



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search  
<http://ageconsearch.umn.edu>  
[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Marcin BORSUK\*

 0000-0002-7687-0948

Błażej LEPCZYŃSKI\*\*

 0000-0002-1954-1144

### Rating implikowany a koszt finansowania banków notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

---

**Streszczenie:** Problematyka badania dotyczy wpływu oceny ratingowej na koszt finansowania banków notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. W artykule posłużono się tzw. ratingiem implikowanym oszacowanym na podstawie cen rynkowych, który traktuje się w kategoriach substytutu dla oceny nadawanej przez agencje ratingowe. Charakterystyczną cechą ratingu implikowanego jest silne powiązanie uzyskiwanych ocen z krótkookresową kondycją finansową banku, co niewątpliwie stanowi jego zaletę. Na podstawie modelu regresji panelowej banków notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w okresie od drugiego kwartału 2007 r. do czwartego kwartału 2018 r. pokazano, że istnieje statystycznie istotna negatywna zależność między ratingiem implikowanym a kosztem finansowania banków. Związek ten ma charakter nieliniowy i jego siła różni się w zależności od struktury kapitałowej banku.

**Słowa kluczowe:** rating implikowany, koszt finansowania, ryzyko kredytowe, banki

**JEL:** G21, C58

---

Artykuł złożony 27 kwietnia 2020 r., w wersji poprawionej nadesłany 18 października 2020 r.,  
zaakceptowany 16 stycznia 2021 r.

---

---

\* Instytut Nauk Ekonomicznych PAN, Polska, e-mail: mborsuk@inepan.pl

\*\* Wydział Zarządzania, Uniwersytet Gdański, Polska, e-mail: blazej.lepczynski@ug.edu.pl

## Market-Implied Rating and Bank Funding Costs for Warsaw Stock Exchange-Listed Banks

**Abstract:** The objective of this study is to investigate the impact of ratings on the funding costs of banks listed on the Warsaw Stock Exchange. We use the so-called implied rating, which can be treated as a substitute for ratings assigned by rating agencies. A characteristic feature of the implied rating is that it is calculated on the basis of equity market prices, making it suitable for linking the current market assessment with the financial soundness of banks. Based on a panel regression model of banks listed on the Warsaw Stock Exchange in 2007–2018, we show that there is a statistically significant negative relationship between the implied rating and the cost of financing a bank. Moreover, this relationship is non-linear and its strength varies depending on the bank's ownership structure.

**Keywords:** implied rating, funding cost, credit risk, banks

**JEL classification codes:** G21, C58

---

Article submitted April 27, 2020, revision received October 18, 2020,  
accepted for publication January 16, 2021.

---

### Wprowadzenie

Substytutem ratingu nadawanego przez agencje ratingowe jest rating implikowany, szacowany na podstawie cen rynkowych. Interesującym obszarem badań są jego związki z kosztem finansowania banków. W teorii niższy rating implikowany oznaczający wyższe ryzyko niewypłacalności banku powinien się wiązać z wyższym kosztem finansowania.

Głównym celem badania była ocena wpływu ratingu implikowanego na koszt finansowania banków notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Weryfikacji empirycznej poddano hipotezę główną zakładającą negatywną relację między kosztem finansowania banków a ich ratingiem implikowanym. W badaniu zastosowano model regresji panelowej dla banków notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2007–2019.

Artykuł składa się z czterech części. W pierwszej dokonano przeglądu literatury badawczej, nawiązując do badań ukazujących związki między ratingiem agencji ratingowych i ratingiem implikowanym a kosztem finansowania banków oraz wpływ struktury własności banków i rolę dorozumianych gwarancji ze strony państwa na koszt finansowania działalności bankowej. W drugiej części przedstawiono wyniki analizy wpływu wskaźników rynkowych na koszt finansowania banków notowanych na GPW w Warszawie w latach 2007–2019. W kolejnych częściach artykułu scharakteryzowano przyjętą metodologię badawczą i opisano wyniki badań empirycznych dotyczących związków między ratingiem implikowanym a kosztem kapitału pożyczkowego banków.

## Przegląd literatury

Uznanym narzędziem obiektywizacji oceny ryzyka kredytowego banków jest rating wyspecjalizowanych agencji zewnętrznych, który odgrywa istotną rolę w ograniczaniu problemu asymetrii informacji. Z agencjami ratingowymi wiążą się jednak co najmniej trzy kwestie, które istotnie wpływają na postrzeganie ratingu zewnętrznego jako skutecznej miary oceny kondycji finansowej banków. Pierwsza z nich związana jest z dostępnością ratingu. Znaczna część banków nie posiada ocen agencji ratingowych. Drugi powód wynika z krytyki funkcjonowania tych instytucji. W literaturze wymienia się następujące dysfunkcje rynku usług ratingowych: konflikty interesów, a zwłaszcza konflikt związany z preferowanym przez agencje ratingowe modelem pobierania opłat za rating od emitentów, ograniczoną konkurencją między agencjami przyjmującą charakter oligopolistyczny, nieefektywny mechanizm dyscyplinowania agencji ratingowych oraz bariery regulacyjne i naturalne [OECD, 2010: 6; Rhee, 2014: 2–3]. Trzecim powodem ograniczającym przydatność ratingu w ocenie wiarygodności finansowej jest aktualność ocen. Agencje preferują bowiem stabilność ocen ratingowych kosztem ich aktualności. Częściowo wynika to ze stosowanej do szacowania prawdopodobieństwa niewykonania zobowiązania (PD – *Probability of Default*) koncepcji TTC (*Trough the Cycle*). Oceny ratingowe przygotowane zgodnie z koncepcją TTC nie zależą od cyklu koniunkturalnego [Frei, 2017]. W tej koncepcji zakłada się bowiem, że tylko czynniki o znaczeniu fundamentalnym dla kondycji finansowej mogą wpłynąć na zmianę oceny. W efekcie rating może dostosowywać się z opóźnieniem do zmian w ryzyku kredytowym.

Stosowanie w ocenie ryzyka koncepcji TTC przez agencje ratingowe uzasadnia się tym, że inwestorzy instytucjonalni oczekują od agencji ratingowych stabilnych ocen w czasie, ponieważ częste zmiany ocen ratingowych narażałyby ich na dodatkowe koszty transakcyjne i konieczność dokonywania kosztownych zmian w swoich portfelach [Poon, Hasan, Zhang, Shen, 2016: 2].

Wymienione problemy związane z ratingiem skłoniły praktyków i naukowców do poszukiwania innych miar ryzyka kredytowego i szacowania parametru ryzyka kredytowego PD. Jednym z bardziej obiecujących kierunków poszukiwań są ratingi implikowane (*Implied Rating*). Są one determinowane parametrami rynkowymi, stąd też określane są jako ratingi implikowane rynkowo (*Market Implied Rating* oraz *Market-Based Credit Rating*). Idea tego typu ratingów sprowadza się do estymowania PD na podstawie cen rynkowych, np. kontrakty CDS lub ceny akcji [Tsoukas, Spaliara, 2014: 244]. Nawiązuje ona w ten sposób do prac Mertona [1974] i jego teorii wyceny opcji. Ratingi implikowane mają zatem charakter ratingów *Point in Time* [Tsoukas, Spaliara, 2014: 244], w przypadku których ryzyko wycenia się na podstawie bieżącej kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstwa (bez względu na fazę cyklu koniunkturalnego w momencie oceny) [Łuczka, 2009: 648]. Oznacza to, że ratingi implikowane mają charakter oceny krótkoterminowej. Można je traktować w kategoriach narzędzia wczesnego ostrzegania i monitoringu,

które można porównać do roli „kanarków w kopalniach”<sup>1</sup> [Langohr, 2008: 288]. Zasadniczo ratingi implikowane pozwalają na identyfikację spółek bankrutujących oraz predykcję zmian ratingu [Langohr, 2008].

Oceny ratingowe mają znaczące implikacje dla uczestników rynków finansowych, ponieważ mogą wpływać na koszt kapitału emitenta, spready kredytowe, zwroty z obligacji oraz ceny i współczynniki zabezpieczeń kredytowych instrumentów pochodnych [Kou, Varotto, 2005: 2]. W związku z tym, że charakterystyczną cechą ratingu implikowanego jest silne powiązanie uzyskiwanych ocen z krótkookresową kondycją finansową banku, może on być użytecznym narzędziem w zakresie objaśniania zmian kosztu finansowania banków.

W badaniach [Kou, Varotto, 2005] podkreśla się przydatność ratingów implikowanych w predykcji zmian ratingów. Ratingi implikowane spreadami pozwalają bowiem przewidywać podwyższenia i obniżenia ratingów wyspecjalizowanych agencji zewnętrznych i znacznie wyprzedzają w czasie migrację ratingów zewnętrznych. Z badań Kou i Varotto [2005: 14] wynika również, że ratingi implikowane pozwalają przewidywać działania agencji ratingowych w sytuacji, kiedy rating jest na granicy między oceną inwestycyjną a spekulacyjną. Kerry [2019: 4] wskazuje, że miary rynkowe dają dokładniejsze wyniki (wyprzedzające) i pozwalają lepiej przewidzieć, czy bank jest zagrożony bankrutem niż współczynniki wypłacalności, które mają ograniczone znaczenie predykcyjne.

Interesującym obszarem badawczym związanym z ratingiem są jego konsekwencje z kosztem kapitału. Badania dotyczące ratingów zewnętrznych potwierdzają istnienie tego typu powiązań. Związek między ratingiem a kosztem kapitału polega na tym, że ocena ratingowa jest miernikiem ryzyka, uwzględnianym przez inwestorów przy wycenie instrumentów dłużnych. Szczególnie silne związki między ratingiem a kosztem kapitału mogą występować w przypadku zmiany ratingu, a zwłaszcza w sytuacji przechodzenia z klasy inwestycyjnej do spekulacyjnej i odwrotnie. Duży wpływ na postrzeganie związków między ratingiem a strukturą kapitału i kosztem kapitału miały badania Kisgena [Kisgen, 2003: 34]. Wynika z nich, że ratingi kredytowe oddziałują na decyzje zarządcze dotyczące struktury kapitału.

W przypadku banków oceny agencji ratingowych są szczególnie ważnym wyznacznikiem kosztu długu niezabezpieczonego (*Senior Unsecured Debt*) [Hau, Langfield, 2012: 7]. Uzyskanie ratingu poprawia pozycję banku na rynku pozyskiwania kapitału obcego. Znacznie mniejsze znaczenie ma rating w przypadku banków, które finansują działalność depozytami gospodarstw domowych i przedsiębiorstw.

Reakcja kosztu kapitału na zmiany ratingu powinna być silniejsza w przypadku banków, których struktura pasywów jest oparta na hurtowych źró-

---

<sup>1</sup> Kanarki wykorzystywano w kopalniach węgla kamiennego do wczesnego wykrywania gazów zagrażających życiu górników. Ptaki te są bardziej wrażliwe na tlenek węgla niż ludzie. W kopalniach pełniły więc rolę wartowników, ostrzegających przed zagrożeniem. W ten sposób górnicy mogli uniknąć zagrożenia i ewakuować się na czas.

dłach finansowania. Wpływ na koszt pozyskiwania finansowania mogą mieć zdarzenia ratingowe polegające na zmianie ratingu (silniejszy wpływ mogą mieć informacje o obniżeniu ratingu), wycofaniu ratingu, zmianie perspektywy ratingu.

Z badań nad determinantami kosztów finansowania banków działających na arenie międzynarodowej w latach 2001–2012 wynika, że zmiany kosztów finansowania związane są z takimi parametrami jak wiarygodność kredytowa banku oraz poziom i jakość kapitału [Babihuga, Spaltro, 2014: 2]. Oznacza to, że istotny wpływ na koszt finansowania ma kondycja finansowa danej instytucji. Jeśli założymy, że rating poprawnie odzwierciedla sytuację finansowo-rynkową banku, to zmiany ratingu powinny wpływać na jego koszt finansowania.

Karam et al. [2015; 2014: 19–20] poddali badaniom skutki obniżenia ratingu w dostępie do finansowania, opierając się na danych statystycznych z banków amerykańskich. Badanie przeprowadzono na danych kwartalnych i dotyczyło ono 80 obniżek ratingów. Wynika z niego, że banki, których rating uległ obniżeniu, doświadczyły także jednoczesnego i trwałego spadku dostępności do finansowania hurtowego, przy czym największe ograniczenia dostępu do finansowania zbiegły się w czasie z obniżeniem ratingu banku z klasy inwestycyjnej do klasy spekulacyjnej i spadkiem z poziomu BB do oceny B. Efekt miał charakter nieliniowy, wskazujący na to, że hurtowi pożyczkodawcy stosują rating w ramach kowenantów (*rating triggers*)<sup>2</sup>.

W koncepcji ratingu istotną rolę odgrywa rating kraju (suwerena). Stanowi on tzw. górny pułap dla ocen podmiotów gospodarczych mających siedzibę w danym kraju. Agencje ratingowe w przypadku ratingów dla zadłużenia w walucie obcej uwzględniają bowiem ryzyko nałożenia kontroli kapitału i wymiany, co utrudniałoby emitentom spłatę zobowiązań w walutach obcych [Almeida, Cunha, Ferreira, Restrepo, 2016: 7]. Obniżki ratingów krajów prawie zawsze prowadzą do niższych ratingów banków<sup>3</sup>. Wiąże się to z tym, że sektor bankowy jest bardziej niż inne sektory gospodarki narażony na problemy związane z pogarszającą się sytuacją gospodarczą kraju [Panetta, 2011: 30]. Wraz ze spadkiem ratingów kredytowych banków rosną koszty finansowania hurtowego, a dostęp do finansowania dłużnego może ulec ograniczeniu [Panetta, 2011: 30]. Z kolei badania Mensah et al. [Mensah, 2017] wskazują, że ogłoszenie pozytywnego ratingu kraju jest czynnikiem pomagającym bankom pozyskać kapitał po niższym koszcie. Tego typu zależność potwierdzają również badania Kim i Wu [2011].

Adelino i Ferreira [2016: 1710–1711] wykazali natomiast, że ograniczenie podaży kredytów w wyniku obniżenia ratingu można przypisać pogorszonemu dostępowi do rynku hurtowego i wzrostowi kosztów finansowania.

<sup>2</sup> „Termin *rating triggers* odnosi się do każdej klauzuli w umowie pomiędzy kredytodawcą i kredytobiorcą, umożliwiającej jednej ze stron podjęcie działań ochronnych wobec pogarszającej się zdolności kredytowej drugiej strony w przypadku, gdy rating spadnie poniżej określonego w umowie poziomu” [Bloch, 2014: 22].

<sup>3</sup> Badanie dotyczyło banków z krajów strefy euro oraz banków z Kanady, Japonii i USA.

Wyniki badań przedstawionych w artykule wpisują się w kontekst toczącej się w kręgach eksperckich i naukowych dyskusji na temat wpływu struktury własnościowej na ryzyko i stabilność finansową [Iannotta, Nocera, Sironi, 2013; Cull, Peria, Verrier, 2017]. W ramach tej dyskusji istotnym wątkiem są tzw. dorozumiane (niejawne) gwarancje ze strony państwa dla banków o przewadze akcjonariatu państwowego w strukturze własności. Dzięki tym gwarancjom banki kontrolowane przez państwo mogą osiągać przewagę w zakresie kosztów pozyskania kapitału nad bankami kontrolowanymi przez kapitał prywatny [Andrews, 2005: 3]. Badania przeprowadzone przez Schich i Lindh [2012] potwierdziły, że dorozumiane gwarancje implikują znaczne korzyści w zakresie kosztów finansowania dla banków, które z nich czerpią, tym samym implikują zakłócenia konkurencji i zachęcają banki będące ich beneficjentami do korzystania z nich i być może również do podejmowania zbyt dużego ryzyka. Z kolei Levy-Yeyati, Micco i Panizza [2005: 18] wskazali, że dorozumiane gwarancje są formą ukrytej dotacji ze strony państwa.

Korzyści w zakresie niższych kosztów finansowania wynikających z dorozumianych gwarancji ze strony państwa odnoszą również banki systemowo ważne, uzyskując przewagę na innymi bankami pod względem kosztów finansowania. Potwierdziły to badania determinant kosztu finansowania banków o aktywności międzynarodowej Babihugi i Spaltro [2014: 14].

Warto na koniec podkreślić, że dorozumiane gwarancje ze strony państwa pozwalają pozyskiwać bankom kapitał obcy po niższym koszcie m.in. dlatego, że tego typu gwarancje zazwyczaj podwyższają ocenę ratingową banku. Agencje ratingowe uwzględniają bowiem w procesie nadawania bankom ratingu kredytowego prawdopodobieństwo wsparcia banku przez organy państwa w sytuacji kryzysowej.

Z punktu widzenia celu artykułu warto nawiązać również do prac naukowych dotyczących związków między ryzykiem a kosztem finansowania banków. Wynika z nich [Smith, Grill, Lang, 2017; Arnould, Pancaro, Żochowski, 2020], że wraz z poprawą sytuacji płynnościowej i kapitałowej banków dochodzi do spadku ryzyka banku, co wpływa korzystnie na zdolność pozyskania kapitału po niższym koszcie.

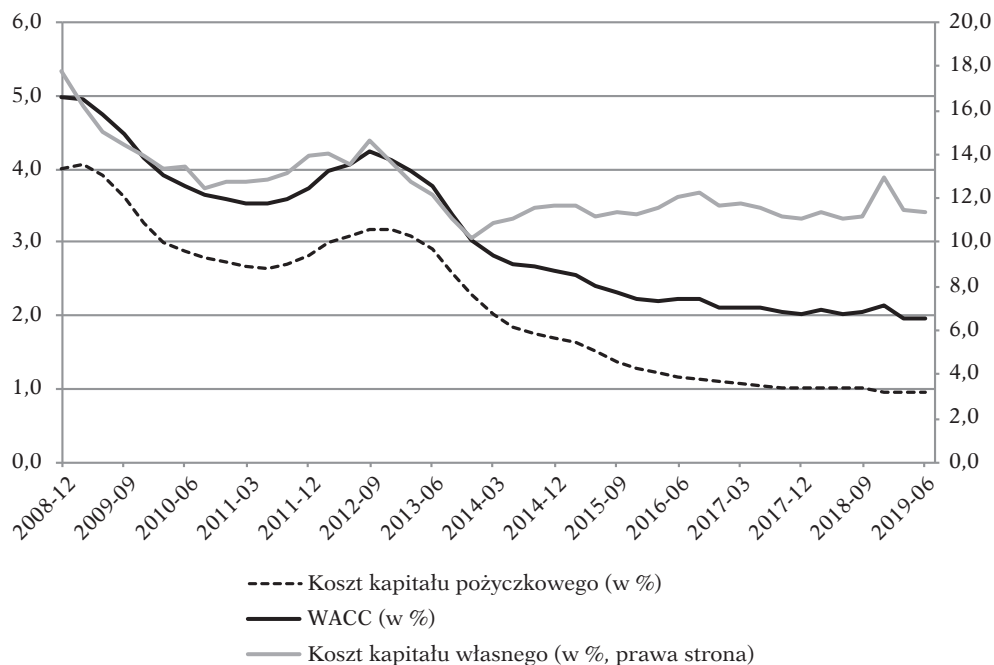
### **Analiza wpływu wskaźników rynkowych na koszt finansowania banków notowanych na GPW w Warszawie w latach 2007–2019**

Przed przystąpieniem do badania głównego dotyczącego zależności między ratingiem implikowanym a kosztem finansowania banków przeprowadzono analizę wpływu wskaźników rynkowych na koszt finansowania banków giełdowych. Szczególnie interesujące z punktu widzenia celu badań były zależności między implikowanym wskaźnikiem PD a efektywnym kosztem zobowiązań oraz między efektywnym kosztem zobowiązań a wskaźnikiem P/BV. Przedstawione w tej części opracowania wnioski posłużyły do sformułowania hipotezy głównej oraz hipotez pomocniczych w części ekonometrycznej badania.

Analiza opierała się na danych statystycznych pozyskanych z bazy Datastream, dostępnej w serwisie Bloomberg. Badaniem objęto piętnaście banków notowanych na GPW w Warszawie. Zakres analizy obejmował okres od II kw. 2007 r. do II kw. 2019 r. (49 kwartałów).

Koszt kapitału banków notowanych na GPW w Warszawie był w badanym okresie pod silnym wpływem kosztu związanego z pozyskiwaniem depozytów sektora niefinansowego. W Polsce banki finansują się bowiem głównie tego rodzaju depozytami, do których zalicza się depozyty pochodzące od osób fizycznych, przedsiębiorstw i rolników indywidualnych. Z obliczeń autorów artykułu opartych na danych statycznych zawartych w raporcie KNF [2019: 28, 59] wynika, że na koniec 2019 r. depozyty sektora niefinansowego przewały w strukturze depozytów ogółem i stanowiły 63,5% sumy bilansowej polskiego sektora bankowego. Istnienie systemu gwarancji depozytów jest jednym z ważniejszych czynników pozytywnie wpływających na stabilność bazy depozytowej polskich banków.

**Rysunek 1. Koszt kapitału banków notowanych na GPW w Warszawie w latach 2008–2019**



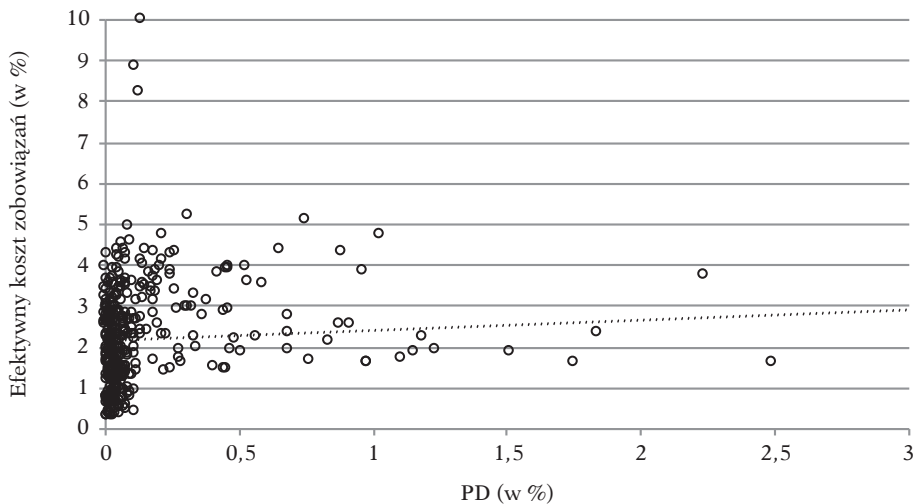
Uwagi: koszt kapitału pożyczkowego przedstawia efektywny koszt zobowiązań stanowiący stosunek zannualizowanego kosztu zobowiązań do stanu zobowiązań. Koszt kapitału własnego został oszacowany na podstawie cen rynkowych banków wchodzących w skład indeksu WIG-banki na podstawie rozszerzonego modelu CAPM. WACC stanowi średni ważony koszt kapitału, przy czym wagi stanowią udział kapitału własnego w sumie bilansowej oraz udział zobowiązań w sumie bilansowej.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Bloomberg oraz zagregowanych danych KNF i NBP.



Utrzymujące się od początków globalnego kryzysu finansowego z 2008 r. bardzo niskie stopy procentowe oraz wysoka dostępność finansowania depozytowego były głównymi czynnikami, które doprowadziły do tego, że efektywny koszt zobowiązań banków giełdowych uległ w latach 2009–2019 obniżeniu do rekordowo niskiego poziomu równego 0,95% odnotowanego na koniec czerwca 2019 r. (rysunek 1).

**Rysunek 2. Zależność między implikowanym wskaźnikiem PD a efektywnym kosztem zobowiązań w bankach notowanych na GPW w Warszawie w latach 2007–2019**



Uwaga: punkty na wykresie obrazują efektywny koszt zobowiązań przy danym poziomie wskaźnika PD dla danego banku giełdowego notowanego na Giełdzie Papierów Wartościowych w Polsce w każdym kwartale przypadającym między II kw. 2007 r. i II kw. 2019 r. Wskaźniki PD zostały obliczone na podstawie modelu odległości do punktu niewypłacalności zaproponowanego przez Mertona.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Bloomberg.

Na podstawie badań własnych zaobserwowano w długim okresie pozytywną relację między kosztem kapitału pożyczkowego a PD (rysunek 2). PD jest miarą oceny zdolności banku do regulowania zobowiązań w okresie do roku. Z tego też powodu jest kluczowym wskaźnikiem dla wierzycieli banku (zwłaszcza niezabezpieczonych) pod względem oceny ryzyka kredytowego kontrahenta. Banki o niższym wskaźniku PD odznaczają się mniejszym ryzykiem, przez co inwestorzy/deponenci wymagają niższej stopy zwrotu za powierzony kapitał własny/obcy danej instytucji. W sytuacjach skrajnych gwałtownie rosnące PD może świadczyć o narastaniu problemów finansowych banku, co nierzadko prowadzi do gwałtownego wzrostu kosztu finansowania i odpływu depozytów. W rezultacie, aby przyciągnąć nowych klientów lub przeciwdziałać odpływowi depozytów, bank zmuszony jest do zwiększenia atrakcyjności lokat poprzez podniesienie ich oprocentowania. Taka sytuacja występowała

w Polsce na przełomie lat 2018 i 2019, kiedy na skutek niekorzystnych doniesień prasowych Getin Bank oraz Idea Bank zmagają się z niekontrolowaną ucieczką depozytów i w rezultacie podniosły oprocentowanie dla nowo przyjmowanych środków.

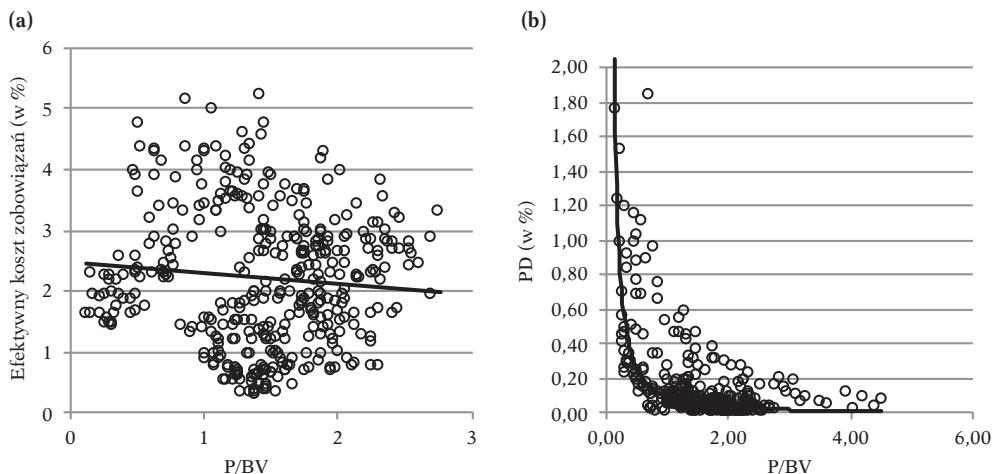
Kapitał własny stanowi najdroższą formę finansowania banku. Na różnice w koszcie kapitału pomiędzy bankami wpływają m.in. postrzeganie ryzyka przez inwestorów, podstawowe dysproporcje w jakości i sile bilansów oraz oczekiwana rentowność banków [Borsuk, 2017: 5–16]. Tym samym banki, które generują wysokie zyski i osiągają wysokie wskaźniki ROE, a jednocześnie finansują działalność tanim kapitałem, są w stanie wygenerować wartość dodaną firmy, która stanowi przyrost majątku dla akcjonariuszy. W przypadku, gdy wskaźnik ROE jest niższy od kosztu kapitału, inwestycje w banki nie generują wartości dodanej dla akcjonariuszy.

W długim okresie koszt kapitału własnego określony na podstawie badań własnych opartych na danych Bloomberg wahał się w przedziale 10–18% (rysunek 1). Dla banków giełdowych wyniósł on na koniec czerwca 2019 r. 11,6% i był wyższy o 3,8 p.p. od ich zyskowności mierzonej wskaźnikiem ROE. W ostatnich pięciu latach analizy pogłębiła się także negatywna tendencja polegająca na równoczesnym spadku wskaźnika ROE i wzroście kosztu kapitału własnego. Tendencja ta była przeciwstawna do obserwowanej w strefie euro, gdzie można było zauważyć powolne zbliżanie się poziomu wskaźnika ROE do kosztu kapitału [EBA, 2018].

Spadająca rentowność sektora bankowego przełożyła się negatywnie na ocenę rynkową banków przez inwestorów. Jedną z kluczowych miar informujących o bieżącej wycenie przez rynek wartości księgowej banku jest wskaźnik ceny do wartości księgowej (P/BV). Wskaźnik P/BV większy niż jeden świadczy o tym, że bank może wygenerować wartość rynkową proporcjonalną do wartości aktywów materialnych. Wskaźnik P/BV niższy od jedności wskazuje, że rentowność banku nie przewyższa kosztu kapitału własnego [Andersson, Kok, Mirza, Móré, Mosthaf, 2018]. Na koniec 2018 r. wskaźnik P/BV dla banków w Polsce utrzymywał się powyżej wartości granicznej na poziomie jeden, ale istotnie poniżej długoterminowej średniej i, co więcej, był niższy niż w wielu bankach prowadzących działalność w Europie Środkowo-Wschodniej [Raiffeisen, 2019]. Atrakcyjność inwestycyjna polskiego sektora bankowego uległa w badanym okresie zmniejszeniu, na co wpływały m.in. wysokie koszty regulacyjne w postaci jednej z najwyższych na świecie efektywnej stopy podatkowej oraz relatywnie wysokie składki na BFG [ZBP, 2019].

Wartości wskaźnika P/BV mogą być istotne zarówno z punktu widzenia pożyczkodawców, jak i potencjalnych inwestorów (kapitałodawców). Z jednej strony wysokie wartości tego wskaźnika świadczą o oczekiwanej zdolności instytucji do generowania zysków, co obniża premię za ryzyko kredytowe banku. Z drugiej strony wysoka wartość wskaźnika P/BV odzwierciedla wysoką oczekiwaną stopę zwrotu z inwestycji i tym samym zachęca inwestorów do zaangażowania się w spółkę kapitałowo.

**Rysunek 3. Zależność między efektywnym kosztem zobowiązań a P/BV (a) oraz zależność między PD a P/BV (b) w bankach giełdowych w Polsce w latach 2007–2019**



Uwaga: punkty na wykresie obrazują związek między poziomem efektywnego kosztu zobowiązań i wskaźnika P/BV (a) oraz związek wskaźnika PD i P/BV (b) dla danego banku giełdowego notowanego na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w każdym z poszczególnych kwartałów między II kw. 2007 r. i II kw. 2019 r. Wskaźniki PD zostały obliczone na podstawie kwotowań metodą Mertona.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Bloomberg.

Wstępna analiza empiryczna przeprowadzona w ramach prezentowanych w artykule badań dla polskich banków giełdowych w latach 2007–2019 wykazała negatywny związek między efektywnym kosztem ich zobowiązań a wartością wskaźnika P/BV (rysunek 3a). Spadek wskaźnika P/BV może sygnalizować pogarszającą się perspektywę zyskowności banku lub nawet zaistnienie straty finansowej. Skutkuje to wzrostem prawdopodobieństwa wystąpienia potencjalnych trudności w zakresie zaspokajania roszczeń wierzycieli przez bank. Przekłada się to bezpośrednio na wzrost ryzyka niewypłacalności banku (rysunek 3b) z racji tego, że zyski stanowią pierwszą linię obrony przed stratami oraz są głównym źródłem budowy kapitałów. W rezultacie banki charakteryzujące się niską wyceną rynkową często odznaczają się relatywnie wyższym efektywnym kosztem zobowiązań.

Wyniki wstępnej analizy skłaniają do wniosku, że zależność między P/BV a wskaźnikiem PD ma charakter nieliniowy, tzn. PD cechuje się wysoką wrażliwością na zmiany wyceny kapitału rynkowego w momencie, kiedy wartość rynkowa akcji znajduje się poniżej wartości księgowej. W sytuacji odwrotnej, kiedy wartość rynkowa kapitału istotnie przewyższa wartość księgową, relacja ta traci na znaczeniu. Powodem tego może być fakt, że przy bardzo wysokich wskaźnikach P/BV inwestorzy wyceniają ryzyko niewypłacalności banku jako marginalne. Natomiast wartości wskaźnika P/BV poniżej jedności mogą oznaczać, że bank może mieć problemy z rentownością lub osiągnięciem stabilnego modelu biznesowego działalności. Sytuacja, w której w sposób długo-

trwały bank nie jest w stanie zaspokoić oczekiwań kapitałodawców i brak jest perspektyw do poprawy wyników dochodzi do wzrostu prawdopodobieństwa niewypłacalności instytucji. Reasumując, pogarszające się wskaźniki wyceny (P/BV) mogą utrudniać pozyskanie kapitału własnego i pożyczkowego przez bank po atrakcyjnym koszcie, co w konsekwencji może negatywnie wpływać na rozwój jego akcji kredytowej.

### **Dane i metodyka badań zależności między ratingiem implikowanym a kosztem finansowania banków**

Celem właściwego badania empirycznego było określenie zależności między ratingiem implikowanym a kosztem finansowania banków. W badaniu wykorzystano rating implikowany oszacowany na podstawie cen rynkowych banków notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, który można postrzegać jako substytut względem ratingu kredytowego agencji ratingowych, m.in. takich jak S&P, Moody's i Fitch. Ponieważ rating implikowany jest pochodną wskaźnika PD, który w swojej definicji odzwierciedla zdolność banku do zaspokojenia wierzycieli [Lesle, 2012], na potrzeby badania przyjęto założenie, że wysokość PD istotnie przekłada się na koszt pozyskania źródeł finansowania banku.

Przyjmując takie założenie, dokonano weryfikacji hipotezy głównej, zgodnie z którą spadek ratingu implikowanego (wzrost wskaźnika PD) wpływa na wzrost kosztów finansowania banków (hipoteza 1). Hipotezy cząstkowe, służące do weryfikacji hipotezy głównej, sformułowano w sposób następujący:

- banki posiadające rating spekulacyjny płacą więcej za pozyskanie kapitału pożyczkowego niż banki charakteryzujące się ratingiem inwestycyjnym (hipoteza 1.1),
- wrażliwość kosztów finansowania banku jest najwyższa przy niskich poziomach wskaźnika PD ze względu na ryzyko spadku ratingu do klasy spekulacyjnej (hipoteza 1.2),
- koszty finansowania w przypadku banków kontrolowanych przez skarbu państwa są niższe niż koszty finansowania banków kontrolowanych przez kapitał prywatny (hipoteza 1.3),
- wrażliwość kosztów finansowania banków kontrolowanych przez skarbu państwa na zmiany ratingu implikowanego jest niższa niż banków kontrolowanych przez kapitał prywatny (hipoteza 1.4).

Szacunki ratingu implikowanego pobrano z bazy prowadzonej przez firmę Bloomberg. Do szacowania ratingu implikowanego Bloomberg wykorzystuje podejście DRISK. DRISK jest narzędziem analitycznym pozwalającym ocenić kondycję finansową przedsiębiorstwa i oszacować ryzyko niewykonania zobowiązania [Bloomberg]. Podejście DRISK opiera się na modelu odległości do punktu niewypłacalności zaproponowanym przez Mertona, który obecnie powszechnie stosuje się w analizie ryzyka kredytowego. Omawiany model umożliwia określenie prawdopodobieństwa niewykonania zobowiązania na podstawie cen akcji, zmienności cen i całkowitego zadłużenia.

Skala ratingowa Bloomberg składa się z trzech kategorii [Gori, 2017: 28]:

- 1) klasy inwestycyjnej IG (podklasy 1–10),
- 2) klasy spekulacyjnej HY (podklasy 1–6),
- 3) klasy ratingowej DS o bardzo wysokim ryzyku niewypłacalności.

Poszczególne klasy różnią się poziomem ryzyka. Klasa IG obejmuje podmioty o wysokiej wiarygodności kredytowej. Ryzyko kredytowe związane z podmiotami zakwalifikowanymi do klasy spekulacyjnej HY określa się jako średnie i wysokie. Klasa DS obejmuje natomiast podmioty zagrożone niewypłacalnością.

Funkcja ryzyka kredytowego przyjęta przez Bloomberg w ramach ratingu DRSK pozwala na oszacowanie parametru PD w perspektywie roku. Do każdej klasy ratingu DRSK jest przypisany parametr PD. Rating DRSK można również potraktować jako substytut ocen ratingowych przyznawanych przez międzynarodowe agencje ratingowe (tabela 1).

**Tabela 1. Skala ratingowa DRSK a rating S&P**

Rating DRSK	Rating S&P	PD w %	Rating DRSK	Rating S&P	PD w %	Rating DRSK	Rating S&P	PD w %
IG1	AAA	0,002	HY1	BB+	0,88	DS1	CCC+	15,0
IG2	AA+	0,004	HY2	BB	1,50	DS2	CCC	22,0
IG3	AA	0,008	HY3	BB-	2,40	DS3	CCC	30,0
IG4	AA-	0,0152	HY4	B+	4,00	DS4	CC	50,0
IG5	A+	0,0286	HY5	B	6,00	DS5	C	100
IG6	A	0,0529	HY6	B-	10,00	DDD	D	
IG7	A-	0,0960						
IG8	BBB+	0,1715						
IG9	BBB	0,3000						
IG10	BBB-	0,5200						

Legenda: PD (*Upper Bound*) – górna granica.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Johnson, Leggio, Shin [2018: 29]; Cai, Singenellore [2016].

W badaniu posłużono się danymi panelowymi. Obiektami, czyli jednostkami przekroju, były banki notowane na GPW w Warszawie. Uwzględniono banki wchodzące w skład indeksu WIG-banki. Według danych NBP na koniec 2019 r. ich aktywa stanowiły prawie 80% aktywów sektora bankowego [NBP, 2019: 74]. W skład indeksu WIG-Banki na koniec 2018 r. wchodziły: Alior Bank, BNP Paribas Bank Polska, Bank Ochrony Środowiska, Banco Santander, Bank Handlowy w Warszawie, Bank Millennium, Getin Holding, Getin Noble, ING Bank Śląski, Idea Bank, mBank, PKO Bank Polski, Pekao, Santander Bank Polska i UniCredit.

Wymiar czasowy analizy obejmował 47 kwartałów w latach 2007–2018. Badania rozpoczęto od II kwartału 2007 r., a ostatnim okresem uwzględnionym w analizie był IV kwartał 2018 r. Panel miał charakter niezbilansowany, ponieważ nie dla wszystkich banków były dostępne obserwacje z całego okresu.

Wskaźniki finansowe banków pozyskano z platformy Market Intelligence (wcześniej IQ Capital i SNL) prowadzonej przez S&P. Wartości wskaźnika

prawdopodobieństwa niewykonania zobowiązania (PD) pochodziły z bazy danych Bloomberg. Z tej samej bazy pozyskano również dane makroekonomiczne oraz dotyczące sytuacji na rynkach finansowych.

Na potrzeby badań dokonano uporządkowania danych. Po pierwsze, wykluczono instytucje, dla których ciąg danych był krótszy niż osiem kolejnych kwartałów. W ten sposób usunięto z próby banki rozpoczynające działalność operacyjną. Po drugie, w analizowanym okresie struktura własnościowa sektora bankowego ulegała zmianom wynikającym z fuzji i przejęć (M&A). W celu uchwycenia tego zjawiska wprowadzono zmienne zero-jedynkowe przyjmujące wartość jeden dla okresów, w których nastąpiła fuzja lub przejęcie, oraz zero dla pozostałych okresów. Po trzecie, wzorem Bui et al. [2017] oraz wielu innych badaczy dane bankowe poddano winsoryzacji na poziomie 5 i 95 percentyla.

W badaniu koszt finansowania wyrażono jako różnicę (*SPREAD*) między efektywnym kosztem zobowiązań (rozumianym jako stosunek zannualizowanego kosztu odsetkowego i zobowiązań banku) a stopą rynku międzybankowego. Tak określona zmienna charakteryzowała się wysokim stopniem autoregresji, dlatego przyjęto dynamiczną postać modelu panelowego. Opisuje to równanie (1).

$$SPREAD_{i,t} = \beta_0 + SPREAD_{i,t-1} + \beta_2 PD1Y\_HY_{i,t} + \beta_3 SOV_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + v_{i,t} \quad (1)$$

gdzie:

*SPREAD* – marża finansowania,

*i* – bank,

*t* – okres,

*PD1Y\_HY*; *SOV* – zmienne binarne,

*X* – wektor zmiennych kontrolnych,

$v_{i,t}$  – składnik losowy składający się z efektu losowego ( $\mu_{i,t}$ ) i efektu indywidualnego ( $\alpha_i$ ).

Zmienna *PD1Y\_HY* stanowiła kluczową zmienną objaśniającą w badaniu. Jest to zmienna binarna przyjmująca wartość 1 dla ratingu spekulacyjnego (implikowanego z cen rynkowych) oraz 0 dla ratingu inwestycyjnego. Oczekuje się, że rating spekulacyjny jest pozytywnie powiązany z kosztem finansowania (*SPREAD*). Tym samym banki posiadające rating implikowany na poziomie równym i niższym od BB+ (wg skali S&P i Fitch) oraz Ba1 (wg skali Moody's)<sup>4</sup> płacą więcej za pozyskanie kapitału od wierzycieli. Badaniem objęto również wpływ samego wskaźnika prawdopodobieństwa niewykonania zobowiązań w okresie roku (*PD1Y*) na marżę finansowania (*SPREAD*). W przeciwieństwie do *PD1Y\_HY* jest to zmienna typu ciągłego wahająca się

<sup>4</sup> Zgodnie z oznaczeniami stosowanymi na skalach ratingowych przez międzynarodowe agencje ratingowe obligacje sklasyfikowane poniżej oceny BBB- przez S&P i Fitch oraz Baa3 przez Moody's są uznawane za instrumenty spekulacyjne z podwyższonym prawdopodobieństwem niespłacenia zobowiązania.

w przedziale od 0 do 100. Na potrzeby badania przyjęto założenie, że wzrost prawdopodobieństwa niewykonania zobowiązania przez dłużnika oddziałuje na wzrost kosztów finansowania. Dodatkowo założono, że zależność między *SPREAD* a *PD* może mieć charakter nieliniowy, tzn. wierzyciele bardziej reagują na zmianę ratingu implikowanego (wynikającego z *PD*) w momencie, kiedy bank odznacza się wysoką oceną kredytową niż w przypadku, kiedy charakteryzuje się niską zdolnością spłaty zobowiązań.

Ponieważ w świetle danych na koniec 2019 r. polski kapitał kontrolował ponad połowę aktywów sektora, z czego skarb państwa odpowiadał za ok. 40%, a inwestorzy prywatni za ok. 14% [KNF, 2019: 5], wprowadzono zmienną reprezentującą strukturę własnościową banku *SOV*. *SOV* przyjmowała wartość 0, kiedy większość udziałów banku pozostawała w rękach prywatnego podmiotu krajowego i zagranicznego oraz wartość 1, kiedy większość udziałów banku pozostawała pod kontrolą (bezpośrednią lub pośrednią) państwa. Dodatkowo zmienną *PD1Y* powiązано ze zmienną *SOV* ( $PD1Y \times SOV$ ) w celu weryfikacji, czy koszt finansowania banków będących pod kontrolą skarbu państwa jest mniej wrażliwy na zmiany ratingu implikowanego (zob. wzór 2).

$$SPREAD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SPREAD_{i,t-1} + \beta_2 PD1_{i,t} + \beta_3 SOV_{i,t} + \beta_4 PD1Y_{i,t} \times SOV_{i,t} + \beta_5 X_{i,t} + v_{i,t} \quad (2)$$

gdzie:

*PD1Y* – prawdopodobieństwo niewykonania zobowiązania przez bank w okresie roku,

pozostałe objaśnienia symboli jak w równaniu (1).

Wektor zmiennych kontrolnych ( $X_{i,t}$ ) dla równania (1) i (2) zawierał zmienne o charakterze bankowym oraz makro-finansowym. Te pierwsze miały za zadanie kontrolować wpływ modelu finansowania, apetytu na ryzyko, efektywności oraz ogólnej sytuacji finansowej banku na marżę finansowania. Zadaniem tych drugich był pomiar wpływu ogólnej sytuacji gospodarczej oraz sytuacji na rynkach finansowych (np. poziomu awersji do ryzyka) na koszt pozyskiwania finansowania przez bank. Dane bankowe, na podstawie których przeprowadzono regresję, zostały opóźnione o jeden kwartał w celu ograniczenia problemu endogeniczności z powodu symultaniczności [Schultz, Tan, Walsh, 2010]. Do zmiennych kontrolnych o charakterze bankowym zaliczono:

- wskaźnik dźwigni finansowej (*LR*, kapitał własny Tier1/suma bilansowa banku), obrazujący zdolność banku do absorpcji strat,
- wskaźnik kredytów zagrożonych (*NPL*, kredyty zagrożone/portfel kredytowy), wskazujący w badaniu na poziom ryzyka kredytowego banku. Wysokie wartości *NPL* świadczą o wysokim poziomie zakumulowanego ryzyka kredytowego i niskiej jakości zarządzania tym ryzykiem, co powinno skłaniać wierzycieli do żądania wyższej premii za ryzyko za powierzenie kapitału,

- wskaźnik rentowności aktywów (*ROA*, zysk netto/suma bilansowa), wskazujący na zdolność do generowania zysków przez bank i efektywność modelu biznesowego przyjętego przez bank. Wskaźnik ten powinien być negatywnie skorelowany z kosztem finansowania banku,
- wskaźnik aktywów płynnych (*LIQUIDITY*, aktywa płynne/suma bilansowa) oraz wskaźnik udziału depozytów stabilnych w pasywach ogółem (*DEP\_SHARE*, depozyty sektora niefinansowego/suma bilansowa) wskazujące na zdolność banku do absorpcji ryzyka płynności/finansowania za pomocą dostępnych aktywów płynnych i stabilnych źródeł finansowania. Wyższe poziomy środków płynnych i stabilna struktura finansowania oznaczały niższy poziom ryzyka płynności i finansowania banków, stąd powinny być negatywnie powiązane ze zmienną objaśnianą.

Do zmiennych o charakterze makrofinansowym zaliczono:

- indeks *SOV\_CISS* obrazujący napięcia na rynku skarbowych instrumentów dłużnych. Wskaźnik bierze pod uwagę sygnały płynące z danych dotyczących premii za ryzyko kredytowe państwa wyrażonej (a) spreadem między rentownością obligacji skarbowych a stopą swap dla kontraktu o porównywalnej zapadalności, (b) zmiennością cen obligacji skarbowych oraz spreadem między ceną ich sprzedaży i ceną ich zakupu<sup>5</sup>. Wzrost indeksu sygnalizował rosnący poziom napięć na krajowym rynku obligacji skarbowych i pozwalał kontrolować wpływ kondycji finansowej państwa na koszt finansowania banków. Wyższy poziom ryzyka kredytowego państwa powinien wpływać negatywnie na rating państwa, który często stanowi górną granicę dla ratingu instytucji finansowych,
- *OIS spread*<sup>6</sup> wyznaczony jako różnica między stawką rynku międzybankowego WIBOR3M a stawką OIS obrazuje poziom ryzyka kredytowego na rynku międzybankowym. Rosnąca wartość spreadu świadczy o wzroście awersji do ryzyka, co powinno utrudniać bankom pozyskanie kapitału po niskim koszcie,
- wskaźniki rocznej realnej dynamiki produktu krajowego brutto (*PKB*) oraz poziomu trzymiesięcznej stopy rynku międzybankowego (*WIBOR*), które miały za zadanie kontrolować wpływ cyklu gospodarczego na koszt finansowania w gospodarce.

Zgodnie ze wzorem 1 dla niektórych jednostek przekroju zmienne objaśniające były stałe w czasie (np. struktura własnościowa lub klasa ratingu), zatem próba oszacowania modelu z efektami stałymi (FE) spowodowałaby ich usunięcie z badania w efekcie transformacji wewnątrzgrupowej. Ponadto, w przypadku dynamicznych modeli panelowych tradycyjne metody estymacji modeli FE i RE są obciążone [Wooldridge, 2010]. Z powyższych względów do estymacji parametrów modelu wykorzystano skorygowaną bezwarunkową

<sup>5</sup> Konstrukcja wskaźnika została opisana szerzej przez C. Garcia-de-Andoain i M. Kremera [2017].

<sup>6</sup> Swap indeksowany stopą overnight (OIS) – swap stopy procentowej stałej do zmiennej, w którym część zmienna jest powiązana z dzienną referencyjną stawką jednodniową (<http://www.acipolska.pl/index.php/fixing-fra-irs-i-ois/ois.html>).



metodę największej wiarygodności (*Unconditional Quasi-Maximum Likelihood Estimator*) dla dynamicznych modeli panelowych z efektami losowymi [Bhargava, Sargan, 1983]<sup>7</sup>.

### Prezentacja statystyk opisowych

W tabeli 2 przedstawiono statystyki opisowe dla zmiennych wykorzystanych w badaniu. Z ich analizy wynika, że w latach 2007–2018 marża finansowania (*SPREAD*) utrzymywała się na ujemnych poziomach. Średnia wartość marży w analizowanym okresie wyniosła (–0,17%) przy odchyleniu standardowym równym 1,83%. Świadczy to o tym, że banki pozyskiwały kapitał pożyczkowy po niższym koszcie, niż był on dostępny na rynku międzybankowym, co było korzystnym zjawiskiem z punktu widzenia generowanego wyniku finansowego.

Tabela 2. Statystyki opisowe analizowanych zmiennych

Zmienne	Liczba obserwacji	Średnia	Mediana	Min.	Max.	Odchylenie	p75	p95
<i>SPREAD</i>	1674	–0,172	–0,42	–3,773	8,52	1,832	0,438	3,574
<i>PDIY</i>	490	0,148	0,059	0,001	7,699	0,412	0,134	0,533
<i>PDIY_HY</i>	490	0,061	0	0	1	0,24	0	1
<i>SOV</i>	1881	0,097	0	0	1	0,296	0	1
<i>ASSETS</i>	1881	22,791	22,968	19,482	25,909	1,699	24,248	25,433
<i>ROA</i>	1681	0,704	0,681	–6,575	3,346	1,173	1,279	2,489
<i>LR</i>	1881	12,128	9,386	0,755	98,041	10,77	12,842	29,778
<i>NPL</i>	1780	8,705	7,958	0,246	29,212	5,186	11,12	19,023
<i>DEPOSITS</i>	1822	44,579	49,851	0,025	84,194	26,163	66,861	79,274
<i>LIQUIDITY</i>	1813	16,697	14,812	0,052	61,47	12,3	23,473	41,847
<i>WIBOR</i>	1881	3,574	3,823	1,67	6,521	1,517	4,741	6,325
<i>GDP</i>	1881	3,704	3,597	0,112	7,082	1,611	4,985	6,769
<i>OIS</i>	1881	0,527	0,3	0,01	2,18	0,481	0,54	1,49
<i>SOV CISS</i>	1881	0,494	0	0	16,953	1,762	0	4,169

Źródło: obliczenia własne.

Szacowane prawdopodobieństwo niewykonania zobowiązania w okresie rocznym (*PDIY*) wyniósł średnio 0,15%, przy odchyleniu standardowym równym 0,41%. W analizowanych latach badane banki wykazywały bardzo niskie prawdopodobieństwo bankructwa. Na podstawie danych zamieszczonych w tabeli 1 można stwierdzić, że przy tym poziomie wskaźnika *PD* banki charakteryzowały się ratingiem na poziomie IG-8, czyli ratingiem inwesty-

<sup>7</sup> Omawiana metoda została zastosowana w programie ekonometrycznym STATA poprzez użycie komendy *xtdpqml* [Kripfganz, 2016].

cyjnym, który w przełożeniu na klasyfikację agencji ratingowych S&P i Fitch oznaczał ocenę na poziomie BBB+ (Baa1 według skali agencji Moody's). Dla wskaźnika PD odnotowano maksymalną wartość na poziomie 7,7%, co oznaczało, że rynek na takim poziomie oceniał ryzyko niewypłacalności banku w perspektywie rocznej. Bankiem, w przypadku którego odnotowano najwyższą wartość wskaźnika PD, był Idea Bank, który w IV kw. 2018 r. zmagął się z problemami płynnościowymi [Parkiet, 2019].

W tabeli 3 przedstawiono współczynniki korelacji między zmiennymi modelu. W badanym okresie zauważalna była dodatnia korelacja między wskaźnikiem prawdopodobieństwa niewykonania zobowiązania (*PDIY*) a kosztem finansowania (*SPREAD*). Większość par zmiennych przejawiała niską lub co najwyżej umiarkowaną korelację, co ograniczało problem współliniowości w modelu regresji.

**Tabela 3. Macierz korelacji analizowanych zmiennych**

Zmienne	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
(1) <i>SPREAD</i>	1,000													
(2) <i>PDIY</i>	0,208	1,000												
(3) <i>PDIY_HY</i>	0,261	0,593	1,000											
(4) <i>SOV</i>	0,115	0,004	-0,041	1,000										
(5) <i>ASSETS</i>	-0,160	-0,214	-0,136	-0,161	1,000									
(6) <i>ROA</i>	-0,595	-0,337	-0,370	-0,111	0,418	1,000								
(7) <i>LR</i>	-0,180	-0,254	-0,308	0,029	0,453	0,489	1,000							
(8) <i>NPL</i>	0,298	0,293	0,262	0,185	-0,304	-0,265	0,009	1,000						
(9) <i>DEPOSITS</i>	0,367	0,061	0,005	0,049	0,235	-0,041	0,112	-0,099	1,000					
(10) <i>LIQUIDITY</i>	-0,260	-0,134	-0,143	-0,301	-0,086	0,140	0,049	-0,005	-0,407	1,000				
(11) <i>WIBOR</i>	-0,649	-0,047	-0,049	-0,047	-0,264	0,306	-0,312	-0,096	-0,389	0,017	1,000			
(12) <i>GDP</i>	-0,095	0,071	0,010	0,069	0,061	-0,085	0,073	0,015	0,177	0,037	-0,260	1,000		
(13) <i>OIS</i>	-0,331	0,088	0,202	-0,014	-0,186	0,079	-0,303	-0,044	-0,291	0,067	0,586	-0,173	1,000	
(14) <i>SOV_CISS</i>	-0,003	0,037	0,004	0,829	-0,210	-0,052	-0,046	0,106	-0,023	-0,290	0,123	-0,015	0,150	1,000

Źródło: obliczenia własne.

## Wyniki badań

W tabeli 4 przedstawiono wyniki czterech estymacji przeprowadzonych na podstawie równania bazowego (1) z użyciem kolejnych zmiennych objaśniających.

Hipoteza o nieistotności regresji została odrzucona testem F Fishera-Snedecora. Odrzucenie hipotezy było równoznaczne z tym, że co najmniej jeden współczynnik regresji był różny od zera, tzn. istniał związek liniowy między zmienną zależną a zmiennymi niezależnymi.

Tabela 4. Determinanty marży (spreadu) finansowania – oszacowania modeli panelowych

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L. SPREAD</i>	0,771*** (0,049)	0,779*** (0,042)	0,768*** (0,051)	0,713*** (0,038)
<i>PDIY</i>	0,387*** (0,148)		0,245* (0,125)	0,045 (0,035)
<i>PDIY_HY</i>		0,070** (0,035)		
<i>PDIY_sq</i>			-0,026* (0,015)	
<i>PDIY × SOV</i>				-0,170* (0,103)
<i>SOV</i>	-0,063 (0,060)	-0,022 (0,059)	-0,051 (0,060)	-0,095* (0,055)
<i>L. ASSETS</i>	-0,018 (0,036)	-0,031 (0,027)	-0,022 (0,032)	-0,091* (0,052)
<i>L. ROA</i>	-0,031 (0,043)	-0,007 (0,031)	-0,012 (0,045)	-0,045 (0,053)
<i>L. LR</i>	-0,037*** (0,012)	-0,028** (0,012)	-0,036*** (0,012)	-0,041*** (0,010)
<i>L. NPL_NF</i>	0,011 (0,013)	0,005 (0,009)	0,009 (0,013)	0,014 (0,010)
<i>L. DEPOSITS_SH~E</i>	0,004 (0,002)	0,004** (0,002)	0,004* (0,002)	0,003 (0,002)
<i>L. LIQUIDITY</i>	-0,007** (0,004)	-0,006* (0,003)	-0,007** (0,003)	-0,009*** (0,002)
<i>WIBOR</i>	-0,085** (0,035)	-0,077** (0,033)	-0,086** (0,037)	-0,186*** (0,029)
<i>GDP</i>	-0,132*** (0,013)	-0,132*** (0,011)	-0,133*** (0,013)	-0,148*** (0,011)
<i>OIS</i>	0,217*** (0,063)	0,167*** (0,052)	0,198*** (0,056)	0,161*** (0,056)
<i>SOV_CISS</i>	0,013 (0,011)	0,010 (0,009)	0,011 (0,012)	0,019* (0,011)
Współczynnik R-kwadrat	0,75	0,71	0,77	0,78
Liczba obserwacji	441	441	441	441
Liczba jednostek	13	13	13	13
Efekty czasowe	TAK	TAK	TAK	TAK

Uwaga: \* $p < 0,1$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \*\*\* $p < 0,01$ . Błędy standardowe w nawiasach. Zmienne opóźnione o jeden okres oznaczono literą L.

Źródło: obliczenia własne.

Dane zawarte w tabeli 4 wskazują, że występowały wysokie wartości klasycznego współczynnika determinacji R-kwadrat dla oszacowanych modeli. Jest to jednak typowe w przypadku zawarcia w modelu zmiennej zależnej opóźnionej w czasie wśród zmiennych objaśniających, stąd interpretacja tego wskaźnika może rodzić wiele wątpliwości. Testy stabilności modelu (testy

odporności na błędy) pokazały, że po wyłączeniu tej zmiennej z równania (2) R-kwadrat spadł do poziomu około 0,35, co w przypadku danych panelowych nadal jest wynikiem zadowalającym.

Wyniki estymacji zaprezentowane w kolumnie (2) tabeli 4 pozwoliły pozytywnie zweryfikować hipotezę 1.1 zakładającą, że banki posiadające rating spekulacyjny płacą więcej za pozyskanie kapitału pożyczkowego niż banki charakteryzujące się ratingiem inwestycyjnym. W szczególności wyniki estymacji pokazały, że koszt finansowania banków z ratingiem spekulacyjnym był wyższy o 39 pb. w stosunku do banków posiadających rating implikowany na poziomie wyższym niż BB+.

W kolumnie (3) tabeli 4 istotny i negatywny parametr przy zmiennej  $PD1Y\_sq$  świadczy o tym, że relacja między wskaźnikiem  $PD1Y$  a marżą finansowania miała charakter nieliniowy kształtem przypominający odwróconą literę U. Wzrost wskaźnika PD prowadził do silnego wzrostu kosztu finansowania przy niskich jego wartościach, przy czym wrażliwość ta traciła na sile wraz ze wzrostem wskaźnika PD. Zgodnie z hipotezą 1.2 uzyskane wyniki wskazują, że wrażliwość kosztów finansowania banku była najwyższa przy niskich poziomach wskaźnika PD ze względu na ryzyko spadku ratingu do klasy spekulacyjnej.

Parametr strukturalny zmiennej odpowiadającej za państwową strukturę własności ( $SOV$ ) przyjmował negatywne wartości (kolumny 1–3), ale nie był statystycznie istotny, co doprowadziło do odrzucenia hipotezy 1.3 zakładającej, że banki kontrolowane przez skarb państwa mogą po niższym koszcie finansować się na rynku ze względu na domyślne gwarancje państwowe.

W kolumnie (4) tabeli 4 dokonano zmiany w specyfikacji modelu poprzez wprowadzenie zmiennej odpowiadającej za interakcje między zmienną binarną odpowiadającą za państwową strukturę własności i wskaźnikiem PD ( $PD1Y \times SOV$ ). Pomimo że parametr przy zmiennej  $PD1Y$  stał się statystycznie nieistotny, to test F dla zmiennych  $PD1Y$  i zmiennej interakcyjnej ( $PD1Y \times SOV$ ) wykazał łączną istotność badanej grupy parametrów. Ujemny i statystycznie istotny parametr przy zmiennej interakcyjnej świadczył o tym, że koszt finansowania objętych badaniem banków kontrolowanych przez skarb państwa był mniej wrażliwy na zmiany wskaźnika PD w porównaniu z pozostałymi bankami. Z racji tego, że banki kontrolowane przez skarb państwa charakteryzują się domyślnymi gwarancjami państwa, wzrost wskaźnika PD dla tych banków nie prowadzi do wzrostu kosztów finansowania. Pewnym wytłumaczeniem takiej sytuacji jest fakt, że w okresie napięć rynkowych deponenci mogą być skłonni do lokowania swoich środków w bankach z domyślną gwarancją skarbu państwa, żądając przy tym wyższej premii za ryzyko z tytułu ulokowania swoich środków w bankach prywatnych. W świetle powyższych argumentów nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy 1.4.

W kolumnie (1) tabeli 4 widoczne jest, że parametr przy wskaźniku  $PD1Y$  był dodatni oraz istotny statystycznie na poziomie 5%. Oznaczało to, że wzrost wskaźnika PD o 1 pp. prowadził do wzrostu marży finansowania o 7 pb. Biorąc pod uwagę, że średni poziom marży w analizowanym okresie wyniósł  $-0,17\%$ ,

efekt oddziaływania PD na *SPREAD* był istotny zarówno w sensie statystycznym, jak i ekonomicznym. W świetle przedstawionych wyników badań brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy głównej zakładającej, że spadek ratingu implikowanego wpływa na wzrost kosztów finansowania banków (hipoteza 1).

Spośród zmiennych kontrolnych o charakterze bankowym statystycznie istotnymi okazały się wskaźnik dźwigni finansowej (*LR*) oraz wskaźnik aktywów płynnych (*LIQUIDITY*). Współczynnik kierunkowy przy obu zmiennych osiągnął wartości negatywne.

Spośród zmiennych makro-finansowych statystycznie istotna okazała się większość analizowanych wskaźników, co obrazowało znaczący wpływ sytuacji zewnętrznej na funkcjonowanie banków w badanym okresie. W szczególności wyższa dynamika PKB przekładała się na niższy koszt finansowania banków, natomiast napięcia na rynku międzybankowym prowadziły do wzrostu kosztu pozyskania środków przez banki. Wzrost aktywności gospodarczej zazwyczaj prowadzi do poprawy wyników banków i ograniczenia ryzyka, co w następstwie powoduje spadek kosztu finansowania. Z drugiej strony, wzrost *OIS spreadu* obrazował wzrastającą awersję do ryzyka i tym samym przekładał się na wyższą premię (kredytową i płynnościową), jaką banki musiały płacić za pozyskanie nowych źródeł finansowania. Parametr przy zmiennej *WIBOR* okazał się również ujemny i istotny statystycznie. Na uzyskany wynik w istotnym stopniu mogła wpłynąć konstrukcja zmiennej objaśnianej, która odzwierciedlała rozpiętość między efektywnym kosztem zobowiązań banków a 3-miesięczną stopą rynku międzybankowego. Dodatkowo ujemny parametr przy zmiennej *WIBOR* mógł świadczyć o tym, że banki w Polsce z pewnym opóźnieniem przeliczywały w badanych latach stopy oprocentowania depozytów (stanowiących ich główne źródło finansowania) w stosunku do momentu zmiany stóp rynkowych, co prowadziło do chwilowego wzrostu ujemnej marży finansowania. Istotne statystycznie okazały się również parametry przy zmiennych o charakterze autoregresyjnym, co świadczyło o persistencji marży finansowania w czasie.

## Podsumowanie

Przedstawione w artykule wyniki badań własnych dotyczyły związków między ratingiem implikowanym a kosztem finansowania w bankach notowanych na GPW w Warszawie w latach 2007–2019. Wyniki badań pozwoliły sformułować wniosek o istnieniu zależności między ratingiem implikowanym a kosztem finansowania. Wyższy rating implikowany wiązał się bowiem z możliwością uzyskania przez bank korzyści w postaci niższych kosztów finansowania. Istotny wzrost kosztów pozyskania zewnętrznych źródeł finansowania występował w przypadku banków notowanych na GPW w Warszawie, których rating implikowany znalazł się na poziomie spekulacyjnym. Związek między ratingiem implikowanym (mierzonym wskaźnikiem PD) a kosztem finansowania pożyczkowego nie miał jednak charakteru liniowego, gdyż

wzrost wskaźnika PD prowadził do silnego wzrostu kosztu finansowania przy niskich jego wartościach, przy czym wrażliwość ta traciła na sile wraz ze wzrostem wskaźnika PD.

Silną wrażliwość kosztu finansowania przy niskich wartościach wskaźnika PD można tłumaczyć reakcją uczestników rynku na rosnące ryzyko pojawienia się trudności finansowych, które mogły skutkować utratą przez bank ratingu inwestycyjnego. Z drugiej strony krańcowy koszt finansowania mógł spadać w coraz szybszym tempie w sytuacji, kiedy ryzyko to się oddalało. W bankach z ponadprzeciętnie wysokim wskaźnikiem PD zazwyczaj ryzyko już się częściowo zmaterializowało i w znacznym stopniu odzwierciedlały je ceny rynkowe, a więc reakcja uczestników rynku mogła być bardziej wyważona z racji mniejszej niepewności co do źródeł wystąpienia trudności finansowych.

Uzyskane wyniki nie dostarczyły jednoznacznych dowodów na to, że banki kontrolowane przez skarż państwa charakteryzowały się niższym kosztem finansowania w stosunku do banków kontrolowanych przez kapitał prywatny. Oznaczały się one jednak mniejszą wrażliwością w zakresie kosztu finansowania na zmiany ratingu oszacowanego na podstawie cen rynkowych w stosunku do pozostałych banków. Wyjaśnieniem tego zjawiska może być fakt, że w przypadku banków kontrolowanych przez państwo istnieje duże prawdopodobieństwo uzyskania pomocy publicznej, co znacząco redukuje ryzyko ich bankructwa. Dlatego inwestorzy i deponenci mogą mniej gwałtownie reagować na wzrost prawdopodobieństwa bankructwa banku znajdującego się pod kontrolą kapitału państwowego i nie oczekiwać dodatkowej premii za ryzyko, gdyż chronią ich dorozumiane gwarancje państwowe.

## Bibliografia

- Andrews A.M. [2005], *State-Owned Banks, Stability, Privatization, and Growth: Practical Policy Decisions in a World Without Empirical Proof*, IMF Working Paper, International Monetary Fund.
- Adelino M., Ferreira M.A. [2016], Bank Ratings and Lending Supply: Evidence from Sovereign Downgrades, *The Review of Financial Studies*, 29(7), 1709–1746.
- Almeida H., Cunha I., Ferreira M.A., Restrepo F. [2016], The Real Effect of Credit Ratings: The Sovereign Ceiling Channel, *The Journal of Finance*, <https://ssrn.com/abstract=2349051>, dostęp: 1.10.2020.
- Andersson M., Kok C., Mirza H., Móré C., Mosthaf J. [2018], *How can euro area banks reach sustainable profitability in the future?*, Special Feature, *Financial Stability Review*, ECB.
- Arnould G., Pancaro C., Żochowski D. [2020], *Bank funding costs and solvency*, Working Paper Series No 2356, ECB.
- Babihuga R., Spaltro M. [2014], *Bank Funding Costs for International Banks*, IMF Working Paper WP/14/71.
- Bhargava A., Sargan J.D. [1983], Estimating dynamic random effects models from panel data covering short time periods, *Econometrica* 51, 1635–1659.

- Bloch D. [2014], Klauzule *rating triggers* oraz zagrożenie dla stabilności rynku z nich wynikające, *Acta Universitatis Lodzianensis, Folia Oeconomica*, 2(301): 19–28.
- Borsuk M. [2017], Implikowany koszt kapitału w polskim sektorze bankowym, *Zarządzanie i Finanse*, 15(1): 5–16.
- Cull R., Peria M., Verrier J. [2017], *Bank Ownership: Trends and Implications*, IMF Working Paper, WP/17/60, International Monetary Fund.
- Default Risk: Dig deeper, see more*, Bloomberg.
- EBA [2018], *Risk Assessment Questionnaire – Summary of the Results*.
- Frei Ch. [2017], *Modeling Credit Risk of Loan Portfolios in the Presence of Autocorrelation (Part 2)*, Practitioner Seminar in Financial and Insurance Mathematics, UBS.
- Garcia-de-Andoain C., Kremer M. [2017], Beyond spreads: Measuring sovereign market stress in the euro area, *Economics Letters*, 159: 153–156.
- Gori E., Gori G. [2017], *Credit ratings: a new objective method using the Rasch model*, Università Degli Studi di Udine.
- Hau H., Langfield S., Marques-Ibanez D. [2012], *Bank ratings. What determines their Quality*, European Central Bank: Working Paper Series No. 1484.
- <https://www.parkiet.com/Banki/190319950-Getin-Noble-i-Idea-Bank-splacily-pozyczke-od-NBP.html>
- Iannotta G., Nocera G., Sironi A. [2013], The Impact of Government Ownership on Bank Risk, *Journal of Financial Intermediation*, 22: 152–176.
- Johnson M., Leggio K., Shin Y.S. [2018], Assessment of Credit Risk Models on Rule 144A Corporate Bonds, [http://www.fmaconferences.org/SanDiego/Papers/YS\\_Credit\\_Risk\\_Models.pdf](http://www.fmaconferences.org/SanDiego/Papers/YS_Credit_Risk_Models.pdf), dostęp: 1.10.2020.
- Karam P., Merrouche O., Souissi M., Turk R. [2015], *Real effect of credit rating downgrades*, VOX CEPR Policy Portal.
- Karam P., Merrouche O., Souissi M., Turk R. [2014], *The Transmission of Liquidity Shocks: The Role of Internal Capital Market and Bank Funding Strategies*, IMF Working Paper, WP/14/207.
- Kerry W. [2019], *Finding the Bad Apples in the Barrel: Using the Market Value of Equity to Signal Banking Sector Vulnerabilities*, Working Paper No. 19/180.
- Kim S.-J., Wu E. [2011], International bank flows to emerging markets: Influence of sovereign credit ratings and their regional spillover effects, *Journal of Financial Research*, 34(2).
- Kisgen D.J. [2003], Credit Ratings and Capital Structure, <https://pdfs.semanticscholar.org/be6d/411165d083606d5adb35d3b33b935418de7d.pdf>.
- KNF [2019], *Informacja na temat sytuacji sektora bankowego*.
- Kou J., Varotto S. [2005], *Predicting Agency Rating Migrations with Spread Implied Ratings*, ISMA Centre Discussion Papers in Finance DP2005–06.
- Kripfganz S. [2016], Quasi – maximum Likelihood Estimation of Linear Dynamic Short-T panel-data Models, *The Stata Journal*: 107–150.
- Langohr H., Langohr R. [2008], *The rating agencies and their credit ratings. What They Are, How They Work, And Are They Are Relevant*, WILEY, John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ, England.

- Le Lesle V. [2012], *Bank debt in Europe. Are funding models broken*, IMF Working Paper 12/299, IMF.
- Levy-Yeyati E., Micco A., Panizza U. [2004], *State-Owned Banks: Do They Promote or Depress Financial Development and Economic Growth?*, <https://ssrn.com/abstract=629384>, dostęp: 1.10.2020.
- Łuczka T. [2009], Filozofia ratingu a wielkość przedsiębiorstwa, *Ekonomiczne Problemy Usług*, 34: 646–653.
- Mensah M.O., Agbloyor E.K., Harvey S.K., Fiador V.O. [2017], Sovereign credit ratings and bank funding cost: Evidence from Africa, *Research in International Business and Finance*, 42.
- KNF [2020], *Informacja na temat sytuacji sektora finansowego*, Warszawa.
- NBP [2019], *Raport o stabilności systemu finansowego*, Warszawa.
- OECD [2010], *Competition and Credit Rating Agencies*.
- Panetta F. [2011], *The impact of sovereign credit risk on bank funding conditions*, CGFS Papers No. 43, Committee on the Global Financial System.
- Poon W.P.H., Hasan I., Zhang G., Shen J. [2016], *Are market implied ratings viable alternatives to credit ratings?*, <http://www.fmaconferences.org/Vegas/Papers/MIR2016FMA.pdf>, dostęp: 1.10.2020.
- Raiffeisen RESEARCH [2019], *CEE Banking Sector Report 2019*.
- Rhee R.J. [2014], Incentivizing Credit Rating Agencies under the Issuer Pay Model Through a Mandatory Compensation Competition, *Banking&Financial Services Policy Report*, 33(4): 1–11.
- Schich S., Lindh S. [2012], Implicit Guarantees for Bank Debt: Where do We Stand?, *OECD Journal: Financial Market Trends*, 2(1): 1–22.
- Schultz E.L., Tan D.T., Walsh K.D. [2010], Endogeneity and the corporate governance – performance relation, *Australian Journal of Management*, 35(2): 145–163.
- Smith J.A., Grill M., Lang J.H. [2017], *The leverage ratio, risk-taking and bank stability*, Working Paper Series No. 2079, ECB.
- Tsoukas S., Spaliara M-E. [2014], Market Implied Ratings and Financing Constraints: Evidence from US Firms, *Journal of Business Finance & Accounting*, 41 (1–2): 242–269.
- Wooldridge J.M. [2010], *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- ZBP [2019], *Polska i Europa – wyzwania i ograniczenia 2019*, wydanie VI.
- Wooldridge J.M. [2001], Applications of Generalized Method of Moment Estimation, *Journal of Economic Perspectives*, 15: 87–100.