

WŁASNOŚCI EMPIRYCZNE CYKLU FINANSOWEGO — ANALIZA PORÓWNAWCZA CZECH, POLSKI, WĘGIER, WIELKIEJ BRYTANII I USA¹

ŁUKASZ LENART

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Katedra Matematyki
e-mail: lukasz.lenart@uek.krakow.pl

MATEUSZ PIPIEŃ

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Katedra Ekonometrii i Badań Operacyjnych
e-mail: eepipien@cyf-kr.edu.pl

ABSTRACT

Ł. Lenart, M. Pipień. *Empirical properties of the financial cycle — comparative analysis for Czech Republic, Great Britain, Hungary, Poland and USA*. Folia Oeconomica Cracoviensia 2015, 56: 81–112.

We discuss the notion of the financial cycle indicating its novelty within the research project of analysing the cyclical nature of fluctuations of economic systems. We focus on the observed series of credit and make formal statistical inference about the properties of the cycles in case of five countries, namely Czech Republic, Great Britain, Hungary, Poland and USA.

The non-standard subsampling procedure and discrete spectral characteristics of almost periodically correlated time series are applied to make formal statistical inference about the cycle. We extract the cyclical component and confront empirical properties of the financial cycle for small open economy with those established so far in case of developed economies.

This research is based partially on the results from Lenart and Pipień (2013a) and Lenart and Pipień (2015).

STRESZCZENIE

Podjęte w opracowaniu zagadnienie cykliczności w systemie finansowym jest nową odsłoną klasycznych, bo rozważanych od ponad 160-ciu lat, badań nad cykliczną naturą zjawisk w ekonomii. Celem badań było wypracowanie metod wnioskowania statystycznego w celu określenia cech cyklu finansowego i w szczególności kredytowego. W pracy zaproponowano nieparametryczny

¹ Badania finansowane przez Narodowe Centrum Nauki w ramach grantu OPUS, numer grantu DEC-2013/09/B/H54/01945.

test, umożliwiając wnioskowanie o statystycznie istotnych częstościach dyskretnego spektrum procesu opisującego cykliczne fluktuacje.

Uzyskane rezultaty empiryczne pozwalają stwierdzić, że cechy cyklu kredytowego dla Polski mają charakter swoisty i znacznie różnią się od tych otrzymanych dla rozwiniętych gospodarek. Cykl kredytowy trwa w przypadku Polski około dekady i jest podobny do cyklu uzyskanego w przypadku Czech, trwającego 12 lat.

KEY WORDS — SŁOWA KLUCZOWE

financial cycle, credit cycle, almost periodically correlated processes

cykl finansowy, cykl kredytowy, procesy prawie okresowo skorelowane

1. MOTYWY I CEL BADAŃ NAD NATURĄ CYKLI FINANSOWYCH

W tym rozdziale przedstawiono naturę cykli finansowych w nieco szerszym kontekście niż w pracy Lenart i Pipień (2015). Część z motywów przedstawiona w tej pracy została przytoczona poniżej.

Badania nad cykliczną naturą aktywności w systemach ekonomicznych to jeden z najważniejszych projektów badawczych w ekonomii. Początki analiz cykliczności na gruncie empirycznym datuje się na lata 40-te XX wieku, przywołując fundamentalną pracę Burns i Mitchel (1946). Jednak rozważania teoretyczne na temat cykli w ekonomii mają swe korzenie w połowie XIX wieku; por. Juglar (1856). Przed globalnym kryzysem finansowym z końca pierwszej dekady XXI wieku, zasadnicze pytania związane z cyklicznością aktywności gospodarczej były formułowane na gruncie sfery realnej gospodarki. W ten sposób przez wiele dekad od pojawienia się cytowanej powyżej pracy Burns i Mitchel (1946), cykl koniunkturalny stanowił centrum zainteresowań badawczych. Jak piszą Drehman i inni (2012) przed globalnym kryzysem wiodący nurt badań wynikał z przekonania, że fluktuacje w systemie finansowym, obserwowane w postaci cyklicznych zmian w aktywności podmiotów na rynkach finansowych, występowania bąbli spekulacyjnych i innych zjawisk, mają charakter drugorzędny. Dobrym przykładem takiego stanowiska jest monografia Woodford (2003). Stąd idea występowania cykli w systemie finansowym nie była reprezentowana w głównym nurcie badań.

Globalny kryzys finansowy, który wywołał poważną recesję w wielu rozwiniętych gospodarkach, spowodował zasadnicze zmiany w wiodących zagadnieniach makroekonomii i finansów. Budowa formalnego modelu funkcjonowania rynków finansowych oraz identyfikacja roli jaką sytuacja w systemie finansowym może odgrywać w modelach gospodarki, stanowią obecnie najważniejsze zagadnienia podejmowane na gruncie makroekonomii. W konsekwencji, w ostatnich latach, obserwuje się powrót idei cykliczności w sektorze finansów i badań na jej naturę; por. Borio (2012), Drehmann i inni (2012), Aikman i inni (2012), Schularick i Taylor (2012), Jordá i inni (2011), Dell'Arriccia i inni (2012).

Próba konceptualizacji na gruncie teoretycznym cyklicznej natury zmian aktywności w systemie finansowym była rozważana już kilkanaście lat przed pracą Burnsa i Mitchela. Rozważania teoretyczne w tym zakresie można bowiem znaleźć w monografii Fisher (1933). Jednak teorie, które postulowały istnienie cyklu finansowego nie były obecne w głównym nurcie przez całe dekadę XX wieku. Istotne rozważania w tym zakresie prowadził Hyman Minsky. W pracy Minsky (1982) rozwinął on koncepcję zwaną "paradygmatem Wall Street", stanowiącą podstawy budowy finansowej teorii wyjaśniającej fluktuacje w inwestycjach i oryginalnej teorii cyklu koniunkturalnego, silnie związanego z wahaniami aktywności w systemie finansowym. Zagadnieniem węzłowym teorii Minsky'ego jest tzw. hipoteza niestabilności finansowej (ang. *Financial Instability Hypothesis*, FIH). Jak pisał Minsky (1990), produkcja w systemie ekonomicznym jest warunkowana wymianą i — przede wszystkim — alokacją (dóbr, czynników produkcji). Skoro alokacja oznacza nabywanie czynników produkcji na rynkach, finansowanie działalności podmiotów gospodarczych odgrywa ważną rolę w procesie produkcji. Analizując tę kwestię na gruncie empirycznym w przypadku gospodarki amerykańskiej, Minsky wskazał kredyt jako podstawowe źródło, które umożliwiało działalność podmiotów gospodarczych. Jeśli zaś kredyt jest produktem pochodzącym z systemu finansowego, fluktuacje w tej sferze mogą odgrywać ważną rolę w zmianach aktywności gospodarczej i mieć wpływ na cykl koniunkturalny.

Minsky prowadził też badania nad rozwojem systemu finansowego i wskazał, że teoria kreatywnej destrukcji, zaproponowana przez Schumpetera, bardzo dobrze pasuje do podmiotów działających na rynku finansowym. Funkcjonowanie w środowisku silnej konkurencji, jak również ewolucja i zmiana jako podstawowe elementy rozwoju, pasują o wiele bardziej do bankowości i finansów niż, jak to sugerował pierwotnie Schumpeter, do przedsiębiorstw produkcyjnych. Dodatkowo, w przypadku podmiotów działających w systemie finansowym, silne podporządkowanie aktywności kryterium zysku, stanowi zasadniczy element odróżniający je od podmiotów działających w innych sferach.

Badania empiryczne nad naturą cyklu finansowego zostały zapoczątkowane analizami procykliczności systemu finansowego, które stały się niezwykle popularne w ostatnich 15 latach; por. Borio i inni (2001), Danielsson i inni (2004), Kashyap i Stein (2004), Brunnermeier i inni (2009), Adrian i Shin (2010) czy Olszak i Pipień (2016). Zasadniczym celem badań w tym zakresie nie było określenie cech cyklu finansowego, ale empiryczna weryfikacja hipotez o istotności wpływu wybranych wskaźników na cykliczną naturę zmian aktywności w systemie finansowym. W konsekwencji, w ostatnich dwóch dekadach pojawiła się bogata literatura, w której podejmowano zagadnienie cykliczności systemu finansowego, analizując ten fenomen zarówno od strony mikroekonomicznej i makroekonomicznej. Z mikroekonomicznego punktu widzenia frykcje finansowe pomiędzy podmiotami udzielającymi kredytu a kredytobiorcami, takie jak ograniczenia w zabezpieczeniach, asymetria

informacji i inne, mogą stanowić wyjaśnienie cyklicznie obserwowanych w systemie finansowym okresów dużej i niskiej aktywności, szczególnie w odniesieniu do fluktuacji w agregacie kredytu; por. Kiyotaki and Moore (1997), Holmstrom and Tirole (1997), Bernanke et al. (1999), Lorenzoni (2008), Gorton and He (2008), Bianchi (2011) and others. Empiryczna makroekonomiczna perspektywa też była podejmowana jako ważna, ponieważ funkcjonowało silne przekonanie istnienia powiązań pomiędzy sferą realną i systemem finansowym. Taki punkt widzenia, sformułowany po raz pierwszy w pracy Fisher (1933), był przedmiotem badań w pracach Bernanke i inni (1996), Gilchrist i Zakrajsek (2008). Przegląd literatury w tym zakresie przedstawia Sinai (1992).

Rola rynków finansowych w gospodarce została też szczególnie silnie podniesiona w pokryzysowej debacie nad właściwym kształtem polityki makroostrożnościowej; por. ESRB (2014). Potrzeba budowy efektywnego systemu, który umożliwiałby ograniczenie ryzyka systemowego wynikał z poglądu, że nadmierne wahania w cenach aktywów i w agregacie kredytu mogą być szkodliwe dla wzrostu gospodarczego. Pogłębione badania na empirycznych własnościach cyklu finansowego, w szczególności cyklu kredytowego, mogą być umotywowane istnieniem ryzyka, że zbyt silne tempo wzrostu kredytu może w średnim okresie spowodować spowolnienie lub w ekstremalnych przypadkach głęboką recesję. Stąd wiele proponowanych narzędzi polityki makroostrożnościowej jest ściśle podporządkowane takiemu działaniu, aby zmniejszyć prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu finansowego, poprzez działanie antycykliczne wobec cyklu kredytowego. Przykłady takich narzędzi to antycykliczny bufor kapitałowy, zmienne w czasie wskaźniki LTV, DTI i inne. Jak piszą Galati i Moessner (2014) ocena efektywności działania narzędzi polityki makroostrożnościowej jest nadal przedmiotem intensywnej debaty, jednak bez wątplenia cykl finansowy — w szczególności cykl kredytowy — przenika wszystkie aspekty polityki makroostrożnościowej; por. ESRB (2014).

Pomimo istotnej roli wahań cyklicznych obserwowanych w systemie finansowym, które omówiono skrótowo powyżej, literatura nie wypracowała formalnej definicji cyklu finansowego. Jak pisze Borio (2012) nie ma konsensusu jeśli chodzi o definicję tego rodzaju cykliczności. Sam proponuje opisową definicję cyklu finansowego jako skutki istnienia wzajemnie oddziałujących interakcji pomiędzy percepcją wartości i ryzyka, skłonnością do ryzyka i ograniczeń w dostępie do finansowania. Interakcje te mogą wywoływać cykliczne efekty w postaci silnych wzrostów i spadków aktywności podmiotów w systemie finansowym. Może to z kolei oddziaływać procyklicznie na koniunkturę i powodować nierównowagę makroekonomiczną i poważne problemy finansowe podmiotów (*self-reinforcing interactions between perceptions of value and risk, attitudes towards risk and financing constraints, which translate into booms followed by busts. These interactions can amplify economic fluctuations and possibly lead to serious financial distress and economic dislocations*; por. Borio (2012)).

Na potrzeby analiz empirycznych należy rozważyć zestaw zmiennych, które w oszczędny i jednocześnie wyczerpujący sposób są w stanie opisać wahania cykliczne w systemie finansowym. W doborze wskaźników do badań istotne znaczenie powinno mieć występowanie kryzysów finansowych oraz powiązania z koniunkturą gospodarczą. Drehmann i inni (2012) sugerują, że najlepszym wyborem do badań nad empirycznymi własnościami cyklu finansowego jest agregat kredytu i ceny nieruchomości. Dodatkowo literatura dostarcza rezultatów badań nad własnościami cyklicznymi takich wskaźników, jak ceny akcji, zmienność, premia za ryzyko, wskaźniki niewypłacalności, NPL (ang. *non-performing loans*), ceny aktywów, wskaźniki dźwigni finansowej i inne; por. English i inni (2005), Ng (2011), Hatzius i inni (2011). Odrębny i jednocześnie wiodący kierunek badań dotyczy własności cyklu kredytowego; Aikman i inni (2010), Schularick i Taylor (2009), Jordá i inni (2011), Dell'Arriccia i inni (2012).

Na podstawie badań empirycznych zamieszczonych w pracy Drehmann i inni (2012) można stwierdzić, że cykl finansowy ma okres znacznie dłuższy niż cykl koniunkturalny. Przeciętna długość trwania cyklu uzyskana w powyższej pracy, dla siedmiu uprzemysłowionych gospodarek, to 16 lat, jednak w pewnych przypadkach okres ten może przekraczać dwie dekady. Amplituda cyklu finansowego jest też większa niż amplituda cyklu koniunkturalnego. Drehmann i inni (2012) rozważali miesięczne szeregi czasowe dla Australii, Niemiec, Japonii, Norwegii, Szwecji, Wielkiej Brytanii i USA. W pracy Claessens i inni (2011) analizy cyklu finansowego obejmowały 21 rozwiniętych krajów OECD, w okresie czasu od 1960 do 2007. Borio (2012) wskazuje też na jeden element ważny w analizach empirycznych. Skoro metody bazujące na procedurach filtracji obserwowanych szeregów czasowych są dominujące w analizach cykliczności, wymagana liczba obserwacji determinuje zbiór krajów podlegających analizie. Uzyskane dotychczas w literaturze własności empiryczne cyklu finansowego dotyczą jedynie tych przypadków, dla których sprawozdawczość statystyczna systemu finansowego daje dostęp do szeregów czasowych miesięcznych obserwacji z co najmniej czterech dekad. Oznacza to, że wnioski mogą nie mieć charakteru ogólnego i pogłębione badania nad własnościami cykli w przypadku gospodarek rozwijających się jest konieczne. Zasadniczym celem podejmowanych badań powinna być zatem weryfikacja hipotezy, czy cechy empiryczne cyklu finansowego dla gospodarek rozwijających się, na przykład Polski i innych krajów Europy środkowo-wschodniej, mają charakter swoisty dla regionu, czy też uzyskane dotychczas wyniki badań na podstawie gospodarek rozwiniętych są uniwersalne. Otwiera to pole badań nad niestandardowymi metodami analiz cykliczności, w szczególności takimi, które umożliwiają określenie empirycznych cech w przypadku dostępu do krótszych szeregów czasowych.

Zasadniczym celem niniejszego artykułu jest zaprezentowanie oryginalnej procedury weryfikacji wybranych cech cyklu finansowego i przedstawienie działania proponowanych metod w przypadku cyklu kredytowego dla Polski.

W proponowanym podejściu zastosowano metodę podpróbki (ang. *sub-sampling*) w celu budowy formalnych procedur testowania cech cyklu takich, jak częstotliwość i amplituda. Cykliczne zmiany, będące przedmiotem analiz, mogą być opisane klasą procesów stochastycznych prawie okresowo skorelowanych (ang. *Almost Periodically Correlated*, APC). Procesy APC stanowią uogólnienie klasy procesów okresowo skorelowanych (ang. *Periodically Correlated*, PC) wprowadzonych w pracy Gladyshev (1961). Rozważana klasa procesów nie jest zbyt popularna w badaniach ekonomicznych, jednak w zastosowaniach potwierdziła swoje lepsze własności wobec klasy procesów stacjonarnych, której jest uogólnieniem; por. Parzen i Pagano (1979), Osborn i Smith (1989), Franses (1996), Bollerslev i Ghysels (1996), Franses i Boswijk (1996), Burridge i Taylor (2001), Lenart i Pipień (2013a,b). Procesy okresowo skorelowane są niestacjonarne w ścisłym sensie. Niestacjonarność jest spowodowana zmiennością w czasie wartości oczekiwanej, która jest opisana przez funkcję okresową argumentu czasu. W przypadku klasy APC wartość oczekiwana jest opisana przez funkcję prawie okresową, co nakłada słabsze założenia co do regularności zmian w czasie poziomu procesu, jednak nadal umożliwia formalne modelowanie i identyfikację charakterystyk.

W proponowanym podejściu odchylenia od długookresowego trendu badanego wskaźnika mogą być opisane procesem APC. W ten sposób uogólnia się standardowe podejście, wykorzystywane w badaniach cykliczności koniunkturalnej, w którym odchylenia od długookresowego trendu są stacjonarne. Proponowane podejście bazujące na założeniach stanowiących uogólnienie klasycznego schematu umożliwia testowanie standardowego podejścia jako przypadku szczególnego.

2. ZAAWANSOWANE METODY SPEKTRALNE W ANALIZIE CYKLICZNOŚCI

W tej części przedstawiono podstawowe pojęcia i autorskie podejście metodologiczne do analiz cykliczności obserwowanych zjawisk. Omawiamy własności klasy procesów stochastycznych prawie okresowo skorelowanych, reprezentację spektralną wartości oczekiwanej procesu oraz schemat wnioskowania o cechach cykli wraz z procedurą ekstrakcji komponentu cyklicznego z obserwowanego szeregu czasowego. Część omówionych tu pojęć i metod została przedstawiona w nieco węższym kontekście w pracach Lenart i Pipień (2013a) oraz Lenart i Pipień (2015).

Pojęcia funkcji okresowych i prawie okresowych są pierwotne w stosunku do definicji szeregów czasowych okresowo i prawie okresowo skorelowanych w szerszym sensie. Po raz pierwszy klasę szeregów czasowych okresowo skorelowanych (ang. *periodically correlated*) zdefiniował Gladyshev (1961). Szeregi czasowe okresowo skorelowane oraz odpowiednio prawie okresowo skorelo-

wane nazywane są też szeregami cyklostacjonarnymi, lub prawie cyklostacjonarnymi (ang. *cyclostationary time series* oraz odpowiednio *almost cyclostationary time series*); por. Gardner i inni (2006). Rozważmy szereg czasowy $\{X_t; t \in Z\}$ o funkcji wartości oczekiwanej $\mu(t) = E(X_t) < \infty$ oraz funkcji autokowariancji $B(t, \tau) = \text{cov}(X_t, X_{t+\tau}) < \infty$ gdzie $t, \tau \in Z$. Wprowadźmy definicję szeregów czasowych okresowo skorelowanych.

Definicja (Gladyshev 1961): *Mówimy, że szereg czasowy $\{X_t; t \in Z\}$ jest okresowo skorelowany w sensie szerszym (w skrócie OS) z okresem równym T , jeśli dla każdego $\tau \in Z$ funkcje $\mu(t)$ oraz $B(t, \tau)$ są funkcjami okresowymi zmiennej całkowitoliczbowej t z okresem równym T .*

Aby zdefiniować klasę szeregów czasowych prawie okresowo skorelowanych w sensie szerszym podamy najpierw definicję funkcji prawie okresowej, zaczerpniętą z monografii Corduneanu (1989).

Definicja (Corduneanu 1989): *Funkcję zmiennej całkowitej $f: Z \rightarrow R$ nazywamy prawie okresową, jeśli dla dowolnego $\varepsilon > 0$ istnieje liczba całkowita N_ε , taka że w każdym zbiorze N_ε — elementowym kolejnych liczb całkowitych istnieje taka liczba p , dla której zachodzi:*

$$\sup_{t \in Z} |f(t+p) - f(t)| < \varepsilon.$$

Każda funkcja okresowa o okresie równym T jest również funkcją prawie okresową. Rodzina funkcji prawie okresowych jest zamknięta ze względu na operacje dodawania oraz iloczynu; por. Corduneanu (1989). Funkcje prawie okresowe stanowią topologiczne domknięcie rodziny funkcji okresowych. Oznacza to, że każdą funkcję prawie okresową można przybliżyć z dowolną dokładnością pewną funkcją okresową. Podstawową własnością funkcji prawie okresowej $f: Z \rightarrow R$ jest fakt, iż granica

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{t=t_0+1}^{t_0+n} f(t)$$

istnieje i nie zależy od wartości parametru całkowitoliczbowego t_0 ; por. Corduneanu 1989. Granicę tą nazywamy wartością średnią funkcji prawie okresowej. Własność ta jest dalej wykorzystywana w budowie metod w estymacji parametrów utożsamianych z częstotliwościami odpowiedzialnymi za wahania cykliczne.

Definicja klasy szeregów czasowych prawie okresowo skorelowanych jest zatem naturalnym uogólnieniem definicji klasy szeregów czasowych okresowo skorelowanych. W szerszej z definicji klasie procesów wartość oczekiwana i kowariancje są opisane funkcjami prawie okresowymi. Mówi o tym poniższa definicja.

Definicja: Mówimy, że szereg czasowy $\{X_t: t \in \mathbb{Z}\}$ jest prawie okresowo skorelowany w sensie szerszym (w skrócie POS), jeśli dla każdego $\tau \in \mathbb{Z}$ funkcje $\mu(t)$ oraz $B(t, \tau)$ są funkcjami prawie okresowymi zmiennej całkowitoliczbowej t .

Każdy szereg czasowy stacjonarny jest również okresowo skorelowany, zaś każdy szereg czasowy okresowo skorelowany jest prawie okresowo skorelowany. Aby w sposób intuicyjny wyjaśnić różnicę pomiędzy funkcją okresową i prawie okresową, rozważmy prosty przykład funkcji okresowej $f(t)$ o okresie równym $T=12$. Korzystając z elementarnych własności funkcji okresowych funkcja f ma reprezentację Fouriera postaci

$$f(t) = \sum_{k=0}^{T-1} b_k e^{it\omega_k}, \quad (1)$$

gdzie b_k są liczbami zespolonymi, zaś częstotliwości ω_k są równe $\omega_k = 2k\pi/T$ dla $k=0, 1, \dots, T-1$. Charakterystyczną własnością funkcji okresowej jest to, że w reprezentacji (1) częstotliwości ω_k są ściśle zależne od okresu T . Zakładając natomiast, że funkcja $f(t)$ jest funkcją prawie okresową postaci

$$f(t) = \sum_{k=0}^K b_k e^{it\omega_k}, \quad (2)$$

zakładamy jedynie, że ω_k są liczbami z przedziału $[0, 2\pi)$, zaś K jest dowolną liczbą naturalną i nie narzucamy funkcyjnej relacji pomiędzy tymi charakterystykami spektrum.

W dalszej kolejności przedstawiono reprezentację funkcji wartości oczekiwanej i autokowariancji w postaci szeregów Fouriera:

$$\mu(t) = \sum_{\psi \in \Psi} m(\psi) e^{i\psi t}, \quad (3)$$

$$B(t, \tau) = \sum_{\lambda \in \Lambda_\tau} a(\lambda, \tau) e^{i\lambda t}, \quad (4)$$

gdzie współczynniki $m(\psi)$ oraz $a(\lambda, \tau)$ są równe odpowiednio:

$$m(\psi) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \mu(t) e^{-i\psi t},$$

$$\alpha(\lambda, \tau) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n B(j, \tau) e^{-i\lambda j}.$$

Zasadniczym rezultatem, który umożliwia zbudowanie narzędzi statystycznych w identyfikacji istotnych częstotliwości opisujących wartość oczekiwaną procesu jest spostrzeżenie, że zbiory $\Psi = \{\psi \in [0, 2\pi) : m(\psi) \neq 0\}$ oraz $\Lambda_\tau = \{\lambda \in [0, 2\pi) : a(\lambda, \tau) \neq 0\}$ są przeliczalne; por. Corduneanu (1989). Jeśli szereg czasowy jest okresowo skorelowany, wtedy reprezentacje (3) oraz (4) stają się równościami, zaś zbiory Ψ oraz Λ_τ są zawarte w zbiorze $\{2k\pi/T : k=0, 1, \dots, T-1\}$ gdzie T jest długością okresu.

Punktem wyjścia w klasycznej analizie cykli, szczególnie rozwiniętych w zakresie badań koniunktury, jest założenie o stacjonarności wyodrębnionych wahań utożsamianych z wahaniami aktywności gospodarczej. Założenie to nie jest jednak w większości przypadków weryfikowane, poza zastosowaniem testów pierwiastka jednostkowego. Warunek stacjonarności tych wahań jest równoważny z warunkiem, iż mamy do czynienia ze szczególnym przypadkiem procesu prawie okresowo skorelowanego, dla którego zachodzą równości: $\Psi = \{0\}$ oraz $\Lambda = \{0\}$. Równości te nie muszą być jednak uzasadnione, zważywszy na liczne przypadki modelowania makroekonomicznych szeregów czasowych zawierających komponent utożsamiany z wahaniami aktywności gospodarczej przy zastosowaniu modeli o niestacjonarnej, okresowej strukturze funkcji autokowariancji (patrz dla przykładu: Franses i Paap (2004)). Proponowane podejście do badania wahań aktywności gospodarczej stanowi zatem uogólnienie, w ramach którego jest możliwe testowanie przyjmowanego powszechnie założenia o stacjonarności. W proponowanym podejściu modelowanie wahań cyklicznych odbywa się zatem przy słabszych założeniach. Zakłada się bowiem, że podstawowe własności wahań cyklicznych takie jak: długość wahań, amplituda, ich asymetria oraz faza, mogą być modelowane poprzez parametry dyskretnego spektrum szeregu czasowego POS. Korzystając z podstawowej reprezentacji Fouriera funkcji wartości oczekiwanej szeregu czasowego POS pewne częstotliwości w tej reprezentacji będą utożsamiane z interpretowalnymi na gruncie ekonomicznym wahaniami cyklicznymi, inne zaś za wahania sezonowe. Prawie okresowość funkcji wartości oczekiwanej szeregów czasowych POS może przyczynić się do lepszego (w sensie dopasowania empirycznego modelu do danych) opisu cech wahań aktywności gospodarczej.

Niech $\{P_t; t \in \mathbb{Z}\}$ będzie obserwowanym szeregiem czasowym. Dla ustalenia uwagi koncentrujemy się na szeregach obserwowanych z częstotliwością miesięczną². Zakładamy, że $\{P_t; t \in \mathbb{Z}\}$ to szereg czasowy o skończonej bezwarunkowej wartości oczekiwanej, dla dowolnej chwili czasowej $t \in \mathbb{Z}$. Równanie modelu opiera się o założenie, że funkcja wartości oczekiwanej $\mu_P(t) = E(P_t)$ jest sumą funkcji $f(t, \beta)$ argumentu $t \in \mathbb{Z}$ i parametru $\beta \in \mathbb{R}^s$ oraz funkcji prawie okresowej:

$$g(t) = \sum_{\psi \in \Psi_P} m_P(\psi) e^{i\psi t}$$

argumentu $t \in \mathbb{Z}$, gdzie $\Psi_P \subset [0, 2\pi)$. Równanie modelu ma zatem postać

$$\mu_P(t) = f(t, \beta) + g(t) = f(t, \beta) + \sum_{\psi \in \Psi_P} m_P(\psi) e^{i\psi t}. \quad (5)$$

Dla zbioru Ψ_P stosujemy naturalną reprezentację postaci $\Psi_P = \Psi_{P,1} \cup \Psi_{P,2} \cup \Psi_{P,3}$, gdzie zbiór $\Psi_{P,3}$ to zbiór zawierający częstotliwości

² Analogicznie można rozważać szereg czasowy w ujęciu kwartalnym lub innym.

utożsamiane z częstotliwościami odpowiedzialnymi za interpretowalne wahania cykliczne, zbiór $\Psi_{P,2}$ to zbiór częstotliwości odpowiedzialnych za wahania sezonowe, zaś zbiór $\Psi_{P,3}$ to zbiór pozostałych częstotliwości. Do zbioru $\Psi_{P,1}$ zaliczamy takie częstotliwości, które odpowiadają cyklom o długości od półtora roku do nieskończoności³, co oznacza, że $\Psi_{P,1} \cap (0,0.35) = \Psi_{P,1}$.

Zbiór $\Psi_{P,1}$ zawiera zatem częstotliwości będące obiektem zainteresowania. Zbiór $\Psi_{P,2}$ utożsamiamy z przecięciem zbioru Ψ_P ze zbiorem częstotliwości $\{2k\pi/T: k=1,2,\dots,T-1\}$, gdzie T to liczba obserwacji badanego szeregu w roku. Natomiast, zbiór $\Psi_{P,2}$ zawiera pozostałe częstotliwości, np. te odpowiedzialne za interakcję wahań sezonowych i wahań cyklicznych utożsamianych z wahaniami spowodowanymi zmianami w koniunkturze gospodarczej.

W rozważaniach będziemy przyjmować, że funkcja $f(t,\beta)$ jest wielomianem stopnia co najwyżej drugiego, czyli $f(t,\beta) = \beta_0 + \beta_1 t + \dots + \beta_p t^p$, gdzie $p \leq 2$. Wartość parametru p będzie przyjmowana w zależności od wskaźnika makroekonomicznego jako 1 lub 2, po obserwacji graficznej realizacji pierwszych lub drugich różnic rozważanego szeregu czasowego. Zaznaczmy, iż funkcja $f(t,\beta)$ może nie zawierać wyrazu wolnego, ponieważ wyraz wolny jest naturalnym wyrazem szeregu trygonometrycznego $g(t)$.

Poniżej omówiono procedurę identyfikacji i estymacji parametrów modelu (przedstawiony w postaci algorytmu składającego się z czterech etapów).

Etap 1. Osłabienie wahań sezonowych

Zważywszy na fakt, że w większości miesięcznych wskaźników makroekonomicznych obecne są wahania sezonowe spowodowane zmianami pór roku, oczywiste wydaje się być spostrzeżenie, że $\Psi_P \cap \{2k\pi/12: k=1,2,\dots,11\} \neq \emptyset$, co oznacza że zbiór Ψ_P zawiera pewne częstotliwości odpowiedzialne za wahania sezonowe. Identyfikacja parametrów modelu utożsamianych z wahaniami sezonowymi nie jest kluczowym celem podczas badań nad aktywnością gospodarczą. Chcąc wyeliminować wahania sezonowe oraz jednocześnie wzmocnić wahania koniunkturalne będziemy stosować dla rozważanego wskaźnika filtr z rodziny scentrowanej średniej ruchomej. Jedną z możliwości jest wspomniany już operator typu $2 \times 12MA$ (patrz: Makridakis i inni (1998), Brockwell i Davis (2002)). Działając operatorem $2 \times 12MA$ otrzymujemy szereg czasowy $\{Y_t: t \in Z\}$ dla którego $Y_t = L_{2 \times 12}(B)P_t$, gdzie $L_{2 \times 12}(B) = (B^{-6} + 2B^{-5} + \dots + 2B^{-1} + 2 + 2B + \dots + 2B^5 + B^6)/24$ zaś $B^k P_t = P_{t-k}$ dla dowolnych całkowitoliczbowych wartości czasu t i przesunięcia k . Zauważmy, że dla szeregu czasowego $\{Y_t: t \in Z\}$ bezwarunkowa wartość oczekiwana istnieje. Funkcję bezwarunkowej wartości oczekiwanej szeregu czasowego $\{Y_t: t \in Z\}$ można zapisać w następującej postaci:

$$\mu_Y(t) = E(Y_t) = \underbrace{\tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 t + \dots + \tilde{\beta}_p t^p}_{\tilde{f}(t, \tilde{\beta})} + \sum_{\psi \in \Psi_Y} m_Y(\psi) e^{i\psi t},$$

³ Nie wszystkie częstotliwości z tego zbioru utożsamiamy z wahaniami aktywności gospodarczej.

gdzie $\Psi_Y \cap \{2k\pi/12: k=1,2,\dots,11\} = \emptyset$ oraz $\Psi_Y = \Psi_P \setminus \{2k\pi/12: k=1,2,\dots,11\}$. Oznacza to, że szereg czasowy $\{Y_t: t \in \mathbb{Z}\}$ zawiera te same częstotliwości w zbiorze Ψ_Y co szereg czasowy $\{P_t: t \in \mathbb{Z}\}$ w zbiorze Ψ_P , po odjęciu częstotliwości odpowiadających za wahania sezonowe. Dodatkowo, dla współczynników $m_P(\psi)$ oraz $m_Y(\psi)$ zachodzi zależność:

$$m_Y(\psi) = L_{2 \times 12}(e^{-i\psi})m_P(\psi).$$

Dla współczynników $\tilde{\beta}_k$ oraz β_k otrzymujemy $\tilde{\beta}_k = \beta_k$, dla $k=p$ oraz $k=p-1$, co oznacza, że dla $p=0$ oraz $p=1$ współczynniki wielomianów się nie zmieniają. W przypadku, gdy $p=2$ zmienia się jedynie wyraz wolny wielomianu.

Etap 1 będzie wykonywany dla wszystkich rozważanych wskaźników makroekonomicznych podczas analizy cykliczności koniunkturalnej bez względu na uzasadnienie obecności wahań sezonowych. Powodem są własności jakie posiada filtr 2×12 MA, po zastosowaniu którego wahania przypadkowe zostają osłabione, co ułatwi kolejne etapy analizy.

Etap 2. Eliminacja trendu

Kolejnym krokiem, który proponujemy w algorytmie identyfikacji częstotliwości zbioru Ψ_P w reprezentacji (5) jest zastosowanie operatora eliminującego ewentualny trend z szeregu czasowego $\{P_t: t \in \mathbb{Z}\}$. Przypomnijmy, że w pracy rozważamy jedynie przypadek, w którym funkcja $f(t, \beta)$ jest wielomianem stopnia p , gdzie $p \leq 2$. Rozważymy zatem dwa przypadki.

Przypadek 1. Niech $p=1$. Stosując operator $L_1(B) = (1-B)$ dla szeregu czasowego średniej ruchomej otrzymujemy szereg czasowy $\{X_t: t \in \mathbb{Z}\}$ postaci $X_t = L_1(B)Y_t = Y_t - Y_{t-1} = (P_{t+6} - P_{t-6} + P_{t+5} - P_{t-7})/24$. Wartość oczekiwana dla szeregu czasowego $\{X_t: t \in \mathbb{Z}\}$ istnieje i jest funkcją prawie okresową daną wzorem:

$$\mu_X(t) = \beta_1 + \sum_{\psi \in \Psi_X} m_X(\psi) e^{i\psi t},$$

gdzie $\Psi_X = \Psi_P \setminus \{2k\pi/12: k=0,1,2,\dots,11\}$. Dodatkowo:

$$m_X(\psi) = L_1(e^{-i\psi})m_Y(\psi) = L_1(e^{-i\psi})L_{2 \times 12}(e^{-i\psi})m_P(\psi).$$

oraz $\Psi_X \cap (0,0.35) = \Psi_{P,1}$. Należy zwrócić uwagę, iż wartość oczekiwana szeregu czasowego $\{X_t: t \in \mathbb{Z}\}$ jest funkcją prawie okresową, którą można identyfikować z dynamiką zmian szeregu czasowego $\{P_t: t \in \mathbb{Z}\}$.

Przypadek 2. Dla $p=2$ stosujemy operator $L_2(B) = (1-B)^2$. W ten sposób otrzymujemy szereg $X_t = (1-B)(P_{t+6} - P_{t-6} + P_{t+5} - P_{t-7})/24$ o wartości oczekiwanej postaci:

$$\mu_X(t) = \tilde{\beta}_2 + \sum_{\psi \in \Psi_X} m_X(\psi) e^{i\psi t},$$

gdzie $m_X(\psi) = L_2(e^{-i\psi})m_Y(\psi) = L_2(e^{-i\psi})L_{2 \times 12}(e^{-i\psi})m_P(\psi)$,
 $\Psi_X = \Psi_P \setminus \{2k\pi/12 : k=0, 1, 2, \dots, 11\}$. Analogicznie jak w przypadku, gdy $p=1$ otrzymujemy $\Psi_X \cap (0, 0.35) = \Psi_{P,1}$.

W tym miejscu warto wyjaśnić, dlaczego przed przystąpieniem do wyznaczania pierwszych lub drugich różnic nie wykonujemy znanych w literaturze testów pierwiastka jednostkowego ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). Powodem jest brak w literaturze uzasadnienia dla stosowania testu ADF w przypadku gdy zakładamy, że wartość oczekiwana rozważanego szeregu czasowego zależy od wartości nietrywialnej funkcji prawie okresowej. Operacja różnicowania, która jest wykonywana w Etapie 2 jest postrzegana w kategoriach filtru, dzięki któremu wyeliminowany zostanie ewentualny składnik trendu liniowego, bądź trendu stochastycznego. Nieuzasadnione stosowanie filtru różnicowania nie powoduje bowiem utraty żadnych informacji (z formalnego punktu widzenia) o częstotliwościach utożsamianych z cyklicznymi zmianami mającymi uzasadnienie ekonomiczne.

Etap 3. Identyfikacja i estymacja częstotliwości

Identyfikacja i estymacja częstotliwości w zbiorze Ψ_P dla szeregu czasowego $\{P_t : t \in Z\}$ sprowadza się zatem do ich identyfikacji na podstawie realizacji szeregu czasowego $\{X_t : t \in Z\}$. W literaturze dotyczącej analizy wahań aktywności gospodarczej znaleźć można również przykłady zastosowania szeregów Fouriera jako metody aproksymacji funkcji trendu. W monografii Milas i inni (2006) rozważono model ze zmiennym w czasie wyrazem wolnym, który aproksymowano przy zastosowaniu szeregów Fouriera. Podejście to jest jednak nieco inne od tego, gdzie analiza fourierowska jest stosowana w celu identyfikacji i estymacji parametrów mogących mieć wpływ na obraz wahań koniunkturalnych. Funkcja trendu nie podlega zaś estymacji, jak to miało miejsce w przypadku wyników zawartych w Milas i inni (2006).

Na potrzeby dalszego rozumowania sformułujemy dodatkowe założenie dotyczące szeregu czasowego $\{X_t : t \in Z\}$. Założenie to umożliwi identyfikację częstotliwości zbioru Ψ_P szeregu czasowego $\{Y_t : t \in Z\}$ na podstawie realizacji szeregu czasowego $\{X_t : t \in Z\}$. Przyjmijmy zatem, że szereg czasowy $\{X_t : t \in Z\}$ jest szeregiem czasowym POS, co oznacza, że charakteryzuje się również prawie okresową funkcją autokowariancji. Założenie to jest konieczne w celu identyfikacji częstotliwości zbioru Ψ_P metodą podpróbki. Nie należy oceniać tego założenia jako nazbyt restrykcyjnego, ponieważ szereg ten powstał w wyniku zastosowania operatora różnicowania i operatora średniej ruchomej dla pierwotnych danych. Dodatkowo w wielu cytowanych wcześniej artykułach oraz monografiach dotyczących analizy wskaźników makroekonomicznych (patrz

dla przykładu: Parzen i Pagano (1979), Osborn i Smith (1989), Franses i Boswijk (1996), Franses (1996), Franses i Ooms (1997), Franses i Dijk (2005)) przyjmuje się nieco silniejsze założenia o okresowej strukturze funkcji autokowariancji.

W celu identyfikacji parametrów podlegających wnioskowaniu w zbiorze $\Psi_{P,1}$ stosujemy statystykę testową $\tilde{\Pi}_n(\{\psi\}) = \sqrt{n}|\hat{r}_n(\psi)|$ oraz odpowiadające wartości krytyczne $\tilde{g}_{n,b}(0.99\%)$ dla szeregu $\{X_t: t \in Z\}$. Przypomnijmy, że statystyka testowa $\tilde{\Pi}_n(\{\psi\})$ może być identyfikowana z wartością statystyki testowej $\Pi_n(\{\psi\}) = \sqrt{n}|\hat{m}_n(\psi)|$ opartej na próbie $\{X_1 - \bar{X}_n, X_2 - \bar{X}_n, \dots, X_n - \bar{X}_n\}$, gdzie \bar{X}_n jest średnią z próby $\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$. Wartość krytyczna jest obliczana według formuły:

$$\tilde{g}_{n,b}^{(\psi)}(1 - \alpha) = \inf\{x: \tilde{G}_{n,b}^{(\psi)}(x) \geq 1 - \alpha\},$$

która wykorzystuje postać dystrybuanty empirycznej uzyskanej na podstawie próbek:

$$\tilde{G}_{n,b}^{(\psi)}(x) = \frac{1}{n-b+1} \sum_{t=1}^{n-b+1} \mathbf{1}_{\{\sqrt{b}(|\hat{r}_n^{t-1,b}(\psi)| - |\hat{r}_n(\psi)|) \leq x\}}$$

oraz zestandaryzowaną wersję estymatora współczynnika Fouriera skojarzonego z wybraną częstotliwością ψ :

$$\hat{r}_n^{t-1,b}(\psi) = \frac{1}{b} \sum_{j=t}^{t+b-1} (X_j - \bar{X}_n) e^{-i\psi j}.$$

W analizach przyjmujemy, iż $b=2.5\sqrt{n}$. Wartości statystyki testowej wraz z wartościami krytycznymi wyznaczamy dla częstotliwości ψ z dyskretnego zbioru⁴ zawartego w przedziale $(0,0.35)$. Jeśli wartość statystyki testowej przekracza wartość krytyczną na pewnym przedziale $I \subset (0,0.35)$, wtedy zakładamy, że w przedziale tym zawarta jest częstotliwości ze zbioru $\Psi_{P,1}$. W kolejnym kroku dokonujemy estymacji nieznannej częstotliwości.

Powyższe podejście do estymacji, które wykorzystuje procedurę podprób-kowania umożliwia weryfikację hipotezy zerowej według następującego problemu testowania

$$\begin{aligned} H_0: \psi &\notin \Psi_{P,1} \\ H_1: \psi &\in \Psi_{P,1}, \end{aligned} \quad (6)$$

który jest równoważny poniższemu problemowi testowania:

$$\begin{aligned} H_0: |m(\psi)| &= 0 \\ H_1: |m(\psi)| &\neq 0. \end{aligned} \quad (7)$$

Odrzucenie hipotezy zerowej w problemie (7) interpretować należy jako istnienie empirycznych przesłanek, że amplituda skojarzona z poszczególną warto-

⁴ Zbiór ten zostanie tak dobrany aby jego licznosc była kilkakrotnie większa od licznosci próby.

ścią częstotliwości $\psi \in (0, 2\pi]$, będącą przedmiotem testowania, jest niezerowa. Częstość $\psi \in (0, 2\pi]$ opisuje wtedy bezwarunkową wartość oczekiwaną procesu $\{P_t : t \in \mathbb{Z}\}$.

Etap 4. Wyodrębnienie cyklu filtrem Hodricka i Prescottta

W tym kroku dokonywany jest wybór parametru filtracji metodą Hodricka i Prescottta, tak aby poprawnie wyodrębnić wahania będące obiektem zainteresowania. Poprzez filtr HP będziemy rozumieć filtr (wyodrębniający wahania cykliczne) postaci: $L(B) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} a_j B^j = 1 - 1/(1 + \lambda(1 - B)^2(1 - B^{-1})^2)$, gdzie filtr $1 - L(B)$ jest filtrem wyodrębniającym długookresową ścieżkę wzrostu lub spadku (trend).

W zastosowaniach empirycznych metody filtracji zaproponowanej przez Hodricka i Prescottta szczególnie ważnym jest właściwy dobór parametru wygładzającego λ . Zmiana parametru λ dla danych wpływa na gładkość wyodrębnionej linii trendu. Im większa wartość parametru λ , tym gładzsza linia trendu, a przez to wyodrębnione wahania (będące różnicą pomiędzy danymi a wartościami z linii trendu) zawierają cykle o większej długości. Algorytm doboru parametru wygładzającego λ w zależności od długości cykli będących obiektem zainteresowania zaprezentowano w pracy Maravall i del Rio (2001). W pracy tej przytoczono formułę na wartość parametru λ jako funkcję częstotliwości ω_0 postaci

$$\lambda = [4(1 - \cos(\omega_0))^2]^{-1}. \quad (8)$$

Częstotliwość ω_0 można interpretować jako dolną granicę częstotliwości będących przedmiotem zainteresowania. Ustalenie ω_0 , które dotychczas w literaturze odbywało się arbitralnie, ściśle determinowało cechy morfologiczne uzyskanych estymatorów cyklu. Na mocy konstrukcji wartość parametru λ może być interpretowana jako wartość, dla której, po zastosowaniu filtra HP, wzmocnione zostaną wahania o korespondujących częstotliwościach powyżej wartości ω_0 , zaś osłabieniu wahania o korespondujących częstotliwościach poniżej wartości ω_0 . Taka interpretacja jest możliwa poprzez wykazanie, iż filtr HP można otrzymać jako szczególny przypadek filtra Butterwortha; por. Gómez (1999), Gómez (2001).

Proponowane w niniejszym opracowaniu podejście sprowadza się do zdefiniowania parametru wygładzania λ wartościami istotnymi statystycznie częstotliwości zidentyfikowanych w etapie 3. algorytmu. Parametr wygładzania dobieramy zatem tak, aby osłabić wahania nie będące efektem swoistych zmian cyklicznych a jednocześnie wzmocnić wahania, które uzyskują empiryczne wsparcie. Dobór parametru λ staje się w konsekwencji procedurą statystyczną, o własnościach asymptotycznych, zaś nie jest jak dotychczas czysto arbitralną decyzją.

3. ETAPY ANALIZ EMPIRYCZNYCH

W tej części artykułu przedstawiono wyniki analiz empirycznych. W pierwszej kolejności przytoczono w celach porównawczych główne tezy z artykułu Lenart i Pipień (2015). Części 3.2 oraz 3.3 zawierają kolejno: wyniki analiz cykli kredytowych dla Węgier i Czech oraz analizę cyklu kredytowego w ramach kategorii kredytów dla Polski.

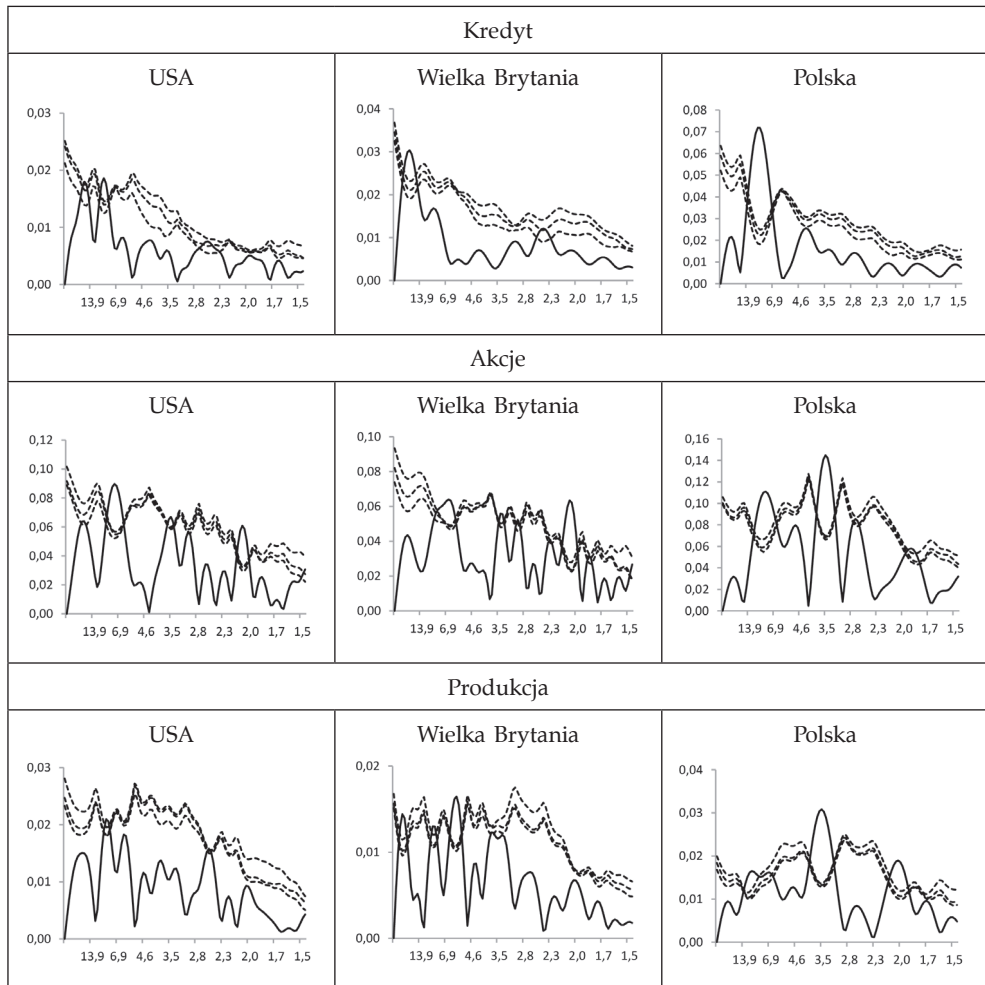
3.1. Cykl kredytowy i cykl na rynku akcji — Polska na tle USA i UK

W celu analiz cech cykli finansowych dla polskiej gospodarki w pierwszej kolejności porównano je z rezultatami odpowiadającymi gospodarkom rozwiniętym. Dla przykładu wybrano gospodarkę USA i Wielkiej Brytanii. W niniejszej części omawiamy wyniki badań nad cyklem kredytowym i cyklem na rynku akcji. Analizowane szeregi czasowe w przypadku Polski są relatywnie krótsze od tych dostępnych dla USA, jednak wnioskowanie statystyczne o cechach cyklu umożliwiło zwrócenie uwagi na pewne zasadnicze różnice.

Analizie poddano miesięczne szeregi czasowe kredytu w okresie od stycznia 1947 do października 2014 (814 obserwacji) w przypadku USA, od lipca 1996 do października 2014 (220 obserwacji) w przypadku Wielkiej Brytanii oraz od grudnia 1996 do października 2014 (215 obserwacji) w przypadku Polski. Jako miesięczne szeregi czasowe opisujące sytuację na rynku akcji przyjęto indeksy MSCI, w okresie od grudnia 1969 do listopada 2014 w przypadku USA i Wielkiej Brytanii (540 obserwacji) oraz od stycznia 1995 do listopada 2014 (228 obserwacji) w przypadku Polski. Uzyskane rezultaty o cyklicznej naturze badanych szeregów konfrontowane są z empirycznymi cechami cyklu koniunkturalnego. W tym przypadku rozważamy miesięczne wartości produkcji przemysłowej w każdym z krajów w tym samym okresie czasu.

Na Rysunku 1 przedstawiono rezultaty testu podpróbkowego wykorzystanego w celu weryfikacji hipotezy H_0 w problemie (7) w przypadku dziewięciu miesięcznych szeregów czasowych opisujących wahania w kredycie, akcjach i produkcji (odpowiednio pierwszy, drugi i trzeci wiersz), dla USA (pierwsza kolumna), Wielkiej Brytanii (druga kolumna) i Polski (trzecia kolumna). Na rysunkach przedstawiono przebieg statystyki testowej (linia ciągła) obliczonej dla cykli dłuższych niż jeden i pół roku oraz wartości krytyczne na poziomie istotności $\alpha=0.1, 0.05$ i 0.01 (linie przerywane). Bardzo zmienny przebieg wartości statystyki testowej obserwowany gdy zmieniamy wartość częstotliwości będącej przedmiotem testowania, powoduje, iż wnioskowanie o statystycznie istotnych częstotliwościach jest trudne. Klasyczna analiza, z wykorzystaniem spektrum ciągłego procesu, bazująca na jakościowej ocenie „ważności” danej częstotliwości w spektrum jedynie na podstawie wartości amplitudy skojarzonej z tą częstotliwością, może prowadzić do błędnych konkluzji. Uzyskane rezultaty

wskazują, że statystyka testowa przekracza wartości krytyczne jedynie w kilku przypadkach wartości częstotliwości $\psi \in (0, 2\pi]$. Porównując obszary, w których statystyka testowa przekracza wartości krytyczne w przypadku szeregu czasowego agregatu kredytowego oraz produkcji przemysłowej, można stwierdzić, że komponent cykliczny w kredycie ma okres znacznie dłuższy niż analogiczny komponent w szeregu produkcji przemysłowej.



Źródło: Lenart i Pipień (2015).

Rysunek 1. Statystyki testowe (linia ciągła) oraz wyznaczone metodą podpróbki wartości krytyczne $\alpha=0.1, 0.05$ i 0.01 wykorzystywane w teście (7) — linia przerywana

Oznacza to, że cykliczne przemiany w kredycie następują znacznie wolniej niż w koniunkturze gospodarczej. Cykl na rynku akcji ma naturę nieregularną, ponieważ zbiór statystycznie istotnych częstości jest większy niż w przypadku kredytu i produkcji. Dodatkowo statystyka testowa przekracza wartości krytyczne dla częstości o zbliżonych wartościach. Jednak podobnie jak w agregacie kredytu uzyskujemy istotność statystyczną dla wartości częstości odpowiadających okresom dłuższym niż w przypadku produkcji. Dodatkowo, dane opowiadają się za statystyczną istotnością częstości odpowiadającej relatywnie krótkim okresom 2–3 lat.

Tabela 1

Długości cyklu (w latach) odpowiadające statystycznie istotnym (na poziomie istotności $\alpha=0.02$) częstościom uzyskanym w procedurze testowania (7)

	Kredyt	Akcje	Produkcja
USA	18.5; 9.3	2.1; 3.5; 7.6	8.8; 2.5
Wielka Brytania	23.8	6.7; 3.4; 2.9; 2.1	41.7; 9.3; 5.7
Polska	9.8	8.3; 3.5; 1.9	10.4; 3.5; 2.0

Źródło: Lenart i Pipień (2015).

W Tabeli 1 zamieszczono wartości okresów cykli, które odpowiadają statystycznie istotnym częstotliwościom, na poziomie istotności $\alpha=0.01$. Analizy w przypadku kredytu dla USA i Wielkiej Brytanii potwierdzają opisywane wcześniej w literaturze empiryczne cechy cyklu. Dane wskazują, że cykl kredytowy trwa dłużej niż cykl koniunkturalny i w przypadku USA może być opisany przez dwie częstotliwości odpowiadające okresowi 9.3 i 18.5 lat, zaś w przypadku Wielkiej Brytanii uzyskano nawet dłuższy okres trwania, większy niż 23 lata. W przypadku Polski cykliczne fluktuacje w kredycie mają znacznie krótszy okres, bo opisywany przez komponent o okresie nieco krótszym niż 10 lat. Ten rezultat wyraźnie odróżnia przypadek Polski od rozwiniętych gospodarek. Jednak taki okres trwania cyklu kredytowego jest nadal znacznie dłuższy niż cykl produkcji, przyjmowany na poziomie około 3.5 do 4 lat dla polskiej gospodarki.

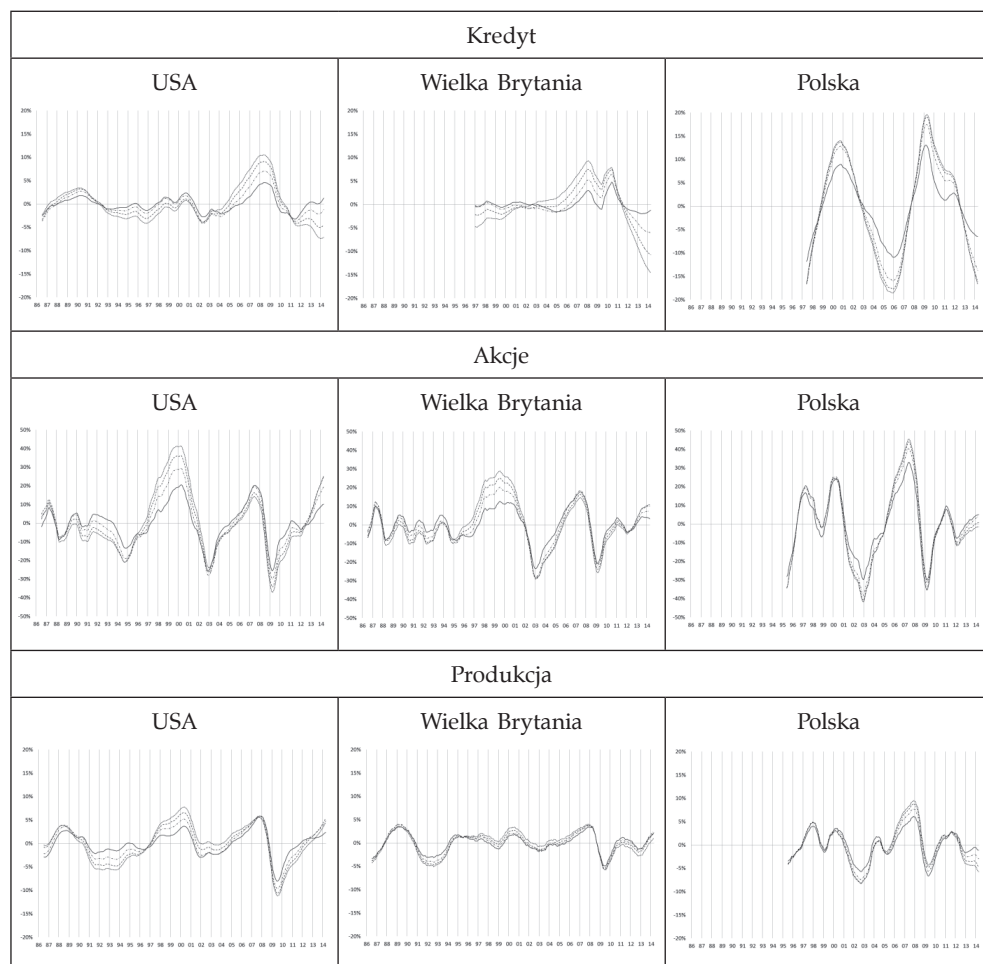
Komponent cykliczny na rynku akcji ma naturę bardzo nieregularną. Procedura identyfikuje bardzo wiele statystycznie istotnych częstotliwości o zbliżonych wartościach. W przypadku USA i Polski uzyskano trzy istotne statystycznie wartości, zaś w przypadku Wielkiej Brytanii nawet cztery. Wnioskowanie w przypadku Polski jest jednak inne, ponieważ częstości odpowiadają okresom cyklu podobnym do tych otrzymanych dla produkcji przemysłowej. Oznacza to, że w przypadku USA i Wielkiej Brytanii, procesy cykliczne zachodzące na bardzo rozwiniętych i innowacyjnych rynkach finansowych, mogą mieć słaby

związek z analogicznymi procesami zachodzącymi w koniunkturze. Rezultaty i interpretację w przypadku rynku akcji należy przyjąć z dużą ostrożnością. Procedura, w świetle hipotez efektywnego funkcjonowania rynków akcji, może wskazywać na cykle pozorne.

Na podstawie procedur testowania statystycznie istotnych częstotliwości uzyskano komponenty cykliczne metodą filtrowania. W analizach wykorzystano, zgodnie z algorytmem opisanym w rozdziale 2 algorytmie, filtr HP z parametrem wygładzania ściśle związanym z istotnymi częstościami. Na Rysunku 2 przedstawiono przebieg komponentów cyklicznych w analizowanych dziewięciu szeregach czasowych z przyjętym parametrem wygładzania odpowiadającym okresowi 10 lat (linia ciągła) oraz 15, 20 i 25 lat (linie przerywane). Wartości komponentu cyklicznego przyjęto jako odchylenia od długookresowego trendu wyrażone w procentach. Otrzymane różne alternatywne przebiegi filtrowanych odchyleń od trendu mają na celu wskazać zarówno przybliżony kształt komponentu cyklicznego (dla parametru wygładzania bliskiego wartości okresu czasu statystycznie istotnej częstotliwości) i dodatkowo jego wrażliwość ze względu na zmiany w wartościach parametru wygładzania filtra HP. W przypadku Polski wyraźnie widać regularne zmiany cykliczne dla kredytu, wskazujące na istnienie dwóch faz ekspansji (występujących po 2000 roku i około roku 2009) oraz dwóch faz recesji (2006 i 2014). Komponenty cykliczne uzyskane w przypadku USA i Wielkiej Brytanii są o wiele bardziej nieregularne. Dodatkowo amplituda komponentu cyklicznego w kredycie nie jest jednoznacznie zidentyfikowana w każdym z krajów i w okresach dolnego i górnego punktu zwrotnego cyklu może się różnić znacząco jeśli zmieni się wartości parametru wygładzania HP.

Na przykład w przypadku Polski, ujemne odchylenia od długookresowego trendu w okresie 2005–2006 może być rzędu -11% (parametr HP ustalony na 10 lat) do przeszło -19% , jeśli parametr HP odpowiada okresowi 25 lat, a więc przybliżonej referencyjnej wartości dla cyklu finansowego, którą sugeruje Borio (2012) i inni. W przypadku górnego punktu zwrotnego w 2009 roku dodatnie odchylenie od długookresowego trendu może przyjmować wartości od 12% , dla parametru HP odpowiadającemu 10 lat, do 19% (parametr HP przyjęto na 25 lat). Analizy kredytu w USA i Wielkiej Brytanii wskazują na podobną wrażliwość odchylenia od długookresowego trendu ze względu na zmiany w parametrze wygładzania HP. Górny punkt zwrotny w 2008 roku dla kredytu w USA może być opisany przez dodatnie odchylenie od trendu wielkości od 5% (parametr HP ustalony na wartości okresu 10 lat) do 10% (parametr HP przyjęty na poziomi wartości okresu 25 lat). W przypadku Wielkiej Brytanii analogiczny okres opisywany może być odchyleniem od trendu rzędu 3% (parametr HP 10 lat) do 9% (parametr HP 25 lat).

Dolne punkty zwrotne, występujące po okresie recesji, także mogą się odchylić od długookresowego trendu o wartości znacząco wrażliwe ze względu na wybór parametru HP. Na przykład w przypadku Polski ujemne odchylenie



Źródło: Lenart i Pipień (2015).

Rysunek 2. Przebieg komponentów cyklicznych, uzyskanych metodą filtrowania HP z parametrem wygładzania λ odpowiadającym długości cyklu 10 lat (linia ciągła) oraz 15, 20 i 25 lat (linie przerywane)

od trendu w latach 2005–2006 może sięgać wartości od -11% (parametr HP 10 lat) do -19% (parametr HP ustalony na wartości okresu 25 lat). Analogicznie w przypadku roku 2014 różnice są podobnej skali. O ile w sytuacji analiz kredytu dla Polski określenie faz i punktów zwrotnych jest niezmiennicze ze względu na dobór parametru HP, to w przypadku USA i Wielkiej Brytanii można zidentyfikować takie okresy czasu, dla których odchylenie od trendu może być zarówno dodatnie, jak i ujemne, w zależności od doboru parametru HP. Oznacza to problemy z właściwym określeniem konkretnej fazy

w tych przypadkach. Na przykład dla Wielkiej Brytanii odchylenie od trendu w 2014 może być wielkości -2% (parametr HP ustalony na 10 lat) do -15% (dla parametru HP odpowiadającemu okresowi 25 lat). Pierwszy przypadek może być interpretowany jako małe ujemne odchylenie od trendu, zaś drugi może oznaczać wyhamowanie akcji kredytowej na dużą skalę. W przypadku USA odchylenie od trendu dla parametru HP ustalonego na okresie 10 lat wskazuje na niewielkie dodatnie odchylenie, rzędu 2% , zaś w przypadku przyjęcia wartości parametru HP na poziomie 25 lat, odchylenie od trendu jest ujemne, wskazując na recesję w akcji kredytowej.

Cykl w szeregu czasowym MSCI dla USA i Wielkiej Brytanii, pomimo nieregularnego przebiegu z powodu zmiennej amplitudy, pozostaje niezmienniczy dla różnych wariantów filtracji HP, jedynie za wyjątkiem okresu ekspansji i górnego punktu zwrotnego w latach 1999–2001. Dodatkowo odchylenie od trendu może przyjmować wartość od 20% (HP 10 lat) do 40% (HP 25 lat) w tym okresie.

Wobec powyższego, uzyskanie precyzyjnych i silnie empirycznie potwierdzonych przez dane informacji o cyklu finansowym ogólnie a w szczególności o cyklu kredytowym i cyklu na rynku akcji, nie jest łatwe. Przedstawione przykłady wyraźnie wskazują, że dla właściwej oceny skali ekspansji lub wyhamowania w cyklu, kluczowym było skonstruowanie metody powiązania parametru filtru z częstościami statystycznie istotnymi. Zgodnie z uzyskanymi rezultatami właściwym wyborem wartości parametru wygładzania dla USA i Wielkiej Brytanii jest taka, która odpowiada okresowi 20–25 lat, co znajduje potwierdzenie w literaturze przedmiotu; por. Borio (2012) i Drehmann (2012). Uzyskane rezultaty wyraźnie wskazują, że przyjęcie analogicznych wartości dla Polski nie jest właściwe i może prowadzić do błędnych konkluzji co do skali ekspansji lub wyhamowania akcji kredytowej. Dla Polski właściwy wybór parametru wygładzania w procedurze filtracji HP powinien uwzględniać wartość okresu około 10 lat i nie większą.

W dalszej kolejności przeprowadzono jakościową analizę występowania wyprzedzeń i opóźnień w komponentach cyklicznych w kredycie i w indeksie MSCI względem cyklu koniunkturalnego, wyznaczonego na podstawie szeregu czasowego produkcji przemysłowej. W Tabeli 2 przedstawiono korelacje z próby pomiędzy wartościami komponentu cyklicznego w kredycie ($Corr(C_t, P_{t+n})$) lub equity ($Corr(E_t, P_{t+n})$) i produkcji, z ośmiomiesięcznym przesunięciem wstecz jak i w przód; to znaczy dla $n = -8, -7, \dots, 0, 1, 2, \dots, 8$. Parametr wygładzania λ przyjęto jako 10 lat dla polski, 20 lat dla USA oraz 25 lat dla Wielkiej Brytanii. W klasycznej analizie cykliczności koniunkturalnej taka analiza stanowi podstawy do dyskusji nad synchronizacją analizowanych cykli. Analizowane korelacje z próby zostały wyznaczone w dwóch przypadkach, w pierwszym obejmującym cały analizowany okres oraz drugim, w którym wyłączone zostały obserwacje z okresu od marca 2008 do marca 2009. Celem prezentacji rezultatów analizy „lead-lag” dla dwóch wariantów jest zbadanie w jaki sposób zależność

Tabela 2

Wartości korelacji z próby $Corr(C_t, P_{t+n})$ oraz $Corr(E_t, P_{t+n})$ pomiędzy wartościami komponentu cyklicznego w kredycie (C_t) lub equity (E_t) i produkcji (P_t), z przesunięciem $n = -8, -7, \dots, 0, 1, 2, \dots, 8$. Parametr wygładzania λ przyjęto jako 10 lat dla Polski, 20 lat dla USA oraz 25 lat dla Wielkiej Brytanii

	Wartości opóźnione																	Wartości wyprzedzające												
	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	1	2	3	4	5	6	7	8					
USA																														
n																														
Kredyt	0,68	0,69	0,68	0,65	0,60	0,53	0,45	0,36	0,28	0,20	0,12	0,03	-0,04	-0,12	-0,19	-0,24	-0,28													
Kredyt*	0,51	0,55	0,57	0,58	0,56	0,51	0,46	0,39	0,32	0,22	0,11	0,01	-0,07	-0,15	-0,21	-0,26	-0,29													
Akcje	0,00	0,04	0,09	0,15	0,22	0,29	0,36	0,43	0,49	0,56	0,61	0,65	0,66	0,64	0,61	0,56	0,50													
Akcje*	0,16	0,12	0,08	0,05	0,04	0,05	0,07	0,11	0,18	0,26	0,34	0,41	0,44	0,46	0,47	0,46	0,45													
Wielka Brytania																														
n																														
Kredyt	-0,19	-0,11	-0,06	0,01	0,12	0,23	0,32	0,41	0,47	0,50	0,48	0,43	0,37	0,34	0,31	0,26	0,20													
Kredyt*	-0,11	-0,07	-0,05	-0,05	-0,01	0,06	0,15	0,24	0,34	0,37	0,36	0,31	0,27	0,28	0,30	0,31	0,30													
Akcje	-0,11	-0,08	-0,05	-0,01	0,06	0,13	0,19	0,27	0,33	0,38	0,42	0,44	0,45	0,46	0,45	0,42	0,38													
Akcje*	0,00	-0,01	-0,04	-0,06	-0,04	-0,01	0,04	0,09	0,14	0,18	0,22	0,24	0,26	0,29	0,30	0,29	0,30													
Polska																														
n																														
Kredyt	0,25	0,20	0,14	0,06	0,00	-0,07	-0,12	-0,16	-0,18	-0,21	-0,23	-0,27	-0,29	-0,30	-0,30	-0,31	-0,32													
Kredyt*	0,23	0,24	0,22	0,18	0,16	0,13	0,10	0,09	0,06	0,04	0,01	-0,05	-0,09	-0,12	-0,15	-0,18	-0,22													
Akcje	-0,08	0,01	0,10	0,21	0,33	0,44	0,53	0,59	0,64	0,69	0,72	0,73	0,72	0,69	0,65	0,60	0,53													
Akcje*	-0,03	0,01	0,06	0,13	0,22	0,32	0,40	0,45	0,50	0,56	0,60	0,63	0,64	0,64	0,63	0,59	0,53													

* w tych przypadkach wyłączono wartości analizowanych komponentów z okresu czasu od marca 2008 do marca 2009. Kursywyą zaznaczono w tabeli korelacje nieistotne statystycznie na poziomie 0,01.

Źródło: Lenart i Pipień (2015).

dynamiczna pomiędzy wyizolowanymi komponentami cyklicznymi jest wrażliwa na okres czasu, w którym nasilił się globalny kryzys finansowy.

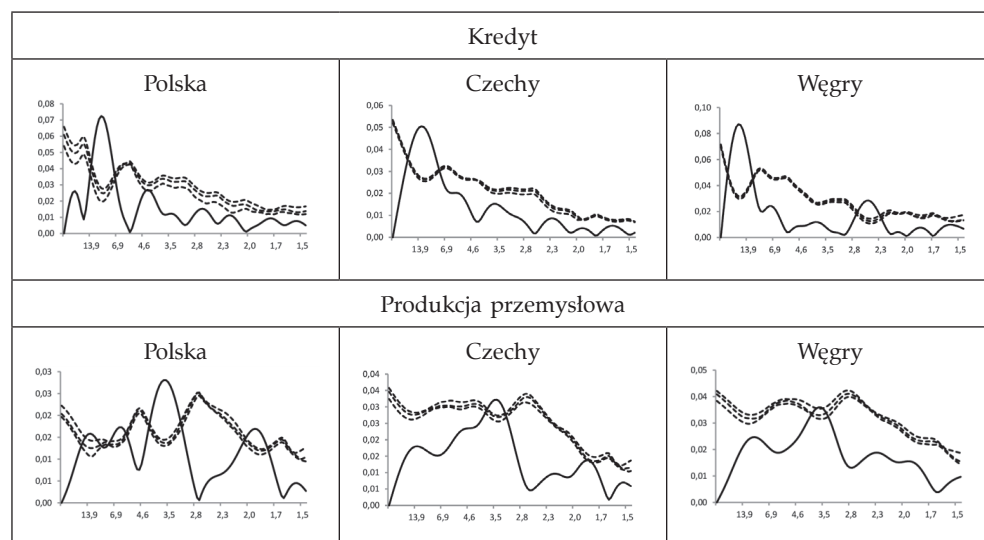
W przypadku wartości cyklu w szeregu czasowym MSCI jego bieżąca wartość jest najsilniej dodatnio skorelowana z przyszłą wartością komponentu cyklicznego w produkcji. Dla USA zmiany w cyklu produkcji wyprzedzają zmiany w cyklu na rynku akcji o około cztery lata, zaś dla Wielkiej Brytanii efekt ten wynosi około 5–8 miesięcy. Dla Polski uzyskujemy najsilniejszą dodatnią korelację pomiędzy bieżącą wartością a wartością wyprzedzającą o około 3 miesiące. Natura zależności czasowych dla cykli w kredycie i produkcji wydaje się inna w trzech analizowanych przypadkach. Dla USA cykl produkcji wydaje się być opóźniony w stosunku do cyklu kredytowego, ponieważ najsilniejszą korelację uzyskano w przypadku opóźnienia wynoszącego 7 miesięcy. Podobnie w przypadku Polski, omawiane opóźnienie wynosi 8 miesięcy. Cykl kredytowy dla Wielkiej Brytanii jest prawie dokładnie zsynchronizowany czasowo z cyklem produkcji, ponieważ najsilniejszą korelację uzyskano w przypadku jednomiesięcznego wyprzedzenia. Powyższe wnioski, dotyczące analiz korelacji dla całego badanego okresu czasu, pozostają jakościowo niezmiennicze, jeśli usunie się okres nasilenia zjawisk kryzysowych od marca 2008 do 2009 roku.

3.2. Cykl kredytowy — Polska na tle regionu

Kolejnym etapem analiz empirycznych jest omówienie cech cykliczności dla Polski na tle krajów regionu Europy środkowej i wschodniej. W niniejszej części zaprezentowano wyniki analiz dla Czech, Polski i Węgier, skupiając się na badaniu własności empirycznych cyklu kredytowego. Analizie poddano szeregi czasowe o częstotliwości miesięcznej agregatu kredytu w okresach, dla Polski, od grudnia 1996 do lipca 2015 (224 obserwacje), dla Czech od stycznia 2002 do lipca 2015 (151 obserwacji) a dla Węgier od stycznia 2000 do lipca 2015 (175 obserwacji). Wybrane szeregi czasowe poddano procedurze identyfikacji statystycznie istotnych częstotliwości oraz ekstrakcji komponentów cyklicznych. Podobnie jak poprzednio uzyskane rezultaty porównywane są pomiędzy krajami oraz komponenty cyklu kredytowego odnoszone są do cyklu produkcji w każdym kraju.

Rysunek 3 przedstawia przebieg wartości statystyk testowych (linia ciągła) oraz wyznaczonych metodą podpróbki wartości krytycznych (linia przerywana) na poziomie istotności odpowiednio $\alpha=0.1$, 0.05 , 0.01 , które są wykorzystywane w teście (7). W pierwszym wierszu przedstawiono wykresy dotyczące kredytu, zaś w drugim wierszu produkcji przemysłowej dla Polski (pierwsza kolumna), Czech (druga kolumna) i Węgier (trzecia kolumna). Wartość statystyki testowej podlega silnej zmienności wraz ze zmianami w wartości częstotliwości poddawanej testowaniu. Jednak wyraźnie można dostrzec podobieństwo w jej przebiegu we wszystkich trzech krajach. Duża wartość

statystyki testowej w spektrum w okolicach niskich wartości częstości oraz jej wygasanie wraz ze zbliżaniem się do obszarów wysokich częstości charakteryzuje fluktuacje w agregacie kredytu dla trzech rozważanych krajów Europy środkowej i wschodniej.



Rysunek 3. Statystyki testowe (linia ciągła) oraz wyznaczone metodą podpróbki wartości krytyczne $\alpha=0.08$, 0.05 i 0.02 wykorzystywane w teście (7) — linia przerywana

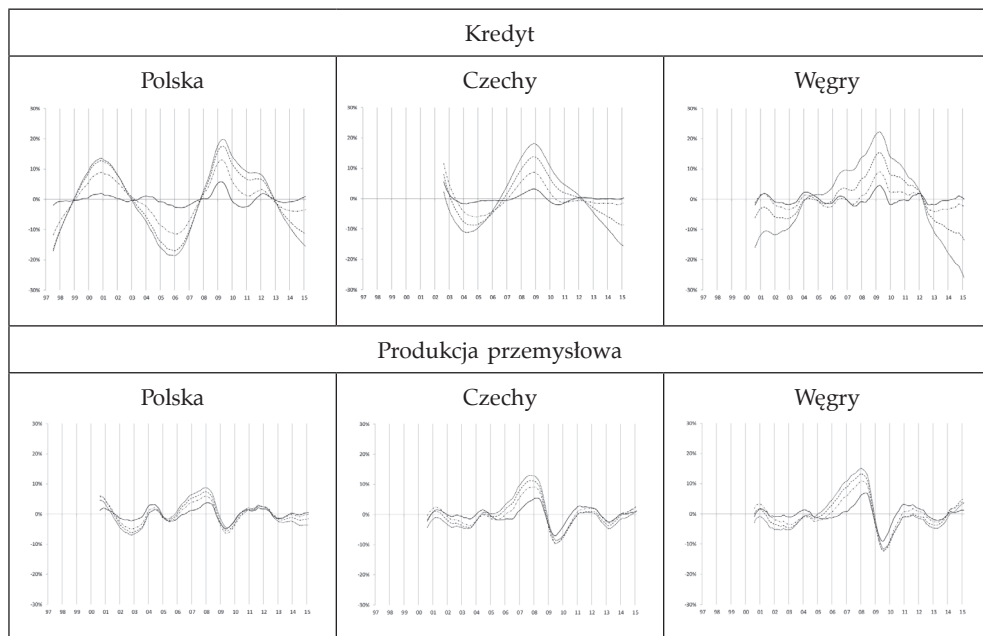
Tabela 3

Długości cyklu (w latach) odpowiadające statystycznie istotnym (na poziomie istotności $\alpha=0.02$) częstościom uzyskanym w procedurze testowania (7)

	Kredyt	Produkcja
Polska	9.8	12.8; 6.2; 3.6; 1.9
Czechy	12.8	3.4
Węgry	20.8, 2.5	3.6

Porównując przebieg statystyki testowej dla kredytu z analogiczną wielkością uzyskaną w przypadku produkcji przemysłowej należy stwierdzić, że cykl w agregacie kredytu może być opisany przez znacznie niższe częstotliwości niż w przypadku cyklu produkcji. W Tabeli 3 przedstawiono długość cykli odpowiadających statystycznie istotnym częstotliwościom. W przypadku Polski okres trwania cyklu w kredycie wynosi około 10 lat, i wynik ten pozostaje niezmienny względem analiz przeprowadzonych w poprzedniej części dla szeregu czasowego obserwacji do listopada 2014. Dla Czech cykl w kredycie trwa dłużej,

ponieważ jedyna statystycznie istotna częstotliwość odpowiada okresowi nieco mniejszemu niż 13 lat. Agregat kredytu Węgier wskazuje na dwie statystycznie istotne częstotliwości. Komponent cykliczny może być w tym przypadku opisany przez złożenie dwóch cykli o okresach odpowiednio około 21 lat i 2 i pół roku. Skoro statystyczną istotność uzyskała częstotliwość odpowiadająca okresowi dłuższemu niż okres, z którego pochodzą obserwacje empiryczne, wynik w przypadku Węgier jest obarczony dużą niepewnością i należy go przyjmować ostrożnie. W rozważanych gospodarkach cykl kredytowy trwa zatem znacznie dłużej niż cykl produkcji, który w przypadku Czech i Węgier trwa mniej niż 4 lata. Odpowiednia statystyka testowa przekracza bowiem wartości krytyczne dla szeregów produkcji przemysłowej jedynie dla częstotliwości odpowiadającej około 3 i pół roku. Nieregularne obserwacje od grudnia 2014 do lipca 2015 zmieniły obraz cykliczności produkcji w Polsce. Uzyskujemy zatem zmianę wnioskowania o statystycznie istotnych częstotliwościach, które odpowiadają dla dłuższego szeregu czasowego okresom cyklu 2 lata, około 3 i pół roku, nieco ponad 6 lat i 13 lat. Na uwagę zasługuje stabilność cech cyklu kredytowego w Polsce, który zarówno w przypadku krótszego szeregu czasowego, analizowanego w poprzedniej części, jak i obecnie dla danych do listopada 2015, wskazuje podobne cechy.



Rysunek 4. 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)

Na podstawie procedur testowania statystycznie istotnych częstotliwości, podobnie jak w poprzedniej części, uzyskano komponenty cykliczne metodą filtrowania. W analizach wykorzystujemy filtr HP z parametrem wygładzania ściśle związanym z istotnymi częstościami. Rysunek 4 przedstawia 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). Skala ekspansji kredytowej w Czechach w 2008–2009 roku jest wrażliwa na wybór parametru HP. Górny punkt zwrotny pod koniec 2009 roku może być opisany poprzez odchylenie od trendu rzędu 3% (parametr HP ustalony na 5 lat) do 18% (parametr HP ustalony na 20 lat). Oprócz bardzo nieregularnego przebiegu komponentu cyklicznego w przypadku Węgier, odchylenie od trendu także jest bardzo wrażliwe na dobór parametru HP. Podobnie jak w przypadku Polski i Czech, obraz ekspansji kredytowej i górnego punktu zwrotnego wyznaczającego przejście do fazy wyhamowania, jest różny i właściwe określenie skali odchylenia od długookresowego trendu wymaga przeprowadzenia omawianych wyżej testów istotności. Górny punkt zwrotny może być opisany przez odchylenie od trendu rzędu 20% do wartości nawet mniejszej od 3%.

Analizując fazy wyhamowania i recesji można wysnuć podobne konkluzje. W przypadku Polski dolny punkt zwrotny w latach 2005–2006 może być opisany przed odchylenie od trendu rzędu 2.5% (parametr HP ustalony na wartości 5 lat) do 19% (parametr HP ustalony na wartości 20 lat). W roku 2014 odchylenie od trendu może się też różnić znacząco dla różnych wartości parametru wygładzania.

Uzyskane rezultaty wyraźnie wskazują na kłopoty w właściwą identyfikacją faz cyklu, gdy parametr wygładzania odpowiada długości cyklu około 5 lat, a więc wartości nieco większej niż odpowiadająca cyklowi produkcji. Uzyskana na drodze estymacji wartość 10 lat dla Polski stanowi kompromis, który umożliwia identyfikację faz i jednocześnie oszacowanie skali ekspansji lub wyhamowania w akcji kredytowej. Przyjęcie, że cykl kredytowy może trwać dłużej, co wynika z badań dla gospodarek rozwiniętych, może prowadzić do błędnych wniosków. Przeprowadzone powyżej analizy wskazują, że kraje Europy środkowo-wschodniej cechuje swoista dynamika kredytu, co prowadzi do innych wniosków o naturze cykli finansowych, w tym cyklu kredytowego.

Rezultaty analizy występowania wyprzedzeń i opóźnień w komponentach cyklicznych w kredycie względem cyklu koniunkturalnego przedstawiono w Tabeli 4. Podobnie jak w poprzedniej części wyznaczono korelacje z próby pomiędzy wartościami komponentu cyklicznego w kredycie i produkcji, z ośmiomiesięcznym przesunięciem wstecz jak i w przód; to znaczy dla $n = -8, -7, \dots, 0, 1, 2, \dots, 8$. Parametr wygładzania λ przyjęto jako 10 lat dla Polski, 12 lat dla Czech i 20 lat w przypadku dla Węgier. Najwyższe wartości korelacji uzyskano dla opóźnienia rzędu 8 miesięcy. Pomimo pewnych różnic w długościach cykli dla każdego z krajów, analiza „lead-lag” dostarcza podobnych wniosków co do zależności w czasie z cyklem produkcji. Cykl kredytowy

może być charakteryzowany jako wyprzedzający w stosunku do cyklu produkcji. Z powodu przeprowadzenia analiz na próbie z dołączonymi obserwacjami z okresu od listopada 2014 do lipca 2015, wartości korelacji z próby wyznaczone w przypadku Polski nieznacznie różnią się od wartości zamieszczonych w Tabeli 2. Zasadnicza konkluzja co do wyprzedzającego charakteru cyklu kredytowego względem cyklu produkcji pozostaje niezmienną. Porównując między krajami siłę związku cyklu kredytowego z cyklem produkcji należy stwierdzić, że efekt ten jest w przypadku Czech najsilniejszy a w przypadku Polski najslabszy. Najwyższa korelacja dodatnia nieco przekracza 0.52 w przypadku Czech, zaś dla Polski wynosi 0.21 i jest na granicy statystycznej istotności.

Tabela 4

Wartości korelacji z próby $Corr(C_t, P_{t+n})$ pomiędzy wartościami komponentu cyklicznego w kredycie (C_t) i produkcji (P_{t+n}), z przesunięciem $n = -8, -7, \dots, 0, 1, 2, \dots, 8$.
Parametr wygładzania λ przyjęto jako 10 lat dla Polski, 12 lat dla Czech i 20 lat dla Węgier

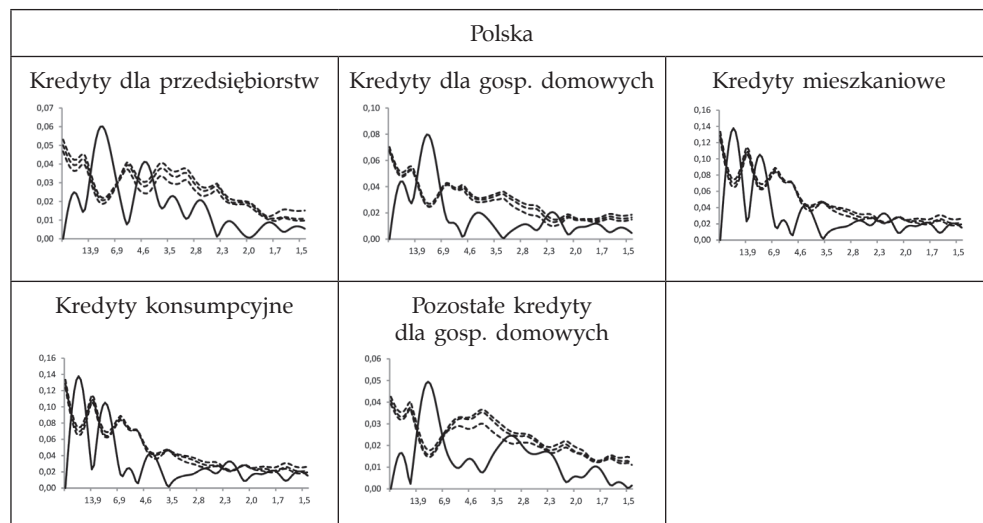
n	Wartości opóźnione							Wartości wyprzedzające									
	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8
Czechy	0,52	0,48	0,43	0,39	0,38	0,28	0,22	0,16	0,10	0,04	-0,01	-0,06	-0,12	-0,17	-0,22	-0,27	-0,31
Polska	0,21	0,16	0,12	0,07	0,02	-0,03	-0,08	-0,12	-0,16	-0,22	-0,28	-0,33	-0,38	-0,43	-0,47	-0,51	-0,54
Węgry	0,32	0,29	0,25	0,21	0,17	0,13	0,08	0,04	0,00	-0,03	-0,06	-0,09	-0,12	-0,14	-0,16	-0,18	-0,19

Kursywą zaznaczono w tabeli korelacje nieistotne statystycznie na poziomie 0.01.

3.3. Cykl kredytowy — analiza w ramach kategorii kredytów dla Polski

Jedyną statystycznie istotną częstotliwością, w przypadku agregatu kredytu dla Polski, była wartość odpowiadająca okresowi około 10 lat. Efekt ten uzyskano zarówno w przypadku analiz szeregu czasowego obserwacji do listopada 2014 oraz przy aktualizacji danych do lipca 2015. W tej części opracowania przeprowadzono procedurę wnioskowania o cechach cykli dla podkategorii kredytu w Polsce. W okresie od grudnia 1996 do lipca 2015 (224 obserwacje) rozważono kategorie kredytu dla przedsiębiorstw i kredytu dla gospodarstw domowych ogółem. Dodatkowo w ramach kredytu dla gospodarstw domowych rozważono osobno kredyty mieszkaniowe, konsumpcyjne i kategorię pozostałych kredytów gospodarstw domowych.

Rysunek 5 przedstawia przebieg statystyk testowych w przypadku wszystkich pięciu kategorii kredytów. Wartości statystyki różnią się w kategoriach, jednak wnioskowanie o statystycznie istotnych częstościach (Tabela 5) 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 nieco mniejszą od 10 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 10 lat. W przypadku kredytu dla gospodarstw domowych i podkategorii kredytów mieszkaniowych dane opowiadają się dodatkowo za krótkim cyklem długości około 2 lat. Ten krótki cykl nie znajduje potwierdzenia w przypadku kredytów konsumpcyjnych i kategorii pozostałych kredytów. Dane także wskazują na niską wartość częstości statystycznie istotnej, która odpowiada cyklowi dłuższemu niż ćwierć wieku. Tak wolne przemiany cykliczne w agregacie kredytu mieszkaniowego mogą mieć swoje źródła w procesach demograficznych i przemianach systemowych. Ten rezultat, choć poprawny formalnie, należy jednak traktować z dużą ostrożnością, gdyż jego obiektywne ekonomiczne uzasadnienie nie jest łatwe. W każdym przypadku, gdy procedura wychwytyje statystycznie istotne częstości odpowiadające okresom dłuższymi niż badana próba, interpretacja jest w dużej mierze arbitralna.

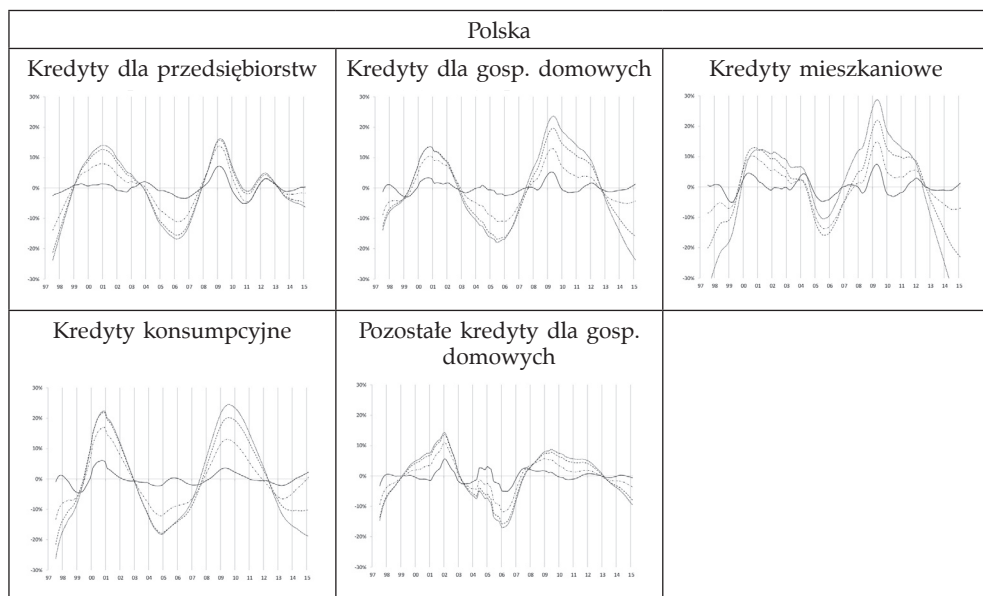


Rysunek 5. Statystyki testowe (linia ciągła) oraz wyznaczone metodą podpróbki wartości krytyczne $\alpha=0.08$, 0.05 i 0.02 wykorzystywane w teście (7) — linia przerywana. Analizy w przypadku kredytu dla przedsiębiorstw, dla gospodarstw domowych ogółem i w rozbięciu na kredyty mieszkaniowe, konsumpcyjne i pozostałe

Tabela 5

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	
9.3; 4.5	9.8; 2.3	27.8; 9.3; 2.2	9.3	9.8	10.4; 3.5; 2.0



Rysunek 6. 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 6 przebiegi komponentów cyklicznych, które uzyskano metoda 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

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

h	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 tabeli korelacje nieistotne statystycznie na poziomie 0.01.

i podkategorii. 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.

Analizy występowania wyprzedzeń i opóźnień w komponentach cyklicznych w rozważanych kategoriach kredytu przedstawiono w Tabeli 6. 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.

4. PODSUMOWANIE

Podjęte w opracowaniu zagadnienie cykliczności w systemie finansowym jest nową odsłoną klasycznych, bo rozważanych od ponad 160-ciu lat, badań nad cykliczną naturą zjawisk w ekonomii. Celem badań było wypracowanie metod wnioskowania statystycznego w celu określenia cech cyklu finansowego i w szczególności kredytowego. W pracy zaproponowano nieparametryczny test, umożliwiający wnioskowanie o statystycznie istotnych częstościach dyskretnego spektrum procesu opisującego cykliczne fluktuacje.

Uzyskane rezultaty empiryczne pozwalają stwierdzić, że cechy cyklu kredytowego dla Polski mają charakter swoisty i znacznie różnią się od tych otrzymanych dla rozwiniętych gospodarek. Cykl kredytowy trwa w przypadku Polski około dekady i jest podobny do cyklu uzyskanego w przypadku Czech, trwającego 12 lat.

BIBLIOGRAFIA

- Adrian T., Shin H. (2010), *Financial Intermediaries and Monetary Economics*, in B. Friedman and M. Woodford (eds), *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 3, Amsterdam: North Holland.
- Aikman D., Haldane A., Nelson B. (2010), *Curbing the Credit Cycle*, paper presented at the Columbia University Center on Capitalism and Society Annual Conference, New York, November.
- 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., 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.
- Besicovitch A.S. (1932), *Almost Periodic Functions*, Cambridge University Press, London.
- Bianchi J. (2011), *Overborrowing and Systemic Externalities in the Business Cycle*, *American Economic Review* 101, 3400–3426.
- Bollerslev T., Ghysels E. (1996), *Periodic Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*, *Journal of Business and Economic Statistics* 14(2), 139–152.
- 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), *Introduction to Time Series and Forecasting*, Springer, New York.
- Brunnermeier M., Crockett A., Goodhart C. Hellwig M., Persaud A., Shin H. (2009), *The Fundamental Principles of Financial Regulation*, *Geneva Reports on the World Economy*, no 11.
- Burns A.F., Mitchell W.C. (1946), *Measuring Business Cycles*, New York, National Bureau of Economic Research.
- Burridge P, Taylor A.M. (2001), *On Regression-based Tests for Seasonal Unit Roots in the Presence of Periodic Heteroscedasticity*, *Journal of Econometrics* 104, 91–117.
- Claessens S., Ayhan Kose M., Terrones M.E. (2011a), *Financial Cycles: What? How? When?*, IMF Working Paper, WP/11/76.
- Corduneanu C. (1989), *Almost Periodic Functions*, Chelsea, New York
- Danielsson J., Shin H.S., Zigrand J.-P. (2004), *The Impact of Risk Regulation on Price Dynamics*, *Journal of Banking and Finance* 28, 1069–1087.
- Dell’Arriccia D., Igan, Laeven L., Tong H. (2012), *Policies for Macrofinancial Stability: How to Deal with Credit Booms*, IMF Discussion Note, April.
- Drehmann M., Borio C., Tsatsaronis K. (2012), *Characterising the Financial Cycle: Don’t Lose Sight of the Medium Term!*, BIS Working Papers 380.
- English W., Tsatsaronis K., Zoli E. (2005), *Assessing the Predictive Power of Measures of Financial Conditions for Macroeconomic Variables*, BIS Papers, no 22, 228–252.
- European Systemic Risk Board, ESRB (2014), *The ESRB Handbook on Operationalising Macro-prudential Policy in the Banking Sector*, Frankfurt.
- Fisher I. (1933), *The Debt-Deflation Theory of Great Depressions*, *Econometrica* 1, 337–357.
- Franses P.H. (1996), *Stochastic Trends in Economic Time Series*, Oxford University Press, New York.
- Franses P.H., Boswijk H.P. (1996), *Temporal Aggregation in a Periodically Integrated Autoregressive Process*, *Statistics and Probability Letters* 30, 235–240.
- Franses P.H., Boswijk H.P. (1996), *Temporal aggregation in a periodically integrated autoregressive process*, *Statistics and Probability Letters*, 30, 235–240.
- Franses P.H., Dijk D. (2005), *The forecasting performance of various models for seasonality and nonlinearity for quarterly industrial production*, *International Journal of Forecasting*, 21, 87–102.
- Franses P.H., Ooms M. (1997), *A periodic long-memory model for quarterly UK inflation*, *International Journal of Forecasting*, 13, 117–126.
- Franses P.H. (1996) *Stochastic Trends in Economic Time Series*, Oxford University Press, New York.
- Galati G., Moessner R. (2013), *Macroprudential Policy — A Literature Review*, *Journal of Economic Surveys* 27, 846–878.
- Gardner W.A., Napolitano A., Paura L. (2006), *Cyclostationarity: Half a century of research*, *Signal Processing*, 86, 639–697.
- Gilchrist S., Zakrajsek E. (2008), *Linkages Between the Financial and Real Sectors: An Overview*, Working Paper, Boston University.

- Gladyshev E.G. (1961), *Periodically Correlated Random Sequence*, *Sov. Math.* 2, 385–388.
- 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.
- Gómez V. (1999), *Three equivalent methods for filtering finite nonstationary time series*, *Journal of Business and Economic Statistics*, 17(1), 109–117.
- Gorton G., He P. (2008), *Bank Credit Cycles*, *Review of Economic Studies* 75, 1181–1214.
- Hatzius J., Hooper P., Mishkin F., Schoenholtz K., Watson M. (2010), *Financial Conditions Indexes: a Fresh Look After the Financial Crisis*, NBER Working Papers, no 16150.
- Holmstrom B., Tirole J. (1997), *Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector*, *Quarterly Journal of Economics* 112, 663–691.
- Hurd H. (1989), *Representation of Strongly Harmonizable Periodically Correlated Process and their Covariances*, *Journal of Multivariate Analysis* 29, 53–67.
- Hurd H. (1991), *Correlation Theory of Almost Periodically Correlated Processes*, *Journal of Multivariate Analysis* 37, 24–45.
- Hurd H., Míamee A.G. (2007), *Periodically Correlated Random Sequences: Spectral Theory and Practice*, Wiley, Hoboken, New Jersey.
- 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.
- Juglar C. (1856), *Des Crises Commerciales et leur Retour Periodique en France, en Angleterre, et aux Etats-Unis*, Paris, Guillaumin.
- Kashyap A., Stein J. (2004), *Cyclical Implications of the Basel II Capital Standards*, Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives 1, 18–31.
- Kiyotaki N., Moore J. (1997), *Credit cycles*, *Journal of Political Economy* 105, 211–248.
- 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., 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 Econometric Modelling and Econometrics* 7, 169–186.
- Lorenzoni G. (2008), *Inefficient Credit Booms*, *Review of Economic Studies* 75, 809–833.
- Makridakis S., Wheelwright S.C., Hyndman R.J. (1998), *Forecasting: Methods and Applications*, Wiley, New York.
- Maravall A., del Ro A. (2001), *Time aggregation and the Hodrick-Prescott filter*, Banco de España — Servicio de Estudios Documento de Trabajo, n° 0108.
- Milas C., Rothman P.A., Dijk D. (2006), *Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles*, Elsevier, Amsterdam.
- Minsky H.P. (1982), *Can "It" Happen Again? Essays on Instability and Finance*, Armonk, M.E. Sharpe.
- Minsky H.P. (1990), *Schumpeter: Finance and Evolution [in:] Evolving Technology and Market Structure: Studies in Schumpeterian Economics*, Arnold Heertje and Mark Perlman, [eds.] Ann Arbor, Mich., The University of Michigan Press.
- Ng T. (2011), *The Predictive Content of Financial Cycle Measures for Output Fluctuations*, *BIS Quarterly Review* 21, 53–65.
- Olszak M., Pipień M. (2016), *Cross Country Linkages as Determinants of Procyclicality of Loan Loss Provisions*, *European Journal of Finance*, (w druku).
- Osborn D.R., Smith J.P. (1989), *The Performance of Periodic Autoregressive Models in Forecasting Seasonal U.K. Consumption*, *Journal of Business and Economic Statistics* 9, 117–127.

- Parzen E., Pagano M. (1979), *An Approach to Modeling Seasonally Stationary Time-Series*, *Journal of Econometrics* 9, 137–153.
- Schularick M., Taylor A.M. (2012), *Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870–2008*, *American Economic Review* 102, 1029–1061.
- Sinai A. (1992), *Financial and Real Business Cycles*, *Eastern Economic Journal* 18, 1–54.
- Woodford M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary policy*, Princeton, Princeton University Press.