business and Economic Statistics*, 24(3): 278–290.

Baxter M., King R.G (1999) Measuring Business Cycles: Approximate Band–Pass Filters for Economic Time Series, *The Review of Economics and Statistics* 81(4): 575–593.

Bernanke B., Gertler M., Gilchrist S. (1996), The Financial Accelerator and the Flight to Quality, *The Review of Economics and Statistics* 78, 1-15

Bernanke B.S., Gertler M. (1995), Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission, *Journal of Economic Perspectives* 9(4), 27-48.

Bernanke B.S., Lown C.S. (1991), The credit crunch, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 205-247.

Bernanke, B., Gertler M., Gilchrist S. (1999), The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework in J., B. Taylor and M., Woodford eds., *Handbook of Macroeconomics* Vol. 1, Part C, Elsevier.

Borio C. (2012), The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt? *BIS Working Papers* 395

Borio C., Furfine C., Lowe P. (2001), Procyclicality of the financial system and financial stability: Issues and policy options, [in:] *Marrying the macro- and micro-prudential dimensions of financial stability*, *BIS Papers*, no 1, 1–57

Brockwell P.J., Davis R.A (2002) *Time Series: Theory and Methods*, Springer–Verlag, New York.

Burnside C (1998) Detrending and Business Cycle Facts: A Comment. *Journal of Monetary Economics* 41: 513–532.

Christiano L.J., Fitzgerald T.J. (1999) The Band Pass Filter, *NBER Working Paper Series No. 7257*, <http://www.nber.org/papers/w7257>.

Claessens S., Ayhan Kose M., Terrones M.E. (2011) *Financial Cycles: What? How? When?*, IMF Working Paper, WP/11/76.

Clement P. (2010), The term 'macroprudential': origins and evolution, *BIS Quarterly Review*, March.

Corduneanu C. (1989) *Almost Periodic Functions*, Chelsea, New York.

Croux Ch., Forni M., Reichlin L. (2001) A Measure of Co-movement for Economic Variables: Theory and Empirics, *The Review of Economics and Statistics* 83(2): 232–241.

Dobrzańska A. (2014), Polityka makroostrożnościowa – zagadnienia instytucjonalne. Teoria i dotychczasowe doświadczenia w Unii Europejskiej, *Materiały i Studia*, nr 307.

Drehmann M., Borio C., Tsatsaronis K. (2012), Characterising the Financial Cycle: Don't Lose Sight of the Medium Term!, *BIS Working Papers* 380

ECB (2010), *Financial stability review*, European Central Bank, December.

European Systemic Risk Board, ESRB (2014), *The ESRB Handbook on Operationalising Macroprudential Policy in the Banking Sector*, Frankfurt

Ftiti Z. (2010) The Macroeconomic Performance of the Inflation Targeting Policy: An Approach Based on the Evolutionary Co-Spectral Analysis (Extension for the Case of a Multivariate Process), *Economic Modelling* 27, 468–476.

Gómez V. (1999) *Three equivalent methods for filtering finite nonstationary time series*, *Journal of Business and Economic Statistics*, 17(1):109-117, 1999

Gómez V. (2001) *The Use of Butterworth Filters for Trend and Cycle Estimation in Economic Time Series*, *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(3), 365-373

Gomez-Gonzalez J.E, Villamizar-Vilegas M., Zarate H.M., Amadar J.S., Gaitan-Maldonado C. (2015) Credit and Business Cycles: Causal Effects in the Frequency Domain, *Ensayos sobre Política Económica* 33: 176–189.

Gross, M., Población-García, F.J. (2016), Assessing the efficacy of borrower-based macroprudential policy using an integrated micro-macro model for European households, *ECB Working Paper*, No. 1881, February.

Guttentag J., Herring R. (1987), Emergency liquidity assistance for international banks, w: R. Portes, A.K. Swoboda (red.), *Threats to international financial stability*, Cambridge University Press, 150-195.

Hamilton J.D (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press, New Jersey.

Hanson S.G., Kashyap A.K., Stein J.C. (2011), A macroprudential approach to financial regulation, *Journal of Economic Perspectives*, 25(1), 3–28.

Harvey A.C. (2004) Tests for cycles, [in:] A.C. Harvey, S.J. Koopman, N. Shephard (eds), *State space and unobserved component models*, CUP, pages 102–119.

Harvey A.C., Trimbur T.M. (2003) General Model-Based Filters for Extracting Cycles and Trends in Economic Time Series, *The Review of Economics and Statistics* 85(2): 244–255.

Harvey A.C., Trimbur T.M., Van Dijk H.K. (2007) Trends and Cycles in Economic Time Series: A Bayesian Approach, *Journal of Econometrics* 140: 618–649.

Hodgman D.R. (1960), Credit risk and credit rationing, *Quarterly Journal of Economics*, 74(2), 258-278.

Hodrick R.J., Prescott E.C. (1997) Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking* 29: 1–16.

Hurd H., Miamee A.G. (2007), *Periodically Correlated Random Sequences: Spectral Theory and Practice*, Wiley, Hoboken, New Jersey

IMF-FSB-BIS (2016) Elements of Effective Macroprudential Policies, Lessons from International Experience, <http://www.imf.org/external/np/g20/pdf/2016/083116.pdf>

Jaffee D.M. (1971), *Credit rationing and the commercial loan market*, John Wiley & Sons, N.Y.

Jaffee D.M., Modigliani F. (1969), A theory and test of credit rationing, *American Economic Review*, 59(5), 850-872.

Jordá O., Schularick M., Taylor A.M. (2011), *When Credit Bites Back: Leverage, Business Cycles and Crises*, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series 2011-27

Koopman S.J., Shephard N. (2015) *Unobserved Components and Time Series Econometrics*, Oxford university Press, Oxford.

Koskela E. (1976), *A study of bank behavior and credit rationing*, Helsinki: Academia Scientiarum Fennica.

Lee K.M. (2010) *Filtering Non-Linear State Space Models: Methods and Economic Applications*, Rozenberg Publishers.

Lenart Ł. (2011) Asymptotic Distributions and Subsampling in Spectral Analysis for Almost Periodically Correlated Time Series, *Bernoulli* 17(1): 290–319.

Lenart Ł. (2013) Non-Parametric Frequency Identification and Estimation in Mean Function for Almost Periodically Correlated Time Series, *Journal of Multivariate Analysis* 115: 252–269.

Lenart Ł. (2015) Discrete Spectral Analysis: the Case of Industrial Production in Selected European Countries, *Dynamic Econometric Models* 15: 27-47.

Lenart Ł., Pipień M. (2013a) Almost Periodically Correlated Time Series in Business Fluctuations Analysis: the case of Poland, *Acta Physica Polonica A* 123: 70-86.

Lenart Ł., Pipień M. (2013b) Seasonality Revisited - Statistical Testing for Almost Periodically Correlated stochastic process, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics* 5: 85-102.

Lenart Ł., Pipień M. (2015) Empirical Properties of the Credit and Equity Cycle within Almost Periodically Correlated Stochastic Processes - the Case of Poland, UK and USA, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics* 7(3): 169-186.

Lenart Ł., Pipień M. (2017) Non-Parametric Test for the Existence of the Common Deterministic Cycle: The Case of the Selected European Countries, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics* 9(3): 201-241.

Lenart Ł., Pipień M., Mazur B. (2016) Statistical Analysis of Business Cycle Fluctuations in Poland Before and After the Crisis, *EQUILIBRIUM. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy* 11(4): 769-783.

Lütkepohl H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin.

McAdam P., Mestre R. (2008) Evaluating Macro-Economic Models in the Frequency Domain: A Note, *Economic Modelling* 25: 1137-1143.

Metz R. (2009) Comment on "Stock Markets and Business Cycle Co-movement in Germany Before World War I: Evidence from Spectral Analysis", *Journal of Macroeconomics* 31: 58-67.

Miles D., Yang J., Marcheggiano G. (2011), *Optimal bank capital*, Discussion Paper, 31, Bank of England.

Nier, E., Osiński, J., Lácóme, L., Madrid, P. (2011), *Towards Effective Macroprudential Policy Frameworks: An Assessment of Stylized Institutional Models*, IMF WP 11/250, November.

Orlov A.G. (2006) Capital Controls and Stock Market Volatility in Frequency Domain, *Economics Letters* 91: 222-228.

Orlov A.G. (2009) A Co-spectral Analysis of Exchange Rate Co-movements During Asian Financial Crisis, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 19: 742-758.

Pakko M.R. (2004) A Spectral Analysis of the Cross-Country Consumption Correlation Puzzle, *Economics Letters* 84: 341-347.

Pelagatti M.M. (2016) *Time Series Modelling with Unobserved Components*, Taylor & Francis Group, Boca Raton.

Priestley M.B. (1981) *Spectral Analysis and Time Series*, Academic Press, London.

Sala Ríos M., Torres Solé T, Farre Perdiguer, M. (2016), Credit and business cycles' relationship: evidence from Spain, *Portuguese Economic Journal*, vol. 15, no. 3.

Saporta V., Haldane A., Hall S., Tanaka M. (2004), Financial stability and macroeconomic models, Bank of England Financial Stability Review, 16, 80-88.

Stein J.C. (2011), Monetary policy as financial-stability regulation, NBER Working Paper Series, 16883.

Stiglitz J.E., Weiss A. (1981), Credit rationing in markets with imperfect information, *American Economic Review*, 71(3), 393-410.

Trimbur T.M. (2006) Properties of Higher Order Stochastic Cycles, *Journal of Time Series Analysis* 27: 1–17.

Wong, Tsang and Kong (2014), Macroprudential Policy and Capital Flow. Measures in Asia: Use and Effectiveness, *Regional Economic Outlook: Asia and Pacific*.

Žurbenko J. G. (1986) *The Spectral Analysis of Time Series*, North-Holland, Amsterdam.

www.nbp.pl

