Bank i Kredyt 51(3), 2020, 211-238

BANK I KREDYT
BANK & CREDIT

Miary ryzyka systemowego dla Polski. Jak ryzyko systemowe wpływa na akcję kredytową banków?

Marcin Borsuk*, Konrad Kostrzewa#

Nadesłany: 8 kwietnia 2019 r. Zaakceptowany: 9 grudnia 2019 r.

Streszczenie

Głównym celem artykułu jest przegląd kluczowych miar ryzyka systemowego opartych na danych rynkowych dla Polski i zweryfikowanie, czy mogą one służyć jako skuteczne narzędzie monitorowania i oceny poziomu ryzyka systemowego. Celem podrzędnym jest zbadanie wpływu ryzyka systemowego na akcję kredytową banków. W badaniu wykorzystano nowoczesne miary ryzyka systemowego skalkulowane na podstawie danych rynkowych z polskiego sektora bankowego. Aby ocenić ilościowe znaczenie powiązań mikrofinansowych, zastosowano model regresji panelowej przy użyciu estymatora LSDVC i system-GMM. W badaniu wykorzystano kwartalne dane panelowe obejmujące działalność banków komercyjnych na polskim rynku w latach 2007–2017. Wyniki przeprowadzonych badań wskazują, że wskaźniki ryzyka systemowego dobrze oddają poziom natężenia ryzyka w sektorze bankowym, ale nie generują sygnałów wyprzedzających kryzys. Materializacja ryzyka systemowego w istotny sposób przekłada się na spadek akcji kredytowej.

Słowa kluczowe: ryzyko systemowe, polityka makroostrożnościowa, determinanty akcji kredytowej, ekonometria panelowa

JEL: E51, G21, C33

* Uniwersytet Kazimierza Wielkiego w Bydgoszczy; e-mail: marcin.borsuk@ukw.edu.pl; Narodowy Bank Polski; e-mail: marcin.borsuk@nbp.pl; Instytut Nauk Ekonomicznych Polskiej Akademii Nauk.
Artykuł wyraża wyłącznie poglądy autora i nie może być traktowany jako oficjalne stanowisko instytucji, w której jest zatrudniony.

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie; e-mail: konradkostrzewa@me.com.

1. Wstęp

Stabilność finansowa jest podstawowym warunkiem, który musi zostać spełniony, aby realna gospodarka mogła zapewnić miejsca pracy, kredyty i wzrost gospodarczy. Kryzys finansowy pokazał, że powszechny wzrost dźwigni finansowej, nadmierna transformacja terminów zapadalności, kolektywizm w podejmowaniu ryzyka mogą pogłębić negatywne efekty zewnętrzne, co rodzi ryzyko dla stabilności systemu finansowego oraz całej gospodarki.

Wydarzenia pomiędzy 2007 a 2009 r. ujawniły istotne braki w nadzorze finansowym, który nie był w stanie przewidzieć negatywnych zmian o charakterze makroostrożnościowym i zapobiec nagromadzeniu się nadmiernego ryzyka w obrębie systemu finansowego. W konsekwencji na całym świecie ustanowiono odpowiednie ramy instytucjonalne i formalnoprawne w celu skutecznego prowadzenia polityki makroostrożnościowej.

Cechą wspólną przyjętych rozwiązań jest nakierowanie nadzoru makroostrożnościowego na przeciwdziałanie powstawaniu ryzyka systemowego i jego ograniczanie, bowiem jego urzeczywistnienie może spowodować destabilizację systemu finansowego oraz przeniesienie się negatywnych skutków tego zdarzenia na sferę realną[1]. Monitorowanie wskaźników ryzyka systemowego ułatwia ocenę tych zagrożeń i może pomóc w identyfikacji narastających zaburzeń równowagi i sytuacji podatnych na ryzyko. W konsekwencji skuteczny monitoring powinien pozwolić na szybkie przeciwdziałanie negatywnym skutkom narastania nierównowagi w systemie finansowym, która może zagrozić jego stabilności.

Jednak ze względu na złożony i stale zmieniający się charakter współczesnego systemu finansowego monitorowanie ryzyka systemowego nie jest prostym zadaniem. Ryzyko systemowe może akumulować się w różnych częściach systemu finansowego (tzw. wymiar strukturalny ryzyka systemowego), a także stopniowo narastać w czasie (tzw. wymiar czasowy ryzyka systemowego) (BIS 2010). W rezultacie monitorowanie ryzyka systemowego wymaga wieloaspektowego podejścia obejmującego szeroki zakres wskaźników.

Głównym celem artykułu jest przegląd kluczowych miar ryzyka systemowego opartych na danych rynkowych dla Polski i sprawdzenie, czy mogą one służyć jako skuteczne narzędzie monitorowania i oceny poziomu ryzyka systemowego. Celem podrzędnym jest zbadanie, czy wzrost ryzyka systemowego przekłada się na tempo akcji kredytowej.

Dokonany przegląd literatury oraz wstępna analiza problemu pozwalają na postawienie trzech hipotez badawczych:

H1: Wskaźniki oparte na danych z rynków finansowych pozwalają ocenić bieżący stopień natężenia napięć w systemie finansowym.

H2: Wskaźniki oparte na danych z rynków finansowych nie sprawdzają się jako wskaźniki wyprzedzające zmiany w systemie finansowym.

H3: Wzrost ryzyka systemowego ma istotny i negatywny wpływ na akcję kredytową banków.

Według najlepszej wiedzy autorów jest to pierwsze tego typu opracowanie, w którym w sposób empiryczny dokonano próby pomiaru ryzyka systemowego dla Polski za pomocą szerokiego zestawu dostępnych wskaźników rynkowych dostosowanych do warunków krajowych oraz zbadano wpływ ryzyka systemowego na tempo akcji kredytowej banków.

[1] Zgodnie z definicją NBP (2018) ryzyko systemowe oznacza ryzyko zakłócenia systemu finansowego, które może wywołać poważne negatywne skutki dla rynku wewnętrznego i dla realnej gospodarki.

Artykuł składa się z następujących części. W pierwszej kolejności dokonano przeglądu dostępnych kategorii miar ryzyka systemowego. Następnie opracowano zestaw wskaźników rynkowych na podstawie danych dla Polski i zestawiono je z bazą kryzysów finansowych krajów europejskich stworzoną przez ESRB. W dalszej części za pomocą modelu panelowego objaśniono wpływ ryzyka systemowego na poziom akcji kredytowej w sektorze bankowym. Opracowanie kończy się podsumowaniem zawierającym wnioski z przeprowadzonego badania.

2. Przegląd miar ryzyka systemowego

Globalny kryzys finansowy oraz kryzys zadłużeniowy w strefie euro podkreśliły znaczenie ryzyka systemowego, którego źródłem może być m.in. (ESRB 2014): (i) szok makroekonomiczny wystarczająco silny, aby wywołać napięcia w systemie finansowym, (ii) narastanie i likwidowanie zaburzeń równowagi w systemie finansowym generowanych przez nadmierną dźwignię finansową, (iii) ryzyko zarażania wynikające z rosnących wzajemnych powiązań między instytucjami i zachowań stadnych.

Ryzyko systemowe jest zjawiskiem wielowymiarowym, które można podzielić na dwie fazy. Pierwsza faza dotyczy narastania ryzyka systemowego i charakteryzuje się powstawaniem nierównowagi finansowej, rosnącą dźwignią finansową oraz entuzjazmem, któremu często towarzyszą zniekształcenia (bańki) cenowe na rynkach aktywów. Druga faza odnosi się do materializacji ryzyka systemowego, tzn. sytuacji, w której transmisja szoku zostaje wzmocniona endogenicznie (amplifikowana) w wyniku słabości i napięć w systemie finansowym. Takie ryzyko zwielokrotnienia oraz zarażania ma ścisły związek z występującymi powiązaniami między instytucjami finansowymi, których bezpośrednie lub pośrednie relacje biznesowe mogą ostatecznie przyczyniać się do rozwoju niekorzystnych napięć w czasie kryzysu.

Całkowita luka kredytowa do PKB w ramach Bazylei III stanowi użyteczny punkt wyjścia do pomiaru cyklicznego wymiaru ryzyka systemowego wynikającego z narastania nierównowagi makrofinansowej w czasie. Ma ona jednak pewne braki. Po pierwsze, jest obciążona „w dół" po długim okresie boomu kredytowego, ponieważ im dłużej on trwa, tym większa część nadmiernej akcji kredytowej przypisywana jest trendowi (ECB 2017). Po drugie, luka bazylejska jest wrażliwa na przyjęte założenia w zakresie długości okresu, co przekłada się na wiarygodność sygnału dla niektórych krajów mających relatywnie krótkie cykle kredytowe (10–15 lat). Po trzecie, mogą występować problemy interpretacyjne w sytuacji, gdy wskaźnik kredytu do PKB silnie wzrasta, ale jednocześnie w wolniejszym tempie niż komponent trendu (ECB 2018).

Innym istotnym elementem regulacji bazylejskich są zapisy dotyczące konieczności identyfikacji i monitorowania instytucji finansowych, których problemy finansowe lub niekontrolowana upadłość mogą wywrzeć znaczący wpływ na sektor finansowy i sektor gospodarki realnej (BCBS 2010). Do głównych kryteriów stosowanych do identyfikacji instytucji o znaczeniu systemowym (SIFIs) zalicza się wielkość, znaczenie, złożoność oraz wzajemne powiązania z innymi elementami systemu finansowego (BCBS 2013). Wskaźniki wchodzące w skład powyższych kategorii oceny są przydatne do identyfikacji specyficznych cech strukturalnych firm stwarzających ryzyko systemowe i w konsekwencji do określenia buforów kapitałowych na potrzeby stabilności finansowej. Ponieważ jednak wskaźniki te mają retrospektywny charakter, nie są w stanie uchwycić dynamicznego i wybiegającego w przyszłość charakteru ryzyka systemowego (Engle, Zazzara 2018).

Ze względu na powyższe niedostatki istnieje potrzeba stosowania komplementarnych miar ryzyka systemowego umożliwiających monitorowanie rozprzestrzeniania się zdarzeń powodujących napięcia finansowe w systemie finansowym oraz podatność firm na takie szoki. We współczesnej literaturze dotyczącej kwestii stabilności finansowej istnieje wiele podejść w zakresie pomiaru i oceny ryzyka systemowego. Od 2008 r. zaproponowano szereg wskaźników służących do pomiaru ryzyka systemowego o charakterze cyklicznym i strukturalnym (Bisias i in. 2012).

Pierwszy typ wskaźników funkcjonuje na poziomie poszczególnych podmiotów („wymiar mikro"). Na ich podstawie oblicza się wkład poszczególnych istotnych instytucji do ryzyka systemowego. Do tej kategorii miar zalicza się m.in.: MES (*marginal expected shortfall*), CoVar (*conditional value at risk*) oraz CRT (*conditional tail risk*). Ze względu na to, że wskaźniki te rozpatrywane są indywidualnie w oderwaniu od całego systemu finansowego oraz wykorzystują pochodzące z tego samego okresu ceny rynkowe, mają one słabą zdolność do prognozowania przyszłego poziomu ryzyka systemowego.

W ostatnich latach w literaturze przedmiotu można było zaobserwować dynamiczny rozwój kompozytowych miar ryzyka systemowego (Hollo, Kremer, Lo Duca 2012; Morris, Shin 2008; Louzis, Vouldis 2012), które stanowią drugą grupę miar. Wielu autorów rozważało różne wskaźniki służące do pomiaru niepewności i napięć na rynkach finansowych. Według Louzisa i Vouldisa (2012) sytuacja stresowa występuje, kiedy jeden segment rynku lub więcej segmentów okazują oznaki związane z rosnącym napięciem finansowym, a mianowicie dochodzi do wzrostu niepewności i asymetrii informacji. Głównym problemem występującym przy konstruowaniu wskaźników napięcia finansowego jest to, że powinny one również służyć jako wskaźniki wczesnego ostrzegania przed kryzysem (Islami, Kurz-Kim 2014). Opracowanie wskaźników stresu dla poszczególnych segmentów rynku i ich agregacja w jeden kompozytowy indeks ryzyka systemowego umożliwia wgląd w kanały propagacji określonych zdarzeń na rynku (Louzis, Vouldis 2012). W ich konstrukcji wykorzystane są dane bilansowe, rynkowe, wskaźniki makro- i mikroekonomiczne lub połączenie powyższych wraz z uwzględnieniem ich wzajemnej korelacji. Dla przykładu wskaźnik CISS (*composite indicator of systemic stress*) zaproponowany przez EBC (Hollo, Kremer, Lo Duca 2012) obejmuje pięć zagregowanych segmentów rynkowych, na które składa się szereg zmiennych, oraz zmienne w czasie współczynniki korelacji między nimi.

Trzecie komplementarne podejście odnosi się do koncepcji cyklu finansowego. W odróżnieniu od cyklu ekonomicznego lub biznesowego cykl finansowy można zdefiniować jako samowzmacniającą się interakcję między percepcją wartości a ryzykiem, postawami wobec ryzyka i ograniczeniami finansowymi, przekładającymi się na okresy boomów, po których następuje załamanie. Oddziaływania te mogą nasilić wahania koniunktury i prowadzić do poważnych trudności finansowych i gospodarczych (Borio 2012). W tym kontekście pomiary ryzyka systemowego polegają najczęściej na określeniu pozycji kraju w cyklu finansowym i odniesieniu jej do historycznego wyniku benchmarku, co pozwala oszacować ogólny poziom ryzyka w systemie. Do tego celu służą najczęściej miary obrazujące dynamikę akcji kredytowej, poziom dźwigni finansowej, miary związane z cenami aktywów finansowych i nieruchomości lub/i wskaźniki złożone zawierające szereg zmiennych (Claessens, Kose, Terrones 2012).

W ostatnim czasie coraz większą rolę w ocenie ryzyka systemowego odgrywają makroostrożnościowe testy warunków skrajnych (Borsuk, Krzesicki 2020). Narzędzia te wykraczają znacznie poza tradycyjne testy warunków skrajnych wypłacalności pojedynczych banków. Obejmują one m.in. szerszy zbiór instytucji niż tylko instytucje kredytowe, powiązania występujące pomiędzy poszczególnymi podmiotami systemu finansowego, analizę cyklu finansowego, a także ocenę poziomu ryzyka systemowego uwzględnioną w scenariuszu stresowym (ECB 2017). Makroostrożnościowe testy warunków skraj-

nych charakteryzują się jednak dużą wrażliwością na specyfikację scenariusza szokowego. Co więcej, ze względu na dynamicznie zmieniające się warunki ekonomiczne, a tym samym rozpatrywane scenariusze, utrudnione jest obiektywne monitorowanie poziomu ryzyka systemowego w czasie.

3. Analiza wskaźników ryzyka systemowego

Celem niniejszego rozdziału jest przedstawienie wskaźników ilościowych, które mogą służyć jako pomoc przy identyfikacji zagrożeń o charakterze systemowym. Wskaźniki zostały wybrane na podstawie szerokiego przeglądu literatury. Spośród wielu opisanych w literaturze wskaźników zaimplementowane zostały takie, które mają bezpośrednią interpretację liczbową oraz mogą bez większych zmian zostać zastosowane do oceny stabilności polskiego systemu finansowego. Sposób wyliczania wskaźników został zaprezentowany w aneksie 1. Do wskaźników tych można zaliczyć:

- *composite indicator of systemic stress* (CISS),
- wskaźnik korelacji notowań akcji przedsiębiorstw finansowych,
- wskaźnik powiązań międzybankowych na podstawie analizy głównych składowych,
- ΔCoVaR,
- *Granger-causality network*,
- oczekiwaną liczbę instytucji w trudnej sytuacji przy założeniu występowania problemów w co najmniej jednej z nich,
- *marginal expected shortfall* (MES).

Następnie wszystkie opisane wskaźniki zostały zestawione z bazą kryzysów finansowych krajów europejskich stworzoną przez Lo Duca i in. (2017) w celu wstępnej oceny ich zdolności do sygnalizowania przyszłych niekorzystnych zmian w systemie finansowym. Zważywszy na fakt, że baza nie zawiera żadnego kryzysu finansowego w Polsce, na wykresach pokazany został okres zakwalifikowany do kategorii przejściowych okresów zaburzeń w systemie finansowym (*residual episodes of financial stress*), który charakteryzował się podniesionym poziomem napięć w systemie finansowym.

Na wykresie 1 widać, że wszystkie przedstawione wskaźniki ryzyka systemowego charakteryzują się wysokimi wartościami w okresie zidentyfikowanym przez ESRB jako okres napięć w systemie finansowym, co świadczy o tym, że poprawnie identyfikują wzrost ryzyka w systemie finansowym (H1). Jednak w analizowanym okresie globalnego kryzysu większość wskaźników zarejestrowała istotny wzrost miar ryzyka dopiero w momencie bankructwa Lehmann Brothers i wystąpienia silnych zaburzeń na rynkach finansowych, co świadczy o tym, że wskaźniki te słabo sprawdzają się jako wskaźniki wyprzedzające zmiany w systemie finansowym (H2).

Jedynie CISS nie zareagował na zmiany w systemie finansowym z opóźnieniem. Wynika to głównie z faktu, iż okres zidentyfikowany przez ESRB został wybrany na podstawie znacznej zmiany cen aktywów, a model, który został wykorzystany przez ESRB do identyfikacji okresu napięć rynkowych, jest koncepcyjnie zbliżony do modelu CISS. Silne zmiany cen w okresie kryzysu globalnego znalazły odzwierciedlenie we wzroście zmienności notowań, a CISS z racji swojej konstrukcji silnie na takie zmiany reaguje. Ponadto zmienność składowych CISS liczona jest na pięciodniowym ruchomym przedziale czasowym, a zatem wskaźnik szybko reaguje na zmiany rynkowe. Wąskie okno estymacji wiąże się jednak z dużymi wahaniami wartości wskaźnika, a tym samym jego wskazania mogą być mylące w krótkim okresie.

Pozostałe wskaźniki ze względu na swoją konstrukcję wymagają stosunkowo szerokiego okna estymacji, a tym samym nowe obserwacje otrzymują małą wagę. Prace, w których wskaźniki te zostały zaprezentowane, nie uzasadniają wyboru szerokości okna estymacji lub zupełnie ten aspekt pomijają. Ze względu na estymację na długiej próbie wskaźnik nie pokazuje sytuacji bieżącej, lecz średnią sytuację w oknie estymacji. Szerokość okna estymacji może zostać ostatecznie skalibrowana, kosztem precyzji oszacowań, tak aby wskaźniki mogły być współczasowe do zmian w sektorze finansowym, a nawet pełnić funkcję wyprzedzającą. Kalibracja wskaźników wymagałaby przeprowadzenia dokładnej analizy na grupie państw, w których obserwowano kryzysy finansowe.

Reasumując, opisane wskaźniki są oparte na różnych założeniach i koncepcjach co do mierzenia ryzyka systemowego. Cechą wspólną omawianych wskaźników jest jednak to, że wyraźne sygnały generują w momencie istotnego wzrostu skali zaburzeń na rynkach finansowych, przez co największą wartość dodaną mogą mieć jako współczasowe wskaźniki wystąpienia kryzysu.

4. Wpływ ryzyka systemowego na akcję kredytową banków

Wzrost napięć na rynkach finansowych może hamować wzrost gospodarczy za pośrednictwem kilku kanałów transmisji. Glocker i Kaniovski (2014) wskazują na dwie teorie dotyczące kanałów transmisji pomiędzy sektorem finansowym a sektorem gospodarki realnej (teoria opcji rzeczywistych i teoria akceleratora finansowego).

Według teorii opcji rzeczywistych (McDonald, Siegel 1986) kluczowy wpływ na decyzje inwestycyjne mają oczekiwania inwestora oraz wartość opcji odroczenia decyzji. Odkładając inwestycję w czasie, inwestor zachowuje możliwość uzyskania dokładniejszych informacji o jej rentowności. Umiarkowany poziom niepewności zwykle oznacza małe prawdopodobieństwo wystąpienia ekstremalnych zdarzeń mogących wpłynąć negatywnie na zyskowność przedsięwzięcia. W warunkach niskiego ryzyka inwestor ma wyraźnie mniej do zyskania, odraczając inwestycje, ze względu na fakt, że nowe informacje nie powinny doprowadzić do ponownej oceny przyszłej rentowności inwestycji. W warunkach podwyższonego ryzyka inwestor może uznać za optymalne wstrzymanie się z inwestycją do momentu ustąpienia niepewności na rynku. W tym sensie teoria opcji rzeczywistych wyjaśnia, dlaczego w okresach niepewności wartość odroczenia decyzji w czasie wzrasta. Dlatego wysoki poziom niepewności może prowadzić do zaniechania bieżących inwestycji i obniżyć ich poziom w przyszłości, co niesie negatywne skutki dla całej gospodarki.

Bernanke, Gertler i Gilchrist (1998) w swojej teorii dotyczącej akceleratora finansowego wskazują, że endogeniczny rozwój sektora finansowego kreuje i wzmacnia mechanizm rozprzestrzeniania się szoków w gospodarce. W modelu tym kluczową kategorię stanowi premia za finansowanie zewnętrzne, która jest pochodną pozycji finansowej dłużników. W momencie załamania koniunktury dochodzi do obniżenia zysków przedsiębiorstw. W konsekwencji spadku wartości netto przedsiębiorstw w stosunku do zaciągniętych zobowiązań pogarsza się standing finansowy spółek. W odpowiedzi banki podnoszą cenę dostępnego finansowania, co obniża możliwości i skłonność firm do inwestowania. Reasumując, w ramach modelu akceleratora finansowego w sytuacji pojawienia się napięć finansowych przedsiębiorstwom i gospodarstwom domowym trudniej jest pozyskać fundusze przez emisję nowych akcji lub zaciągnąć zobowiązanie po akceptowalnym koszcie. Wzrost kosztów finansowania zewnętrznego może spowodować, że podmioty gospodarcze zmniejszą wydatki, co z kolei zaostrzy recesję gospodarczą

i przyczyni się do dalszego wzrostu premii za ryzyko. Mechanizm ten zadziała odwrotnie w trakcie boomu gospodarczego.

Z punktu widzenia stabilności finansowej kluczowe jest, aby system finansowy pełnił swoje funkcje w sposób ciągły i efektywny, nawet w przypadku wystąpienia nieoczekiwanych i niekorzystnych zaburzeń o charakterze systemowym. Utrzymanie stabilności systemu finansowego wymaga monitorowania i ograniczania ryzyka systemowego. Doświadczenia historyczne pokazują, że ryzyko systemowe może przekształcić się w przeciążenia systemowe (*systemic stress*), niosące negatywne skutki dla wzrostu gospodarczego i dobrobytu. Głównym kanałem oddziaływania ryzyka systemowego na gospodarkę jest kanał kredytowy, który z jednej strony może być źródłem narastania ryzyka systemowego z tytułu nadmiernej akcji kredytowej (lewarowanie) (Alessi, Detken 2018; Soedarmono, Sitorus, Tarazi 2017), a z drugiej strony może amplifikować skutki kryzysu przez odcięcie gospodarki od źródeł finansowania (delewarowanie) (Langfield, Pagano 2015).

W niniejszej pracy skupiamy się na kanale kredytowym, który odgrywa kluczową rolę w ryzyku systemowym (Foglia 2012). Zawężenie tematyki badania tylko do kanału kredytowego ma swoje uzasadnienie w tym, że pośrednictwo finansowe w polskiej gospodarce jest, podobnie jak w strefie euro, oparte na sektorze bankowym. W 2017 r. udział banków w aktywach finansowych sektora finansowego wynosił w Polsce 65,4%, tj. nieznacznie więcej niż w strefie euro (62,4%). Pośrednicy finansowi są więc odpowiedzialni za większą część finansowania dla konsumentów i przedsiębiorców, którzy często mają ograniczony dostęp do rynków kapitałowych.

Kredyt bankowy stanowi jedną z kluczowych kategorii ekonomicznych odpowiedzialnych za stymulowanie rozwoju. Odgrywa również główną rolę w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej banków centralnych (Bernanke, Boivin, Eliasz 2005; Chmielewski i in. 2018). W związku z tym załamanie się procesu pośrednictwa finansowego w połączeniu z ograniczoną skutecznością transmisji sygnału przez bank centralny może być postrzegane jako zdarzenie systemowe, czyli materializacja ryzyka systemowego, która może doprowadzić do załamania gospodarczego lub nawet kryzysu. Biorąc pod uwagę powyższe, zakładamy, że na skutek materializacji ryzyka systemowego dochodzi do ograniczenia akcji kredytowej zarówno w wyniku spadku popytu na kredyt (teoria opcji rzeczywistych), jak i spadku podaży kredytu (teoria akceleratora finansowego).

W literaturze światowej można napotkać wiele badań empirycznych dotyczących determinant akcji kredytowej (Levine 2005; Beck i in. 2006; Allen, Paligovara 2015; Aiyar, Calomiris, Wieladek 2016). W literaturze krajowej również sporo miejsca poświęcono analizie czynników popytowych i podażowych wpływających na akcję kredytową, w tym wahaniom cyklicznym działalności kredytowej (Barczak 2013; Jędruchniewicz 2013), przemianom związanym z akcesją do UE (Zielińska-Sitkiewicz 2010), popytowi na kredyt i zmianom w strukturze kredytów (Wdowiński 2011; Kozak 2012), strukturze własności (Iwanicz-Drozdowska, Kozłowska 2016) oraz pozycji kapitałowej banków (Olszak i in. 2014). Niemniej jednak istnieje bardzo mało teoretycznych i empirycznych prac na temat wpływu poziomu ryzyka systemowego na tempo akcji kredytowej. W Polsce dotychczas takich badań nie przeprowadzano.

4.1. Strategia empiryczna i dane

Głównym celem strategii empirycznej jest zbudowanie modelu pozwalającego przeanalizować wpływ ryzyka systemowego na akcję kredytową banków, przy użyciu rynkowych miar ryzyka systemowego, co pozwoli wyjść poza tradycyjne determinanty opisywane w dotychczasowej literaturze przedmiotu.

W badaniu wykorzystano kwartalne dane panelowe obejmujące działalność większości banków komercyjnych działających na polskim rynku w latach 2007–2017. Z próby wyłączono banki o sumie bilansowej poniżej 5 mld zł. Na koniec 2017 r. wartość aktywów analizowanych banków stanowiła około 90% łącznej wartości aktywów sektora bankowego w Polsce. Model zakłada, że dynamika akcji kredytowej banków jest determinowana przez czynniki makrofinansowe i specyficzne dla banków. Zmienne bankowe mają głównie za zadanie uchwycić czynniki wpływające na podaż kredytów (zdolność banku do udzielania kredytów, apetyt na ryzyko, potencjalną zyskowność), natomiast zmienne o charakterze makrofinansowym pozwalają kontrolować popyt na kredyt (Carlson, Shan, Warusawitharana 2013). W celu uwzględnienia opóźnionego wpływu kondycji gospodarki na działalność banków zmienne makroekonomiczne zostały opóźnione przynajmniej o jeden kwartał. Kluczowymi zmiennymi objaśniającymi są wcześniej opisane wskaźniki ryzyka systemowego: CISS oraz MES (patrz aneks 1). CISS informuje o bieżącym poziomie napięcia w systemie finansowym na podstawie kilku subindeksów, uwzględniając przy tym ich dynamiczną korelację. MES mierzy ekspozycję instytucji finansowej na ryzyko systemowe. Jest obliczany jako oczekiwana strata na kapitale w sytuacji, kiedy cały rynek spadnie o znaczną kwotę (kwota straty odpowiada lewemu ogonowi rozkładu).

Autorzy uwzględnili w badaniu dwie różne miary ryzyka systemowego. Wynika to z konstrukcji obu wskaźników, a tym samym z dostępnej próby. MES wyliczany jest indywidualnie dla każdego banku notowanego na giełdzie. Oparcie modelu na danych panelowych pozwala na zastosowanie wskaźników ryzyka systemowego zróżnicowanych w czasie i przekroju, a to z kolei ogranicza liczbę obserwacji w badaniu, ponieważ większość banków w próbie nie jest notowana na giełdzie. Wskaźnik CISS jest natomiast oparty na danych dla całego sektora, stąd różni się tylko w czasie, a nie przekroju. Powoduje to możliwość uwzględnienia wszystkich dostępnych banków w próbie.

Z racji tego, że miary ryzyka systemowego opierają się na danych rynkowych, oczekuje się, iż podobnie jak zmienne makroekonomiczne również MES i CISS będą z pewnym opóźnieniem oddziaływać na podaż kredytów. Dane makroekonomiczne, rynkowe i bankowe pochodzą kolejno z bazy danych GUS, Bloomberga i NBP.

Specyfikacja modelu prezentuje się w sposób następujący:

$$Y_{i,t} = Y_{i,t-1} + \beta_1 SysRisk_{i,t} + \beta_2 X_{i,t-1} + \beta_3 Z_{t-1} + \mu_i + \ddot{E}_{it}$$

gdzie:

$Y_{i,t}$ – zmienna zależna w postaci dynamiki kredytów dla banku i w okresie t,
$\beta_1, \beta_2, \beta_3$ – parametry przy zmiennych objaśniających,
$SysRisk_{i,t}$ – miara ryzyka systemowego (MES lub CISS),
$X_{i,t}$ – macierz zmiennych specyficznych dla banku,
Z_t – macierz zmiennych makroekonomicznych,
μ_i – efekty stałe specyficzne dla poszczególnych banków,
$\ddot{E}_{i,t}$ – składnik losowy.

Zmienna zależna reprezentuje roczną dynamikę akcji kredytowej dla sektora niefinansowego skorygowaną o wpływ kursu walutowego. Wybór modelu bazującego na dynamikach wynika z faktu, że zmienne w poziomach są zazwyczaj zintegrowane stopnia pierwszego, co zostało potwierdzone testem Peserana-Shina dla zmiennych w przekroju oraz testem Dickeya-Fullera dla szeregów czasowych (Woolridge 2002).

W odróżnieniu od większości prac poświęconych determinantom akcji kredytowej w równaniu bazowym wprowadzono zmienne CISS lub MES odpowiadające za pomiar ryzyka systemowego w sektorze bankowym. Ekonomiczna interpretacja tych zmiennych nie jest jednak oczywista. Z jednej strony rosnącemu ryzyku systemowemu mogą towarzyszyć narastające napięcia w systemie finansowym, co powinno wpływać negatywnie na popyt i podaż kredytu. Z drugiej strony źródłem wzrostu ryzyka systemowego może być np. narastanie dźwigni finansowej lub rosnące niedopasowanie struktury terminowej aktywów i pasywów, co w początkowej fazie cyklu finansowego powinno sprzyjać akcji kredytowej ze względu na podwyższony apetyt banków na ryzyko. W badaniu założono, że pierwszy z wymienionych efektów jest dominujący, głównie z uwagi na konstrukcję używanych wskaźników ryzyka systemowego, które przypisują większą wagę zrealizowanym napięciom w sektorze (np. obrazowanych wzrostem zmienności) niż narastającym nierównowagom systemowym (np. w postaci rosnącej dźwigni finansowej). Zgodnie z przyjętą hipotezą zakłada się, że wzrost ryzyka systemowego wyrażany wzrostem wskaźnika CISS/MES ma istotny i negatywny wpływ na dynamikę akcji kredytowej (H3).

Dobór zmiennych kontrolnych charakterystycznych dla banków został oparty na przeglądzie literatury przedmiotu, jak również na metodyce CAMEL'S (Lopez 1999), obejmującej wskaźniki adekwatności kapitałowej, jakości aktywów, płynności oraz zyskowności.

Wpływ wskaźników kapitałowych na akcję kredytową banków jest bardzo szeroko udokumentowany w literaturze przedmiotu (Naceur, Roulet 2017). Niemniej jednak wnioski nie są jednorodne. Z jednej strony wskazuje się, że na skutek wzrostu wymogów kapitałowych zazwyczaj dochodzi do spadku dynamiki kredytów ze względu na wzrost kosztów finansowania banków. Koszty te są przenoszone na klientów banków w postaci wyższego oprocentowania kredytów, co ogranicza popyt na nie. Z drugiej strony wskazuje się, że banki o wyższych wskaźnikach kapitałowych mają wyższą zdolność do finansowania klientów, zwłaszcza w okresach kryzysu. W badaniu zastosowano wskaźnik kapitału podstawowego (CET1) dla całego badanego okresu po odpowiednim jego dostosowaniu do danych sprzed 2013 r., czyli okresu, w którym nie obowiązywał pakiet regulacyjny CRR/CRD IV.

Płynność jest uważana za istotny czynnik determinujący zdolność banku do udzielania kredytów (Alper, Hulagu, Keles 2012). Część badań empirycznych wskazuje, że banki o wyższych buforach płynnościowych są w stanie efektywniej świadczyć usługi pośrednictwa finansowego (Alper, Hulagu, Keles 2012; Cornett i in. 2011; Bridges i in. 2014; Allen, Paligovora 2015). Alternatywnie, banki mające ujemną lukę finansowania mogą odznaczać się wyższym apetytem na ryzyko lub/i mieć dostęp do innych form taniego i stabilnego finansowania (np. w postaci finansowania od spółki dominującej), z którego finansują swoją działalność kredytową. W badaniu posłużono się wskaźnikiem luki finansowania, wyrażającym stosunek kredytów sektora niefinansowego do depozytów sektora niefinansowego (LtD).

Ryzyko kredytowe jest często rozpatrywane jako jedna ze zmiennych niezależnych mogących mieć wpływ na tempo akcji kredytowej. Wzrost ryzyka kredytowego wiąże się ze spadkiem zyskowności banku lub stratami kapitałowymi, co może negatywnie przełożyć się na akcję kredytową (Alhassan, Brobbey, Aamoah 2013; Cucinelli 2015). Jako proxy dla ryzyka kredytowego przyjęto wskaźnik kredytów zagrożonych (NPL).

Wpływ zyskowności na dynamikę kredytu bankowego nie jest jednoznaczny (Laidroo 2014). Wyższa zyskowność zachęca banki do zwiększania podaży kredytu. Co więcej, kiedy na rynku bankowym panuje wysoka konkurencja, niskie marże kredytowe mogą skłonić banki do zwiększenia stanu udzielanych kredytów. Z tego względu w badaniu uwzględniono wskaźnik rentowności aktywów (ROA). Ponadto poziom zyskowności może świadczyć o jakości zarządzania bankiem. Wysoki wskaźnik

kosztu do dochodu (C/I) zazwyczaj obrazuje niską jakość zarządzania bankiem, co pośrednio może przekładać się na słabe zarządzanie polityką kredytową banku.

Wielkość banku jest uważana za ważny czynnik kształtujący dynamikę akcji kredytowej (Berger, Udell 2006; Uchida, Udell, Watanabe 2008). Ze względu na ekonomię skali zakłada się, że duże banki są w stanie efektywniej świadczyć usługi kredytowe, co powinno pozytywnie przekładać się na tempo akcji kredytowej. Ekonomia skali przekłada się pozytywnie na reputację i rozpoznawalność banku, *know-how*, większe możliwości oferowania różnych produktów kredytowych szerszej grupie klientów (*cross-selling*) czy stosowanie bardziej wyrafinowanych metod sprzedaży, a także ocenę zdolności kredytowej. Podobnie jak w wielu pokrewnych badaniach wielkość banku została uwzględniona przez logarytm naturalny z aktywów (ASSETS).

Jak zauważyli Brei, Gambacorta i Von Peter (2013), ważne jest zastosowanie narzędzia kontrolnego pozwalającego uwzględnić efekt fuzji i przejęć (M&A). Pozwala to uniknąć ryzyka fałszywego wzrostu akcji kredytowej na skutek konsolidacji dwóch banków. W tym celu posłużono się zmienną zero-jedynkową przyjmującą wartość jeden w momencie, kiedy tempo akcji kredytowej w danym kwartale przekracza 50%, a zero w przeciwnym wypadku.

Oprócz zmiennych o charakterze bankowym ważne jest, aby wziąć pod uwagę czynniki makroekonomiczne, które w istotnym stopniu mogą wpływać na poziom popytu i podaży. W literaturze często wskazuje się na efekt procykliczności akcji kredytowej, polegający na wzroście dynamiki kredytu w okresach boomu gospodarczego i ograniczaniu akcji kredytowej w okresach recesji (Ladime, Kumankoma, Osei 2013). Ponadto popyt na kredyt jest często determinowany przez ogólny koszt kredytu. Wyższe stopy procentowe ograniczają bufory dochodowe klientów i obniżają ich skłonność do zaciągania nowych zobowiązań. W celu uwzględnienia powyższych efektów w badaniu wykorzystano roczną dynamikę realnego tempa akcji kredytowej (GDP) oraz stopę rynku międzybankowego (WIBOR). W tabelach 1 i 2 przedstawiono statystyki opisowe oraz macierz korelacji dla badanych zmiennych.

Aby ocenić ilościowe znaczenie powiązań makrofinansowych przez modelowanie współzależności zachodzącej między wskaźnikiem ryzyka systemowego i dynamiki akcji kredytowej, zastosowano model regresji panelowej przy użyciu estymatora LSDVC (*bias corrected least squares dummy variable*) (Kiviet 1995; Bruno 2005). Zasada estymatora Kivieta (1985), rozszerzona na przypadek panelu niezbilansowanego (Bruno 2005), polega na zastosowaniu modelu efektów stałych (*fix-effects*) do panelu dynamicznego, a następnie skorygowaniu otrzymanych wyników o skrzywienie, które powstaje ze względu na korelację opóźnionej zmiennej objaśnianej i składnika losowego. Kiviet (1985) wykazał, że wartość wspomnianego skrzywienia można obliczyć z wysoką precyzją, jednak potrzebna jest do tego wartość nieobciążonego estymatora. W niniejszym badaniu wykorzystano w tym celu estymator Blundella i Bonda (1998).

4.2. Wyniki

W pierwszej kolumnie tabeli 3 przedstawiono wyniki uzyskane przy użyciu estymatora LSDVC. Skupiając się na ryzyku systemowym, obserwuje się, że wzrost napięć w systemie finansowym ma istotny i zarazem negatywny wpływ na tempo akcji kredytowej. Wzrost miary CISS o 1 pkt proc. wpływa w krótkim okresie na spadek dynamiki kredytów od sektora niefinansowego o 0,21 pkt proc. (kolumna 1). Wyniki te potwierdzają, że poziom ryzyka systemowego należał do jednej z głównych

determinant akcji kredytowej w polskim sektorze bankowym bezpośrednio po 2007 r. Co więcej, ryzyko systemowe wpływa z dwukwartałowym opóźnieniem na dynamikę akcji kredytowej. Może to wynikać z faktu, że zarówno banki, jak i klienci reagują stanowczo dopiero wówczas, kiedy sfera realna gospodarki odnotuje spowolnienie. Ze względu na to, że notowania instrumentów finansowych, na których bazuje miara CISS, dyskontują przyszłą sytuację rynkową z pewnym wyprzedzeniem, dołek cyklu koniunkturalnego osiągany jest dopiero po kilku kwartałach od momentu osiągnięcia przez CISS wysokich wartości. W kolumnach 2 i 3 wprowadzenie efektów czasowych zmniejsza nieco istotność parametru przy zmiennej CISS. Może być to spowodowane faktem, że wskaźnik CISS nie jest zróżnicowany po bankach, co powoduje, że część zmienności akcji kredytowej wywołanej zmianami CISS może być przypisana efektom czasowym.

Istnieje wiele potencjalnych kanałów oddziaływania ryzyka systemowego na akcję kredytową. Po pierwsze, wzrost napięcia w systemie finansowym (wysoka wartość wskaźnika CISS) zwiększa prawdopodobieństwo zakłócania funkcjonowania systemu finansowego, co przekłada się negatywnie na zyskowność i płynność instytucji finansowych, m.in. z uwagi na rosnące koszty źródeł finansowania. Po drugie, wzrost ryzyka systemowego rzutuje negatywnie na zdolność oraz skłonność banków do udzielania kredytów. W sytuacjach wzrostu niepewności na rynkach banki o wiele ostrożniej podchodzą do procesu kredytowania ze względu na istniejącą asymetrię informacji pomiędzy kredytodawcami i kredytobiorcami. Oszacowanie wpływu zawirowań rynkowych na obecną i przyszłą sytuację ekonomiczną jest wówczas utrudnione. Po trzecie, wzrost premii za ryzyko przejawia się wzrostem marż kredytowych, co w połączeniu z rosnącą awersją do ryzyka wpływa negatywnie na zdolność oraz skłonność do zaciągania zobowiązań przez klientów banku.

Spośród zmiennych bankowych istotne statystycznie okazały się wskaźniki obrazujące zyskowność, adekwatność kapitałową oraz jakość portfela. Wysokość współczynników wypłacalności jest pozytywnie skorelowana z dynamiką akcji kredytowej dla sektora niefinansowego. Oznacza to, że banki o relatywnie wysokich wskaźnikach kapitału Tier 1 udzielają więcej kredytów. Wyniki te są spójne z hipotezą zakładającą, że lepiej dokapitalizowane banki są bardziej stabilne w kredytowaniu gospodarki. Bufory kapitałowe zwiększają zdolność banków do absorpcji strat i równocześnie generują przestrzeń do zwiększania akcji kredytowej bez ryzyka naruszenia obowiązujących progów nadzorczych.

Wyniki analizy wskazują, że pogorszająca się jakość aktywów banku obrazowana wzrostem wskaźnika NPL jest negatywnie powiązana z dynamiką kredytów. Do podobnych rezultatów doszedł Constâncio (2017), który wskazuje, że wysoka wartość kredytów niepracujących w bilansach europejskich banków stanowi przeszkodę dla alokacji kredytu, wywołuje niepewność rynkową oraz stanowi poważne obciążenie dla rozwoju gospodarczego. Ponadto wskaźnik zyskowności ma dodatni znak, zgodny z oczekiwaniami, co pokazuje, że banki cechujące się wyższą rentownością bardziej efektywnie potrafią zarządzać swoją strukturą bilansu, lokując depozyty w najbardziej rentowne produkty w postaci kredytów. Okazało się, że luka finansowania, wielkość aktywów oraz wskaźnik kosztu do dochodu nie mają istotnego wpływu na podaż kredytów bankowych.

Spośród zmiennych makroekonomicznych PKB ma statystycznie istotny i pozytywny wpływ na dynamikę kredytów udzielanych przez banki. Wzrost PKB o 1 pkt proc. przekłada się na wzrost dynamiki kredytów o 0,55 pkt proc. w krótkim okresie. Potwierdza to pewną procykliczność zachowania banków. W okresach sprzyjającej koniunktury chętnie udzielają kredytów, a w okresach spowolnienia często dochodzi do gwałtownego zahamowania kredytu na rynek. Nieoczekiwanie zmienną nieistotną okazała się stopa WIBOR, co pokazuje, że spadek stóp procentowych po globalnym kryzysie finanso-

wym nie miał kluczowego wpływu na tempo akcji kredytowej. Powyższe zjawisko było obserwowane również w wielu krajach Unii Europejskiej, gdzie rekordowo niski poziom stóp procentowych nie przekładał się automatycznie na wyższy popyt na kredyt, co było jednym z powodów rozpoczęcia luzowania ilościowego przez EBC.

W tabeli 3 w kolumnach 4–6 przedstawiono rezultaty dla regresji, w których jako zmienną objaśniającą przyjęto wskaźnik MES. W odróżnieniu od CISS MES liczony jest dla każdego banku z osobna. Jego wartości oblicza się na podstawie danych rynkowych, w tym m.in. rynkowej wartości aktywów i kapitału banków oraz indeksu szerokiego rynku. W rezultacie wskaźnik ten można oszacować tylko dla banków giełdowych, co stanowi pewne jego ograniczenie[2]. Przechodząc do rezultatów – wszystkie trzy regresje pokazują istotny statystycznie negatywny wpływ wzrostu MES na dynamikę akcji kredytowej. Wzrost MES o 1 pkt proc. skutkuje spadkiem rocznego tempa wzrostu kredytów o 0,23–0,31 pkt proc. w krótkim okresie. Regresja bazowa (model 4) potwierdza istotny pozytywny wpływ zyskowności (ROA) i wzrostu gospodarczego (PKB) na rozwój akcji kredytowej w bankach. W modelach zawierających efekty czasowe (model 5 i 6) potwierdzona została pozytywna korelacja między kredytem dla sektora niefinansowego a wskaźnikami kapitałowymi banków (CET1).

Reasumując, zastosowanie wskaźnika MES jako zmiennej obrazującej wkład *i*-tego banku do ryzyka systemowego generuje podobne rezultaty, co użycie szerokiej miary ryzyka systemowego w postaci wskaźnika CISS. W obu przypadkach wzrost natężenia ryzyka systemowego powoduje istotny spadek akcji kredytowej. Co więcej, negatywne efekty występują z opóźnieniem (2 kwartałów), co może wynikać z faktu, że oba wskaźniki bazują na notowaniach cen akcji, które z wyprzedzeniem wykorzystują sytuację w sektorze realnym.

4.3. Odporność na obciążenia

Jedną z głównych „wad" estymatora LSDVC jest założenie o pełnej egzogeniczności regresorów (Bruno 2005). W związku z tym estymator Kivieta (1995) nie rozwiązuje, niestety, problemu endogeniczności, który jest łagodzony w innych metodach opartych na wykorzystaniu zmiennych instrumentalnych (np. estymatory IV–GMM). Endogeniczność w modelu może być przejawem odwróconego kierunku przyczynowości: zmiany i wahania zmiennych bankowych użytych w modelu związanych z zyskownością, płynnością i kapitałem mogą być skutkiem zmian w tempie akcji kredytowej. W celu ograniczenia problemu związanego z endogenicznością oraz dodatkowo z obecnością heteroskedastyczności i autokorelacji zastosowano dwustopniowy estymator system-GMM z korektą Windmeijera (2005)[3]. W celach diagnostycznych wykorzystano test Hansena oraz testy autokorelacji Arellano-Bonda na pierwszych różnicach: AR(1) i AR(2) (Baltagi 2005).

Wyniki modeli oszacowane na podstawie S-GMM przedstawiono w tabeli 4 zarówno dla zmiennej MES, jak i CISS. W pierwszej i czwartej kolumnie widoczne jest, że w modelach bazowych parametry

[2] Badana próba obejmuje zakresem 10 banków giełdowych, których wartość aktywów na koniec grudnia 2017 r. wyniosła ok. 75% aktywów sektora bankowego w Polsce.

[3] Blundell i Bond (1998) zaproponowali zastosowanie, oprócz regresji na różnicach, dodatkowej regresji na poziomach z opóźnionymi zmiennymi jako instrumentami. Wymaga to spełnienia dodatkowych warunków dotyczących momentów, które opierają się na warunkach stacjonarności względem początkowej obserwacji. Jak zostało przedstawione w symulacjach Monte Carlo (Blundell, Bond 1998), gdy te warunki są spełnione, otrzymywany estymator GMM na różnicach i poziomach (system GMM) ma lepsze właściwości w zakresie obciążeń i RMSE niż estymator różnicowy.

przy zmiennych MES i CISS są statystycznie istotne i przyjmują negatywne wartości, co jest zgodne z szacunkami otrzymanymi przy użyciu estymatora LSDVC. Wyniki testów diagnostycznych wskazują na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku autokorelacji drugiego rzędu. Test J-Hansena nie wskazuje na nieprawdziwość warunków przeidentyfikujących. Ze względu na zastosowanie relatywnie niewielkiej liczby zmiennych instrumentalnych, które mogą zwiększyć obciążenie skończonej próby, model nie łamie zasady, że liczba grup powinna być większa niż liczba instrumentów zmiennych.

Wpływ ryzyka systemowego na akcję kredytową może być warunkowany kondycją finansową banku. W przypadku kiedy bank ma niskie bufory dochodowe i kapitałowe, jego reakcja na zmaterializowanie się ryzyka systemowego może być silniejsza niż w bankach charakteryzujących się wyższą zyskownością i adekwatnością kapitałową. W celu przetestowania tej dodatkowej hipotezy zmienne obrazujące poziom natężenia ryzyka systemowego zostały dodatkowo wprowadzone w interakcję ze zmienną ROA i CET1. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy wystąpiłby wówczas, gdyby zmienne ryzyka systemowego zachowały ujemny znak, natomiast parametr przy nowej zmiennej interakcyjnej byłby istotny statystycznie oraz przyjąłby wartości dodatnie, co oznaczałoby, że banki w lepszej kondycji finansowej relatywnie mniej ograniczają akcję kredytową w sytuacji wzrostu ryzyka systemowego.

W tabeli 4, w kolumnach drugiej i piątej oraz trzeciej i szóstej, zmienne interakcyjne wprawdzie mają oczekiwane znaki, ale są nieistotne statystycznie. Wyniki analizy nie dostarczają dowodów na to, że banki w lepszej kondycji finansowej (z wyższym ROA i CET1) w mniejszym stopniu ograniczają podaż kredytów dla gospodarki niż banki, które znajdują się w trudniejszej sytuacji finansowej w momencie wzrostu ryzyka systemowego. Po pierwsze, jednym z możliwych powodów takiego zjawiska może być fakt, że w okresach wzrostu napięcia na rynku finansowym głównym czynnikiem wpływającym na dynamikę akcji kredytowej jest popyt na kredyt, który jest niezależny od sytuacji finansowej banków (Bernanke, Gertler, Gilchrist 1998). Po drugie, badania pokazują, że banki w okresach zmaterializowania się ryzyka systemowego podejmują działania łagodzące negatywne efekty kryzysu, m.in. poprzez delewarowanie lub zwiększanie kosztu usług finansowych (Budnik i in. 2019). Działania te mogą być również podjęte przez „zdrowe" banki, które w wyniku kryzysu odchyliły się od swoich wewnętrznie ustalonych optymalnych wskaźników zyskowności i adekwatności kapitałowej. Po trzecie, w okolicznościach stresowych „zdrowe" banki oprócz swojej sytuacji finansowej mogą wyceniać również poziom natężenia ryzyka w całym sektorze finansowym, przez co są skłonne do gromadzenia odpowiednich buforów na wypadek wystąpienia efektów zarażania (Georg 2014).

5. Podsumowanie

W ostatnich latach można zaobserwować rosnącą liczbę publikacji, w których proponuje się różnego rodzaju miary ryzyka systemowego oparte na połączeniu danych księgowych i rynkowych. Wskaźniki te mogą pełnić funkcję wyprzedzającą i sygnalizować zmiany w systemie finansowym, jak również służyć jako wskaźniki *ex post* pozwalające ocenić wpływ zaburzeń na rynkach na stabilność systemu finansowego. Największą zaletą wskaźników rynkowych jest fakt, że opierają się na danych rynkowych o wysokiej częstotliwości obserwacji, co pozwala monitorować sytuację z odstępami miesięcznymi, tygodniowymi lub nawet dziennymi. Co więcej, łatwy dostęp do danych rynkowych pozwala na automatyzację procesów aktualizacji wskaźników.

W pracy przedstawiono zbiór wskaźników ryzyka systemowego, które mogą służyć jako miary wczesnego ostrzegania, jak również pozwolić ocenić *ex post* poziom występującego ryzyka. Wybrane zostały wskaźniki, które mają intuicyjną liczbową interpretację, jak również mogą być odświeżane z dużą częstotliwością. Wszystkie przeliczone wskaźniki ryzyka systemowego względem polskiego sektora bankowego charakteryzują się wysokimi wartościami w okresie zidentyfikowanym przez ESRB jako okres napięć w systemie finansowym. W analizowanym okresie globalnego kryzysu większość wskaźników zarejestrowała istotny wzrost miar ryzyka dopiero w momencie bankructwa Lehmann Brothers i wystąpienia silnych zaburzeń na rynkach finansowych. Jedynie CISS nie zareagował na zmiany w systemie finansowym z opóźnieniem. Jednocześnie eskalacja ryzyka systemowego ma istotny negatywny wpływ na akcję kredytową banków. W rezultacie można oczekiwać, że w momencie materializacji ryzyka systemowego może dojść do amplifikacji kryzysu kanałem kredytowym, poprzez ograniczenie przez banki podaży kredytów dla sektora realnego oraz spadek popytu na kredyt w warunkach rosnącej niepewności na rynkach. Pogorszenie się kondycji ekonomicznej gospodarstw domowych i przedsiębiorstw może w następstwie spowodować negatywne efekty zwrotne względem banków. Powyższe negatywne zjawiska wskazują na istotność prowadzenia konsekwentnej polityki makroostrożnościowej ukierunkowanej na ograniczanie ryzyka systemowego. W tym zakresie pomocne może okazać się monitorowanie miar ryzyka systemowego, które obrazują poziom aktualnych napięć w sektorze finansowym. Warto jednak pamiętać, iż dane rynkowe podlegają wpływom nieracjonalnych działań inwestorów i niekoniecznie odpowiadają sytuacji analizowanych przedsiębiorstw lub zmianom fundamentalnych wskaźników. Narzędzia te stanowią jednak użyteczne uzupełnienie podejść proponowanych przez organy regulacyjne, takich jak dodatkowe narzuty kapitałowe względem SIFI oraz testy warunków skrajnych przeprowadzane cyklicznie przez organy nadzoru.

Bibliografia

Acharya V.V., Pedersen L.H., Philippon T., Richardson M. (2017), Measuring systemic risk, *Review of Financial Studies*, 30, 2–47.

Adrian T., Brunnermeier M. (2010), *CoVaR*, Staff Report, 348, Federal Reserve Bank of New York.

Aiyar S., Calomiris C.W., Wieladek T. (2016), How does credit supply respond to monetary policy and bank minimum capital requirements?, *European Economic Review*, 82, 142–165.

Alessi L., Detken C. (2018), Identifying excessive credit growth and leverage, *Journal of Financial Stability,* 35(C), 215–225.

Quarterly Review, 29–41.

Alhassan A.L., Brobbey F.O., Aamoah M.E. (2013), Does asset quality persist on bank lending behavior? Empirical evidence from Ghana, *Global Journal of Management and Business Research Finance*, 13, 1–8.

Allen J., Paligovora T. (2015), Bank loans for private and public firms in a liquidity crunch, *Journal of Financial Stability*, 18, 106–116.

Alper F., Hulagu T., Keles G. (2012), *An empirical study on liquidity and bank-lending,* Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper, 4.

Baltagi B.H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley and Sons.

Barczyk R. (2014), *Znaczenie przemian banków komercyjnych w kształtowaniu morfologii cykli kredytowych w Polsce w latach 1998–2013*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, 347.

BCBS (2010), *Basel III: A Global Regulatory Framework for More Resilient Banks and Banking Systems,* December.

BCBS (2013), *Global Systemically Important Banks: Updated Assessment Methodology and the Higher Loss Absorbency Requirement*, July.

Beck T., Demirguc-Kunt A., Laeven L., Maksimovic V. (2006), The determinants of financing obstacles, *Journal of International Money and Finance*, 25(6), 932–952.

Berger A.N., Udell G.E. (2006), A more complete framework for SME finance, *Journal of Banking and Finance*, 30, 2945–2966.

Bernanke B.S., Boivin J., Eliasz P. (2005), Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach, *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387–422.

Bernanke B.S., Gertler M., Gilchrist S. (1998), *The financial accelerator in a quantitative business cycle framework*, National Bureau of Economic Research, w6455.

Billio M., Getmansky M., Lo A. W., Pelizzon, L. (2012), Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors, *Journal of Financial Economics*, 104(3), 535–559.

BIS (2010), *Macroprudential instruments and frameworks: a stocktaking of issues and experiences,* CGFS Papers, 38, Bank for International Settlements.

Bisias D., Flood M., Lo A. W., Valavanis, S. (2012), A survey of systemic risk analytics, *Annu. Rev. Financ. Econ*., 4(1), 255–296.

Blundell R.W., Bond S.R. (1998), Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel model data models, *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.

Borio C. (2012), *The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt?*, BIS Working Papers, 395, Bank for International Settlements.

Borsuk M., Krzesicki O. (2020), *InSTA – integrated stress-testing approach at NBP. The past, present and future persectives*, NBP Working Paper, 325, Narodowy Bank Polski.

Brei M., Gambacorta L., Von Peter G. (2013), Rescue packages and bank-lending, *Journal of Banking and Finance*, 37, 490–505.

Bridges J., Gregory D., Nielsen M., Pezzini, S., Radia, A., Spaltro M. (2014), *The impact of capital requirements on bank-lending*, Working Paper, 486, Bank of England.

Bruno G.S.F. (2005), Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models, *Economics Letters*, 87, 361–366.

Budnik K., Mozzanica M.B., Dimitrov I., Groß J., Hansen I., Kleemann M., Sanna F., Sarychev A., Siņenko N., Volk M., Covi G. (2019), *Macroprudential stress test of the euro area banking system*, Occasional Paper Series 226, European Central Bank.

Carlson M., Shan H., Warusawitharana M. (2013), Capital ratios and bank-lending: a matched bank approach, *Journal of Financial Intermediation,* 22, 663–687.

Chmielewski T., Kapuściński M., Kocięcki A., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Wróbel E. (2018), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Stan wiedzy w 2017 roku*, Materiały i Studia, 330, Narodowy Bank Polski.

Claessens S., Kose M., Terrones M. (2012), How do business and financial cycles interact?, *Journal of International Economics*, 87(1), 178–190.

Constâncio V. (2017), *Resolving Europes NPL burden: challenges and benefits*.

Cornett M.M., McNutt J.J., Strahan P.E., Tehranian H. (2011), Liquidity risk management and credit supply in the financial crisis, *Journal of Financial Economics*, 101, 297–312.

Cucinelli D. (2015), The impact of non-performing loans on bank-lending behavior: evidence from the Italian banking sector, *Eurasian Journal of Business and Economics*, 8, 59–71.

De Vries C.G. (2005), The simple economics of bank fragility, *Journal of Banking & Finance*, 29(4), 803–825.

ECB (2017), *Financial Stability Review*, May.

ECB (2017), *STAMP€: Stress-Test Analytics for Macroprudential Purposes in the Euro Area*, February.

ECB (2018), *Financial Stability Review,* May.

Engle R., Zazzara C., Systemic risk in the financial system: capital shortfalls under Brexit, the US elections and the Italian referendum, *Journal of Credit Risk*, 14(4), 97–120.

ESRB (2014), *Flagship Report on Macro-prudential Policy in the Banking Sector*, March.

Lo Duca M., Koban A., Basten M., Bengtsson E., Klaus B., Kusmierczyk P., Peltonen T.A. (2017), *A new database for financial crises in European countries: ECB/ESRB EU crises database*, ECB Occasional Paper, 194.

Foglia A. (2012), Engineering the financial crisis: systemic risk and the failure of regulation, *Economic Affairs*, 32(3), 115–117.

Georg C. (2014), *Contagius herding and endogenous network formation in financial networks*, ECB Working Paper Series, 1700, European Central Bank.

Glocker Ch., Kaniovski S. (2014), A financial market stress indicator for Austria, *Empirica*, 41(3), 481–504.

Hollo D., Kremer M., Lo Duca M. (2012), *CISS – a composite indicator of systemic stress in the financial system*, ECB Working Paper Series, 1462, March, European Central Bank.

Islami M., Kurz–Kim J. R. (2014), A single composite financial stress indicator and its real impact in the euro area, *International Journal of Finance & Economics*, 19(3), 204–211.

Iwanicz-Drozdowska M., Kozłowska A., Czynniki wzrostu akcji kredytowej banków w Polsce w latach 1995–2014, *Bezpieczny Bank*, (3 (64)), 120–141.

Jędruchniewicz A. (2013), *Struktura kredytów a wahania cykliczne w Polsce*, Zeszyty Naukowe, 908, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie.

Kiviet J.F. (1995), On bias, inconsistency and efficiency of various estimators in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 68, 53–78.

Kozak S. (2012), *Zmiany w strukturze kredytów dla sektora niefinansowego w Polsce w latach 2001–2010*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, 245.

Ladime J., Kumankoma S., Osei K.A. (2013), Determinants of bank-lending behavior in Ghana, *Journal of Economics and Sustainable Development*, 4, 42–48.

Laidroo L. (2014), *Lending-growth determinants and cyclicality: evidence from CEE banks,* TUT Economic Research Series, 2014/4, Tallinn University of Technology.

Langfield S., Pagano M. (2015), *Bank bias in Europe: effects on systemic risk and growth*, CSEF Working Papers, 408, Centre for Studies in Economics and Finance (CSEF), University of Naples.

Levine R. (2005), Finance and growth: theory and evidence, in: P. Aghion, S. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*.

Lopez J.A. (1999), *Using CAMELS ratings to monitor bank conditions*, FRBSF Economic Letter, June, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Louzis D.P., Vouldis A.T. (2012), A methodology for constructing a financial systemic stress index: an application to Greece, *Economic Modelling*, 29, 1228–1241.

McDonald R., Siegel D. (1986), The value of waiting to invest, *The Quarterly Journal of Economics*, 101(4), 707–727.

Morris S., Shin H.S. (2008), *Financial regulation in a system context*, Brookings Papers on Economic Activity: Fall, 229–261.

Naceur B.S., Roulet C. (2017), *Basel III and bank-lending: evidence from the United States and Europe*, IMF Working Paper, 17/245, International Monetary Fund.

NBP (2018), *Raport o stabilności systemu finansowego*, czerwiec, Narodowy Bank Polski.

Olszak M., Pipień M., Roszkowska S., Kowalska I. (2014), *The effects of capital on bank-lending of EU large banks: the role of procyclicality, income smoothing, regulations and supervision*, Working Paper, 52014, University of Warsaw, Faculty of Management.

Soedarmono W., Sitorus D., Tarazi A. (2017), Abnormal loan growth, credit information sharing and systemic risk in Asian banks, *Research in International Business and Finance*, 42(C), 1208–1218.

Uchida H., Udell G.F., Watanabe W. (2008), Bank size and lending relationships in Japan, *Journal of the Japanese and International Economies*, 22, 242–267.

Wdowiński P. (2011), *Ekonometryczna analiza popytu na kredyt w polskiej gospodarce*, UKNF.

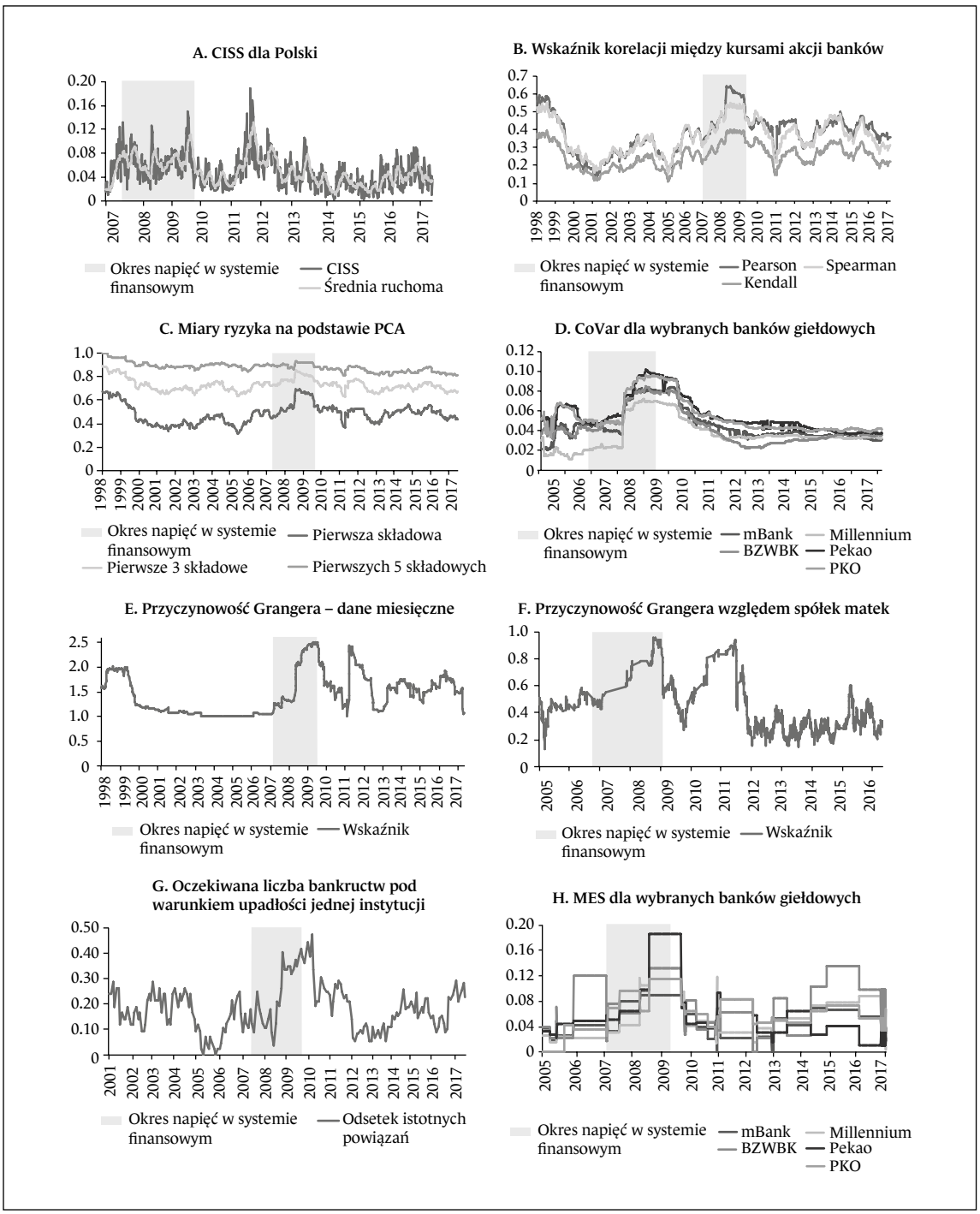
Windmeijer F. (2005), A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators, *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51.

Woolridge J.M. (2002), *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*, MIT Press.

Zielińska-Sitkiewicz M. (2010), *Polish credit market in the EU – the main challenges and threats*, Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica, t. 242.

Aneks

Wykres 1
Miary ryzyka systemowego



Uwagi: metodyka wyliczania wskaźników została zaprezentowana w Aneksie 1.
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Bloomberg.

Tabela 1
Statystyki opisowe analizowanych zmiennych

	CREDIT	**CISS**	**MES**	**ASSETS**	**ROA**	**C/I**	**CET1**	**NPL**	**LtD**	**GDP**	**WIBOR**
N	1122	1361	379	1361	1217	1217	1361	1338	1220	1361	1361
mean	9,4	5,8	5,9	23,3	0,9	64,2	14,6	8,9	165,3	3,7	3,6
p50	6,5	5,2	5,1	23,5	0,8	63,0	12,7	8,0	111,5	3,6	3,8
min	-49,4	1,4	-1,8	20,2	-2,3	30,7	6,0	0,4	38,9	0,1	1,7
max	56,7	17,0	19,0	25,9	3,4	124,4	40,9	30,7	730,5	7,1	6,5
sd	15,1	3,3	3,7	1,6	0,8	17,5	6,7	5,4	129,3	1,6	1,5
p25	-0,3	3,5	3,2	21,7	0,3	51,6	10,4	5,2	89,6	2,7	1,7
p75	17,1	7,3	8,0	24,6	1,4	74,3	16,7	11,2	188,0	5,0	4,7

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych NBP.

Tabela 2
Macierz korelacji analizowanych zmiennych

	CREDIT	**CISS**	**MES**	**ASSETS**	**ROA**	**CI**	**CET1**	**NPL_**	**LtD**	**GDP**	**WIBOR**
CREDIT	1,00										
CISS	0,31	1,00									
MES	-0,04	0,01	1,00								
ASSETS	0,03	-0,12	0,19	1,00							
ROA	0,06	0,09	-0,02	0,13	1,00						
C/I	0,00	-0,07	-0,08	-0,52	-0,49	1,00					
CET1	-0,22	-0,17	-0,12	-0,43	0,19	0,19	1,00				
NPL	-0,26	-0,07	-0,04	-0,16	-0,25	0,14	-0,08	1,00			
LtD	0,12	0,08	0,16	-0,27	-0,14	0,12	-0,23	0,21	1,00		
GDP	0,08	-0,06	-0,08	-0,05	-0,03	0,01	0,00	-0,02	0,02	1,00	
WIBOR	0,32	0,57	-0,03	-0,22	0,17	-0,13	-0,25	-0,06	0,13	0,04	1,00

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych NBP.

Tabela 3
Determinanty akcji kredytowej banków komercyjnych w Polsce w przy użyciu estymatora LSDVC

	Model 1	**Model 2**	**Model 3**	**Model 4**	**Model 5**	**Model 6**
L.CREDIT	0.807*** (0.0352)	0.814*** (0.0210)	0.813*** (0.0210)	0.847*** (0.0212)	0.904*** (0.0336)	0.904*** (0.0359)
L.ASSETS	-2.559 (1.867)	0.393 (2.140)	0.480 (2.152)	-2.626 (2.504)	-2.030 (3.347)	-0.833 (3.232)
L.LtD	-0.00647 (0.00478)	-0.00544 (0.00470)	-0.00564 (0.00471)	0.00282 (0.0469)	0.0317 (0.0493)	0.0342 (0.0477)
L.ROA	2.333*** (0.647)	2.209*** (0.687)	2.040*** (0.696)	2.907** (1.222)	2.070 (1.307)	0.413 (1.309)
L.C/I	0.0206 (0.0356)	0.0356 (0.0364)	0.0359 (0.0364)	0.0154 (0.0713)	0.00453 (0.0724)	-0.0319 (0.0705)
L.CET1	0.418*** (0.112)	0.515*** (0.122)	0.538*** (0.121)	0.183 (0.140)	0.279* (0.154)	0.376** (0.148)
L.NPL	-0.211** (0.0948)	-0.310*** (0.0998)	-0.316*** (0.101)	-0.212 (0.164)	-0.154 (0.170)	-0.187 (0.165)
L2.CISS	**-0.211**** **(0.0823)**	**0.162** **(0.122)**	**0.207*** **(0.122)**			
L2.MES				**-0.310***** **(0.0954)**	**-0.277***** **(0.0989)**	**-0.238**** **(0.0951)**
L.GDP	0.552*** (0.190)		-0.0739 (0.375)	0.565*** (0.202)		-0.270 (0.310)
L.WIBOR	0.290 (0.273)		1.224** (0.586)	0.0154 (0.411)		2.779*** (0.571)
Liczba obserwacji	980	980	980	344	344	344
Liczba obiektów	31	31	31	10	10	10
Efekty czasowe	nie	tak	tak	nie	tak	tak

* p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01.
* Istotność na poziomie 10% ** Istotność na poziomie 5% *** Istotność na poziomie 1%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych NBP.

Tabela 4
Determinanty akcji kredytowej banków komercyjnych w Polsce przy użyciu estymatora S-GMM

	Model 1	**Model 2**	**Model 3**	**Model 4**	**Model 5**	**Model 6**
L.CREDIT	0.845*** (0.0183)	0.845*** (0.0163)	0.845*** (0.0173)	0.838*** (0.0368)	0.843*** (0.0366)	0.832*** (0.0367)
L.ASSETS	-1.239 (1.165)	-1.512* (0.859)	0.409 (0.694)	-0.358 (1.370)	-1.522 (1.297)	0.224 (1.429)
L.ROA	2.564*** (0.600)	3.174*** (0.446)	1.866*** (0.658)	3.160** (1.605)	1.356 (1.356)	2.603* (1.392)
L.C/I	0.100*** (0.0256)	0.110*** (0.0268)	0.0865*** (0.0264)	0.0518 (0.0921)	-0.0301 (0.0816)	0.0413 (0.0877)
L.CET1	0.311*** (0.0821)	0.307*** (0.0820)	0.148 (0.0939)	-0.00951 (0.177)	0.0642 (0.176)	-0.315 (0.248)
L.NPL	-0.0512 (0.0708)	-0.0247 (0.0676)	-0.00384 (0.0744)	-0.00696 (0.144)	-0.163 (0.120)	-0.0350 (0.137)
L.GDP	0.570*** (0.162)	0.587*** (0.140)	0.495*** (0.136)	0.558*** (0.206)	0.515** (0.205)	0.555*** (0.207)
L.LtD	0.00167 (0.00594)	-0.000765 (0.00566)	0.00678 (0.00469)	0.0237 (0.0286)	0.00225 (0.0260)	0.0194 (0.0278)
L.WIBOR	0.0162 (0.242)	0.00241 (0.195)	0.134 (0.191)	-0.0669 (0.325)	0.197 (0.294)	-0.0343 (0.317)
L2.CISS	**-0.280***** (0.0565)	**-0.195**** (0.0833)	**-0.286** (0.249)			
L2.CISS#L.ROA		-0.105 (0.0790)				
L2.CISS#L.CET1			0.000164 (0.0183)			
L2.MES				**-0.293***** **(0.0764)**	**-0.239*** **(0.126)**	**-0.748**** **(0.316)**
L2.MES#L.ROA					-0.0465 (0.0942)	
L2.MES#L.CET1						0.0325 (0.0222)
Liczba obserwacji	980	980	980	344	344	344
Liczba obiektów	31	31	31	10	10	10
Hansen test	0.22	0.21	0.20	0.31	0.29	0.30
AR(2)	0.16	0.18	0.19	0.17	0.17	0.16

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.
* Istotność na poziomie 10% ** Istotność na poziomie 5% *** Istotność na poziomie 1%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych NBP.

Aneks 1 – kalkulacja miar ryzyka systemowego

Composite Indicator of Systemic Stress

Composite Indicator of Systemic Stress (CISS) jest wskaźnikiem opartym na danych rynkowych, którego zadaniem jest pomiar obecnych niestabilności w sektorze finansowym i przedstawienie ich za pomocą jednej statystyki. Prezentowana statystyka reprezentuje systemowe znaczenie występujących w danym okresie napięć, gdzie napięcia o znaczeniu systemowym interpretujemy jako miarę *ex post* ryzyka systemowego. Zaproponowany został przez Hollo, Kremera i Lo Duca (2012) dla strefy euro. Polega na agregacji 15 wskaźników napięć na rynkach finansowych. Główna innowacja polega na zastosowaniu teorii portfela inwestycyjnego do agregacji „podwskaźników" wchodzących w jego skład. Teoria portfela inwestycyjnego umożliwia uwzględnienie zmieniających się w czasie korelacji, co skutkuje przypisaniem większej wagi sytuacjom, w których niestabilności pojawiają się w więcej niż jednym segmencie rynku, co odzwierciedla zwiększone ryzyko z punktu widzenia całego systemu finansowego.

W celu uwspólnienia jednostki dla obserwowanych wskaźników najpierw liczona jest empiryczna dystrybuanta każdego z nich (dla zadanego początkowego okresu). Dla obserwacji po zadanym okresie początkowym wartości przyporządkowywane są według wzoru:

$$z_{n+T} = F_{n+T}\left(X_{n+T}\right) = \begin{cases} 1 & \text{dla} \quad x_{n+T} < x_{max} \\ \dfrac{r}{n+T} & \text{dla} \quad x_{n+T} \geq x_{max} \end{cases}$$

Dla tak przekształconych szeregów czasowych, których wartości zawierają się w przedziale <0; 1>, poszczególne wskaźniki są uśredniane w obrębie grupy (lub obliczana jest pierwsza składowa). Następnie dla każdej obserwacji liczona jest macierz korelacji, której elementy uzyskujemy za pomocą EWMA (*exponentially-weighted moving averages*) z parametrem λ = 0,93, dzięki czemu nowe informacje otrzymują większą wagę. Przykładowo, obserwacja t – 10 otrzymuje dwa razy mniejszą wagę niż obserwacja t.

Na podstawie macierzy korelacji i uśrednionych wskaźników dla sektorów CISS liczony jest na podstawie wzoru:

$$CISS_t = \left(w \square s_t\right) C_t \left(w \square s_t\right)'$$

gdzie:

w – wektor wag dla poszczególnych sektorów[4],

C_t – macierz korelacji,

s_t – wektor wartości średnich wskaźników dla poszczególnych sektorów,

$\square$ – iloczyn Hadamarda.

[4] Według metodyki EBC wagi wynoszą odpowiednio: rynek pieniężny 15%, rynek obligacji 15%, rynek akcji 25%, pośrednicy finansowi 30% i rynek walutowy 15%.

Oryginalna wersja CISS liczona dla Unii Europejskiej składa się z następujących wskaźników:

Kategoria	**Nazwa wskaźnika**
Rynek akcji	Zrealizowana zmienność indeksu Datastream dla sektora niefinansowego
	CMAX* indeksu Datastream dla sektora niefinansowego
	Korelacja między rynkami akcji i obligacji
Pośrednicy finansowi	Zrealizowana zmienność idiosynkratycznego zwrotu z akcji indeksu sektora bankowego Datastream w porównaniu z całym indeksem akcji
	Różnica rentowności obligacji (7-letnich) przedsiębiorstw finansowych i niefinansowych z ratingiem A
	Iloczyn CMAX opisanego powyżej i odwrotności *price-book ratio* dla indeksu akcji sektora finansowego
Rynek walutowy	Zrealizowana zmienność kursu EUR/USD
	Zrealizowana zmienność kursu EUR/JPY
	Zrealizowana zmienność kursu EUR/GBP
Rynek pieniężny	Zrealizowana zmienność 3-miesięcznej stopy Euribor
	Różnica między 3-miesięcznym Euroiborem a rentownością 3-miesięcznych francuskich T-bills
	Awaryjne wsparcie monetarnych instytucji finansowych przez banki centralne Eurosystemu
Rynek obligacji	Zrealizowana zmienność indeksu 10-letnich niemieckich obligacji benchmarkowych
	Różnica rentowności pomiędzy obligacjami przedsiębiorstw niefinansowych z ratingiem A a obligacjami rządowymi
	10-letni *interest rate swap spread*

* CMAX – maksymalna skumulowana strata w dwuletnim okresie.

Zważywszy na fakt, że nie wszystkie te szeregi czasowe dostępne są dla Polski, niektóre z nich zostały zastąpione najbliższym substytutem lub pominięte. Ostatecznie wybrane zostały następujące odpowiedniki:

Kategoria	**Nazwa wskaźnika**
Rynek akcji	Zrealizowana zmienność indeksu WIG20
	CMAX indeksu WIG20
	Korelacja między rynkiem akcji oraz obligacji*
Pośrednicy finansowi	Zrealizowana zmienność idiosynkratycznego zwrotu z akcji indeksu WIG BANKI w porównaniu z WIG
	Iloczyn CMAX opisanego powyżej i odwrotności *price-book ratio* dla WIG BANKI
Rynek walutowy	Zrealizowana zmienność kursu PLN/USD
	Zrealizowana zmienność kursu PLN/EUR
	Zrealizowana zmienność kursu PLN/GBP
Rynek pieniężny	Zrealizowana zmienność 3-miesięcznej stopy WIBOR
	WIBOR-OIS *spread*
	Kredyt lombardowy (stan)
Rynek obligacji	Zrealizowana zmienność 10-letnich polskich obligacji benchmarkowych

* Liczona jako średnia z tygodnia różnic pomiędzy czteroletnim (1040 dni) oraz czterotygodniowym (20 dni) współczynnikiem korelacji pomiędzy dziennymi logarytmicznymi stopami zwrotu WIG oraz cenami 10-letnich polskich obligacji benchmarkowych. W przypadku ujemnej różnicy przyjmuje wartość zero.

Wskaźnik korelacji między kursami akcji banków

Billio i in. (2012) sugerują, iż analiza korelacji między notowaniami akcji instytucji finansowych może służyć jako użyteczne narzędzie monitorowania ryzyka systemowego. Autorzy sugerują analizę trzech różnych wskaźników korelacji: Pearsona, Spearmana oraz Kendalla. Wskaźniki te mogą być użyte jako miara wyprzedzająca, przewidująca niekorzystne zdarzenia o charakterze systemowym. Empiryczna analiza na podstawie rynku amerykańskiego wykazała, iż znaczne wzrosty wskaźnika korelacji pomiędzy notowaniami akcji banków poprzedzają niekorzystne zjawiska dotyczące sektora finansowego.

Wzrost zależności między zmianami cen akcji instytucji finansowych może odzwierciedlać wzrost powiązań między instytucjami, a tym samym silniejsze rozprzestrzenianie się negatywnych szoków, jak również wzrost prawdopodobieństwa czynnika wyzwalającego, który mógłby zaszkodzić znacznej części instytucji finansowych.

Do analizy wykorzystano obserwacje notowań akcji 15 banków wchodzących w skład WIG BANKI o częstotliwości tygodniowej. Na podstawie szeregów czasowych liczone są średnie współczynniki

korelacji między parami akcji. Do celów porównawczych liczone są współczynniki korelacji Pearsona, Spearmana oraz Kendalla. Klasyczny współczynnik korelacji Pearsona mierzy zależność liniową między zmiennymi. Współczynniki korelacji rangowej Spearmana i Kendalla mierzą natomiast siłę dowolnej zależności monotonicznej i tym samym są w stanie uchwycić zależności nieliniowe. Co więcej, współczynniki korelacji rangowej są odporne na występowanie obserwacji odstających.

Wskaźnik powiązań międzybankowych na podstawie PCA (analizy głównych składowych)

Billio i in. (2012) proponują wskaźnik ryzyka systemowego, który określa, jak duży wpływ na obecną sytuację sektora bankowego mają czynniki zewnętrzne wpływające na wszystkie instytucje. Wskaźnik liczony jest na podstawie wystandaryzowanych zwrotów z akcji i przedstawia procent wariancji zmienności wyjaśnionej przez poszczególne składowe (lub ich grupy).

Wzrost wskaźnika możemy interpretować dwojako. Spowodowany może on być silniejszym oddziaływaniem czynników zewnętrznych, które wpływają na dużą część instytucji finansowych lub wszystkie te instytucje. Wzrost wartości wskaźnika może również wynikać z rosnących powiązań między instytucjami, a tym samym możliwego rozprzestrzeniania się szoków idiosynkratycznych. Na podstawie tak przeprowadzonej analizy głównych składowych możemy również śledzić udział poszczególnych instytucji (w szczególności tych o znaczeniu systemowym) w zmienności zwrotów z akcji całego sektora[5].

Analizując powyższy wskaźnik, należy pamiętać, iż w analizowanym okresie liczba banków się zmieniała. Dlatego w 1995 r. trzy składowe wyjaśniają 100% wariancji (na GPW notowano wtedy trzy banki). Od 2004 r. liczba notowanych banków jest bardzo zbliżona do obecnej.

ΔCoVaR

Adrian i Brunnermeier (2014) zaproponowali wskaźnik ΔCoVaR, który mierzy wkład analizowanych instytucji do ryzyka systemowego. Autorzy jako wydarzenie świadczące o materializacji ryzyka systemowego wskazują sytuację silnego spadku indeksu cen instytucji finansowych. Miara ΔCoVaR wskazuje, jak duży wpływ na cały sektor mogą mieć problemy w konkretnej instytucji, uwzględnia zależności w ogonach rozkładów oraz negatywne efekty zarażania w czasie kryzysu. Według autorów opisywany wskaźnik służyć może do stworzenia wskaźnika wyprzedzającego przez budowę modeli prognozujących ΔCoVaR na podstawie informacji dotyczących pojedynczych instytucji finansowych (*forward* – ΔCoVaR).

CoVAR (*conditional value at risk*) zdefiniowany jest jako wartość zagrożona[6] dla indeksu cen akcji instytucji finansowych pod warunkiem problemów w danej instytucji:

$$CoVaR_q^i = VaR_q^{system|X^i = VaR_q^i} = \hat{\alpha}_q^i + \hat{\beta}_q^i VaR_q^i$$

[5] Analiza głównych składowych prowadzi do wyznaczenia czynników będących kombinacją liniową poszczególnych analizowanych zmiennych.

[6] Wartość zagrożona definiowana jest następująco: $Pr\left(X^i \leq VaR_q^i\right) = q\%$.

Różnica pomiędzy CoVaR w sytuacji stresu oraz CoVaR w sytuacji „normalnej" (50. percentyl) ozwala obliczyć ΔCoVaR:

$$\Delta CoVaR_q^i = CoVaR_q^i - CoVaR_q^{system|VaR_{50}^i} = \hat{\beta}_q^i \left(VaR_q^i - VaR_{50}^i \right)$$

Opisywany wskaźnik policzony został na podstawie obserwacji indeksu WIG BANKI oraz wszystkich akcji banków wchodzących w skład tego indeksu. Wykorzystano dane o częstotliwości tygodniowej.

W pierwszym kroku przy użyciu regresji kwantylowej oszacowano współczynniki równania (dla percentyla 0,95):

$$\hat{X}_q^{system|X^i} = \hat{\alpha}_q^i + \hat{\beta}_q^i X^i$$

Następnie metodą parametryczną przy założeniu rozkładu normalnego rozkładu stóp zwrotu oraz wariancji opisanej procesem EWMA z parametrem λ = 0,94 liczony jest VaR0,95 oraz VaR0,50 dla wszystkich instytucji. Ostatecznie wyliczane są wartości CoVaR oraz ΔCoVaR dla wszystkich analizowanych instytucji.

Przyczynowość Grangera

Billio i in. (2012) proponują miarę ryzyka systemowego opartą na teście przyczynowości Grangera (*Granger causality*). Zgodnie z definicją szereg czasowy *j* jest przyczyną zmian szeregu *i* w sensie Grangera, jeżeli przeszłe wartości szeregu *j* zawierają informację pozwalającą przewidzieć zmiany szeregu *i* lepiej, niż wynikałoby to z samych przeszłych wartości szeregu *i*. Stąd przyczynowość w sensie Grangera dla zmian cen akcji może być postrzegana jako przybliżenie rozprzestrzeniania się zmian zyskowności instytucji.

Zaproponowana miara ma za zadanie uchwycić opóźnione rozchodzenie się szoków wewnątrz systemu finansowego. Im wyższy poziom wskaźnika, tym bardziej możliwe, że problemy jednej instytucji przeniosą się na innych uczestników rynków finansowych. Do wyliczenia wskaźnika stosujemy model Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)(1,1) dla zwrotów, w którym zależność kontrolowana jest wpływem wahającej się zmienności.

$$R_t^i = \mu_i + \sigma_{it} \check{n}_t^i, \; \check{n}_t^i \sim WN(0,1)$$

$$\sigma_{it}^2 = \omega_i + \alpha_i \left(R_{t-1}^i - \mu_i \right)^2 + \beta_i \sigma_{it-1}^2$$

Miarą ryzyka systemowego jest stopień przyczynowości w systemie Grangera (*degree of Granger causality* – DGC), liczony jako odsetek statystycznie istotnych połączeń ze wszystkich $N \times (N - 1)$ możliwych relacji:

$$DGC \equiv \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N} \sum_{j \neq i} (j \to i)$$

Sieć połączeń w sensie Grangera pozwala również na dalszą, dokładniejszą analizę połączeń w systemie finansowym przez analizę kierunków zależności między typami instytucji, jak również śledzenie najsilniejszych połączeń w systemie.

Wskaźnik został policzony z wykorzystaniem danych miesięcznych, analogicznie do Billio i in. (2012), jak również dla danych dziennych. W przypadku danych miesięcznych test przyczynowości Grangera wykonywany jest na dwumiesięcznym oknie, badana przyczynowość sięga tylko jednego okresu. W przypadku danych dziennych test wykonywany jest na 60-dniowym oknie, a badana przyczynowość sięga pięciu okresów. W obu przypadkach przyjęty poziom istotności to 1%.

Oczekiwana liczba instytucji w trudnej sytuacji przy założeniu problemów w co najmniej jednej z nich

De Vries (2005) proponuje miarę ryzyka systemowego opartą na teorii wartości ekstremalnych (*extreme value theory*), której zadaniem jest uchwycenie siły powiązań między instytucjami finansowymi, a w szczególności negatywnych efektów tych powiązań w przypadku, gdy co najmniej jedna instytucja jest w trudnej sytuacji. Wskaźnik opiera się na danych rynkowych i przedstawia oczekiwaną liczbę instytucji popadających w trudną sytuację pod warunkiem znacznego pogorszenia sytuacji jednej z nich. Wartość wskaźnika szacowana jest następująco:

$$E\left[\#\,|\,\#\geq 1\right]=\frac{\sum_{i=1}^{n}P\left\{X_i>t\right\}}{1-P\left\{X_1\leq t,\ldots,X_n\leq t\right\}}$$

gdzie t jest spadkiem cen akcji, który może być utożsamiany z trudną sytuacją instytucji.

Zaletą w stosunku do miar opartych na korelacji lub PCA jest uwzględnienie zależności w ogonach rozkładów, a tym samym bliższa zachowaniu w sytuacji stresowej. Miara wymaga jednak stosowania szerokiego okna estymacji.

Przedstawiony wskaźnik został policzony z wykorzystaniem danych dziennych. Przyjęte okno wynosi 300 dni, a wartość progowa wynosi 7% dziennego spadku ceny akcji.

Marginal expected shortfall

Acharya i in. (2010) proponują miarę ryzyka systemowego, która obrazuje wrażliwość poszczególnych instytucji na szoki dotyczące całego sektora. Opisany wskaźnik, podobnie do ΔCoVaR, mierzy wkład poszczególnych instytucji do ryzyka systemowego i pozwala je uszeregować pod względem istotności. Warto jednak zauważyć, że MES w przeciwieństwie do ΔCoVaR nie mierzy wpływu instytucji na system, lecz reakcję instytucji na problemy uderzające w system finansowy. Wskaźnik jest liczony jako oczekiwany dzienny procentowy spadek cen akcji instytucji po warunkiem, że spadek indeksu znajdował się w najgorszych 5% historycznych realizacji:

$$MES_{i,t}=\frac{1}{T}\sum_{j=1}^{T}R_{i,j}\,|\,R_{system,j}\leq VaR_{0,95}^{system}$$

Systemic risk metrics for Poland. How systemic risk affects banks' credit growth?

Abstract

The main purpose of the article is to review key systemic risk measures based on market data for Poland and to verify whether they can serve as an effective tool for monitoring and assessing the level of systemic risk. The subordinate goal is to examine the impact of systemic risk on bank lending. We use modern systemic risk metrics calculated on the basis of data from the Polish banking sector. To assess the strength of macro-financial linkages we apply the panel regression model using the system-GMM and LSDVC estimators. We cover the activity of all commercial banks operating on the Polish market between 2007–2017. We show that systemic risk indicators are useful in monitoring the current level of risk intensity in the banking sector, but they do not generate signals ahead of the crisis. Materialization of systemic risk leads to a significant decline in banks' lending.

Keywords: systemic risk, macroprudential policy, credit determinants, panel econometrics