

Problemy i poglądy

.....

DOI: 10.26354/bb.1.2.83.2021

Wojciech Grabowski*
ORCID: 0000-0002-6707-3736
Wojciech.Grabowski@uni.lodz.pl

Pandemia koronawirusa, komunikaty ESPI a udział banków komercyjnych w ryzyku systemowym

Streszczenie

W niniejszym artykule prezentowane są wyniki badania empirycznego poświęconego kontrybucji do ryzyka systemowego instytucji finansowych wchodzących w skład indeksu WIG-BANKI. Wykorzystywane są dane dzienne od początku 2013 roku do końca marca 2021 roku oraz metoda „Component Expected Shortfall”. Wyniki obliczeń wskazują na wzrost kontrybucji do ryzyka systemowego największych instytucji finansowych wraz z wybuchem pandemii koronawirusa. Jednocześnie okresy podwyższonej kontrybucji zestawiane są z komunikatami ESPI dotyczącymi sytuacji banku. Wyniki przeprowadzonej analizy wskazują, że pojawianie się negatywnych informacji dotyczących danej instytucji oraz przeplatanie się komunikatów optymistycznych i pesymistycznych przyczyniało się do wzrostu kontrybucji banku do ryzyka systemowego.

Finansowanie: Badanie powstało w ramach grantu Narodowego Centrum Nauki o numerze 2015/19/D/HS4/03554

Słowa kluczowe: ryzyko systemowe, kryzys finansowy, podejście Component Expected Shortfall

JEL: G01, G21, C58

* Wojciech Grabowski – dr hab., prof. Uniwersytetu Łódzkiego, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych.

The Coronavirus Pandemic, ESPI Messages and Contribution of Banks to Systemic Risk

Abstract

This article presents the results of an empirical study on the contribution to systemic risk of financial institutions included in the WIG-BANKI index. Daily data from the beginning of 2013 to the end of March 2021 and the "Component Expected Shortfall" method are used. The results of the calculations indicate an increase in the contribution to systemic risk of the largest financial institutions with the outbreak of the coronavirus pandemic. At the same time, periods of increased contribution are compared to ESPI's announcements regarding the bank's situation. The results of the analysis show that the appearance of negative information about a given institution and the interweaving of optimistic and pessimistic messages resulted in the increase in the bank's contribution to systemic risk.

Key words: systemic risk, financial crisis, Component Expected Shortfall

Wstęp

Rezultatem wybuchu i rozprzestrzenienia się Globalnego Kryzysu Finansowego 2007–2009 było bankructwo wielu instytucji finansowych w Stanach Zjednoczonych i innych krajach. Wiele banków centralnych stosowało niekonwencjonalne działania z zakresu polityki monetarnej, natomiast rządy poszczególnych państw wprowadzały impulsy fiskalne mające na celu złagodzenie negatywnych skutków kryzysu finansowego. Globalny kryzys finansowy i pogorszenie sytuacji w sektorze pośrednictwa finansowego miały negatywny wpływ na gospodarkę i zatrudnienie. Przeciwdziałanie negatywnym skutkom kryzysów bankowych jest ważne z tego powodu, że na ogół trwają one dłużej i przyczyniają się do większego spadku dochodów niż kryzysy o innej genezie¹. Równoczesne bankructwa instytucji finansowych w USA i innych krajach wzbudziły obawy dotyczące funkcjonujących wcześniej metod zarządzania ryzykiem i zmotywowały do monitorowania udziału w ryzyku systemowym instytucji finansowych i wprowadzania odpowiednich działań w przypadku banków zagrożonych bankructwem².

Dlatego też na początku kryzysu oraz po jego zakończeniu banki centralne różnych krajów zwróciły większą uwagę na pojęcie nadzoru makroostrożnościowego. Okazało się, że nieprawdziwy jest paradygmat zakładający, iż w systemie finansowym występują instytucje, które są „zbyt duże, aby upaść”. W konsekwencji została zwrócona szczególna uwaga na kwestię powiązań między bankami. Wynikało to przede wszystkim z faktu, że upadek jednej instytucji mógł prowadzić do upadku całego

¹ C.M. Reinhart, K.S. Rogoff, *Is the 2007 US sub-prime financial crisis so different? An international historical comparison*, „American Economic Review” 2008, vol. 98, s. 339–344; A. Sławiński, A. Chmielewska, *Zrozumieć rynki finansowe*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2017.

² H. Caliskan, E.I. Cevik, N.K. Cevik, S. Dibooglu, *Identifying systemically important financial institutions in Turkey*, „Research in International Business and Finance” 2021, vol. 56, s. 101374.

systemu. Pojawiło się zatem pojęcie instytucji nadmiernie powiązanych z innymi oraz systemowo ważnych. Jak wskazują m.in. Banulescu oraz Dumitrescu³, do systemowo ważnych instytucji finansowych należy zaliczyć te, których upadek byłby bardzo groźny dla systemu finansowego i aktywności ekonomicznej ze względu na ich rozmiar, złożoność i powiązania systemowe. Dlatego też powstawały i powstają badania mające na celu identyfikację instytucji finansowych charakteryzujących się szczególnie wysokim udziałem w ryzyku systemowym.

Wybuch pandemii koronawirusa był zdarzeniem nieoczekiwanym, mającym znaczący i negatywny wpływ na całą gospodarkę, w tym również sektor bankowy. Na początku 2020 roku oczywisty był fakt, że recesja gospodarcza doprowadzi do licznych bankructw firm, natomiast banki centralne oraz rządy wprowadzą impulsy monetarne i fiskalne. Ze względu na załamanie gospodarcze związane z wybuchem pandemii koronawirusa, stało się jasne, że podmioty gospodarcze będą musiały stawić czoło wyzwaniom, z jakimi nie spotkały się wcześniej. Wyzwania z jakimi musiały się zmierzyć banki komercyjne to gwałtowny wzrost liczby bankructw oraz niespłaconych pożyczek, a także niższe dochody z depozytów. W związku z tym istniała konieczność przeprowadzania częstych stress testów ilustrujących sytuację finansową banków w warunkach pandemicznych.

Mimo że od wybuchu pandemii nie minęło dużo czasu, powstały liczne prace mające na celu oszacowanie wpływu koronawirusa na krajowe sektory bankowe⁴. Stopy zwrotu z akcji emitowanych przez banki w różnych krajach w okresie kryzysu pandemicznego były badane m.in. w pracy Demirguc-Kunt i in.⁵ Zostały wykorzystane globalne bazy poświęcone odpowiedzi na kryzys pandemiczny w celu oszacowania wpływu zapowiedzi działań na stopy zwrotu z akcji banków. Uzyskane rezultaty wskazały, że efektywność poszczególnych działań różniła się od siebie. Na przykład wsparcie płynnościowe, udzielenie pomocy dla pożyczkobiorców oraz luzowanie monetarne generalnie łagodziły negatywne skutki kryzysu. Jednak w przypadku banków niedokapitalizowanych, działających w krajach o niskich możliwościach ekspansji fiskalnej, udzielanie pomocy dla pożyczkobiorców oraz środki ostrożnościowe okazały się mieć negatywny wpływ na stopy zwrotu z akcji. Jak wskazali m.in. B. Barua oraz S. Barua⁶, w przypadku krajów rozwijających się, charakteryzujących się gorszym nadzorem makroostrożnościowym oraz wyższym odsetkiem niepokrytych pożyczek, wpływ pandemii na sektor bankowy powinien być bardziej dotkliwy.

³ G.D. Banulescu, E.I. Dumitrescu, *Which are the SIFIs? A Component Expected Shortfall approach to systemic risk*, „Journal of Banking and Finance” 2015, vol. 50, s. 575–588.

⁴ L. Bretscher, A. Hsu, P. Simasek, A. Tamoni, *Covid-19 and the cross-section of equity returns: impact and transmission*, „The Review of Asset Pricing Studies” 2020, vol. 10, s. 705–741.

⁵ A. Demirguc-Kant, A. Pedraza, C. Ruiz-Ortega, *Banking Sector Performance During the COVID-19 Crisis*, „Policy Research Working Paper” 2020, no. 9363.

⁶ B. Barua, S. Barua, *COVID-19 implications for banks: evidence from an emerging economy*, „SN Business and Economics” 2021, <https://doi.org/10.1007/s43546-020-00013-w>

Chociaż przeprowadzono wiele badań mających na celu oszacowanie wpływu pandemii koronawirusa na sektor bankowy, wydaje się, że nie udzielono odpowiedzi na wiele pytań. Ze względu na pojawiające się nowe dane dotyczące sytuacji finansowej banków, stóp zwrotu z kursów akcji i ich zmienności oraz skali powiązań między sytuacją poszczególnych instytucji finansowych a sytuacją całego sektora bankowego, możliwe jest przeprowadzenie dalszych pogłębionych analiz. Według najlepszej wiedzy autora, brakuje prac poświęconych udziałowi poszczególnych instytucji wchodzących w skład indeksu *WIG-BANKI* w ryzyku systemowym zwłaszcza w okresie pandemii. Istniejąca luka badawcza zostanie zatem wypełniona. Celem badania empirycznego jest oszacowanie udziałów polskich instytucji finansowych w ryzyku systemowym w okresie od początku 2013 roku do marca 2021 roku. Szczególna uwaga zostanie poświęcona zmianom udziałów wraz z wybuchem kryzysu pandemicznego a także analizie zależności między komunikatami ESPI dotyczącymi instytucji finansowej a omawianymi zmianami. Identyfikowane są okresy podwyższonych udziałów poszczególnych banków i okresy te zestawiane są z komunikatami ESPI dotyczącymi tych instytucji, a pochodzącymi ze strony banier.pl. Stawiane są następujące tezy badawcze:

- 1) wraz z pojawieniem się kryzysu pandemicznego nastąpił wzrost udziałów w ryzyku systemowym dla największych instytucji;
- 2) natężenie newsów niekorzystnych na temat danej instytucji oraz przeplatanie się informacji pozytywnych i negatywnych wpływało na wzrost udziału w ryzyku systemowym.

Struktura niniejszego artykułu jest następująca. Część druga zawiera przegląd literatury z zakresu udziałów instytucji finansowych w ryzyku systemowym, natomiast metoda badawcza prezentowana jest w części trzeciej. W części czwartej przedstawione są dane, a także omawiane są wyniki estymacji oraz analizy udziałów w ryzyku systemowym w kolejnych podokresach. Ostatnia część zawiera konkluzje.

1. Przegląd literatury

Poziom ryzyka systemowego oraz stabilność systemu finansowego, mogące mieć istotny wpływ na jego funkcjonowanie, w ostatnich latach stanęły w centrum zainteresowania banków centralnych i politycznych decydentów⁷. Identyfikacja i odpowiednie mierzenie ryzyka systemowego stały się priorytetem dla instytucji zajmujących się regulacją finansową.

Niemniej jednak brakuje uniwersalnej definicji ryzyka systemowego. Na przykład Murphy⁸ zaproponował, aby definiować ryzyko systemowe w kategoriach niestabilności całego systemu, a nie poprzez pryzmat stabilności poszczególnych instytucji.

⁷ H. Caliskan, E.I. Cevik, N.K. Cevik, S. Dibooglu, *Identifying systemically...*, op. cit., s. 101374.

⁸ E.V. Murphy, *What is Systemic Risk? Does it apply to recent JP Morgan Losses?*, „Congressional Research Service” 2012, p. 1–11.

Zgodnie z definicją zaproponowaną przez Hendricksa i in.⁹ jest to ryzyko prowadzące do pogorszenia wiarygodności systemu finansowego oraz mogące mieć wpływ na realną gospodarkę. Zgodnie z definicją zaproponowaną przez Międzynarodowy Fundusz Walutowy, Bank Rozrachunków Międzynarodowych oraz Radę Stabilności Finansowej należy uwzględnić trzy kryteria przy ocenianiu ryzyka systemowego: rozmiar instytucji w systemie finansowym, zdolność do zastępowalności (możliwość świadczenia podobnych usług pośrednictwa finansowego w razie upadku poszczególnych instytucji) oraz wzajemne powiązania.

Istnieje wiele metod identyfikacji instytucji systemowo ważnych. Jedną z grup metod polega na analizie pozycji bilansowych poszczególnych instytucji, ze szczególnym naciskiem na takie kategorie jak dług czy aktywa¹⁰. Alternatywne podejście ma charakter rynkowy i polega na analizie danych dotyczących stóp zwrotu z poszczególnych aktywów oraz rynkowych, a także premii CDS (Credit Default Swaps) w celu identyfikacji powiązań finansowych. Polega ono na mierzeniu całkowitego ryzyka dla systemu i analizie udziału poszczególnych instytucji na podstawie metod wykorzystywanych w analizie portfelowej.

W przypadku podejścia rynkowego wyróżnia się cztery główne metody mierzenia ryzyka systemowego. Adrian oraz Brunnermeier¹¹ zaproponowali wykorzystanie podejścia ΔCoVaR , które definiowane jest jako różnica między poziomem CoVaR ¹² instytucji w warunkach niestabilnych, a CoVaR w warunkach spokoju na rynkach finansowych. Analizowane podejście oparte jest na założeniu, że w systemie występują instytucje „zbyt powiązane, aby upaść”. Acharya i in.¹³ zaproponowali metodę MES (Marginal Expected Shortfall) mierzenia ryzyka systemowego na podstawie krańcowej oczekiwanej straty. Analizowana metoda nie uwzględnia cech firm takich, jak rozmiar czy dźwignia, więc o ile uwzględniany jest paradygmat „zbyt powiązanej instytucji, aby upaść”, nie uwzględnia się paradygmatu „zbyt dużej instytucji, aby upaść”. Rozszerzenie tej metody zostało zaproponowane w pracach Brownlees i Engle¹⁴, i polega ono na uwzględnieniu dodatkowo rozmiaru firmy i poziomu dźwigni. Miernik zaproponowany w cytowanych pracach nazywany jest SRISK (Expected Capital Shortfall Conditional on a Systemic Event). Gdy wykorzystywana jest omawiana metoda, średnia strata wartości aktywów firmy warunkowa ze względu na spadek wartości indeksu rynkowego obliczana jest za pomocą długo-terminowej krańcowej oczekiwanej straty. Ważną zaletą tej metody jest jednoczesne

⁹ D. Hendricks, J. Kambhu, P. Mosser, *Systemic Risk and the Financial System*, „Federal Reserve Bank of New York” 2006.

¹⁰ G.D. Banulescu, E.I. Dumitrescu, *Which are the SIFIs? A Component...*, *op. cit.*, s. 575–588.

¹¹ T. Adrian, M.K. Brunnermeier, *CoVaR*, „American Economic Review” 2016, vol. 106, s. 1705–1741.

¹² CoVaR w warunkach stabilnych interpretuje się jako warunkową rynkową stopę zwrotu, gdy stopa zwrotu z instytucji jest na poziomie mediany, natomiast CoVaR w warunkach niestabilnych to warunkowa stopa zwrotu na rynku, gdy stopa zwrotu z danej instytucji jest na poziomie wartości zagrożonej

¹³ V. Acharya, L.H. Pedersen, T. Phillippon, M. Richardson, *Measuring Systemic Risk*, „Review of Financial Studies” 2017, vol. 30, s. 2–47.

¹⁴ C. Brownless, R.F. Engle, *SRISK: a conditional capital shortfall measure of systemic risk*, „Review of Financial Studies” 2017, vol. 30, s. 48–79.

uwzględnienie obu paradygmatów („instytucji zbyt powiązanych, aby upaść” oraz „instytucji zbyt dużych, aby upaść”). Banulescu oraz Dumitrescu¹⁵ krytykowały metodę SRISK ze względu na założenie o stałych zobowiązaniach instytucji finansowych w okresie prognozy. Dlatego też w pracy Banulescu i Dumitrescu¹⁶ zaproponowana została nowa miara ryzyka systemowego oznaczana jako CES (Component Expected Shortfall). Główną zaletą miernika CES jest możliwość obliczenia udziałów instytucji w ryzyku systemowym. Wynika to z faktu, że brane pod uwagę są miernik MES oraz waga instytucji w systemie finansowym. Miernik CES umożliwia dekompozycję ryzyka systemu finansowego na ryzyko związane z poszczególnymi instytucjami. Dlatego też uwzględniane są paradygmaty „instytucji zbyt dużych, aby upaść” oraz „zbyt powiązanych, aby upaść”.

Omawiane powyżej metody mierzenia ryzyka systemowego były wykorzystywane w analizach poświęconych instytucjom finansowym głównie w krajach rozwiniętych. Na przykład Adrian oraz Brunnermeier¹⁷ analizowali udziały banków komercyjnych, a także firm ubezpieczeniowych i deweloperskich, w ryzyku systemowym w Stanach Zjednoczonych z wykorzystaniem podejścia ΔCoVaR . Z kolei Banulescu oraz Dumitrescu¹⁸ zidentyfikowały banki mające największy udział w ryzyku systemowym w czasie kryzysu finansowego 2007–2009. Otrzymane rezultaty zostały skonfrontowane z tymi uzyskanymi przez Radę Stabilności Finansowej. Billio i in.¹⁹ wykorzystali wiele ekonometrycznych miar współzależności opierających się m.in. na analizie głównych składowych oraz testowaniu przyczynowości Grangera i wykorzystali je do miesięcznych stóp zwrotu dla funduszy hedgingowych, banków, firm ubezpieczeniowych oraz dealerów brokerskich. Uzyskane wyniki pokazały, że w pierwszej dekadzie XXI wieku nastąpił wyraźny wzrost powiązań między analizowanymi czterema sektorami.

Nie brakowało jednak prac dotyczących instytucji finansowych na rynkach wschodzących oraz w krajach, które przeszły transformację systemową. Wykorzystując metodę ΔCoVaR , Khiari i Ben Sassi²⁰, zidentyfikowali systemowo ważne banki w Tunezji. Fang i in.²¹ wykorzystali metodę LASSO w celu oszacowania udziału w ryzyku systemowym chińskich instytucji finansowych. Badanie przeprowadzone przez Andries i in.²² dla próby obejmującej 34 banki Europy Środkowo-Wschodniej było poświęcone zależności między transparentnością działań banku centralne-

¹⁵ G.D. Banulescu, E.I. Dumitrescu, *Which are the SIFIs? A Component...*, *op. cit.*, s. 575–588.

¹⁶ *Ibidem*.

¹⁷ T. Adrian, M.K. Brunnermeier, *CoVaR...*, *op. cit.*

¹⁸ G.D. Banulescu, E.I. Dumitrescu, *Which are the SIFIs? A Component...*, *op. cit.*, s. 575–588.

¹⁹ M. Billio, M. Getmansky, A.W. Lo, I. Pelizzon, *Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors*, „Journal of Financial Econometrics” 2012, vol. 104, s. 535–559.

²⁰ W. Khiari, S. Ben Sassi, *On identifying systemically important Tunisian banks: an empirical approach based on the ΔCoVaR measures*, „Risks” 2019, vol. 7, s. 122.

²¹ L. Fang, B. Suna, H. Li, H. Yu, *Systemic risk network of Chinese financial institutions*, „Emerging Markets Review” 2018, vol. 35, s. 190–206.

²² A.M. Andries, S. Nistor, N. Sprincean, *The impact of central bank transparency on systemic risk. Evidence from Central and Eastern Europe*, „Research in International Business and Finance” 2020, vol. 51, s. 1–14.

go a udziałem w ryzyku systemowym banków komercyjnych. Wyniki pokazały, że transparentność działań tych pierwszych przyczynia się do spadku ryzyka dla tych drugich.

Analizy dla okresu przedcovidowego pokazują, że polskie banki komercyjne do 2019 roku znajdowały się w dobrej kondycji finansowej. Jak stwierdzają m.in. Karkowska i Niedziółka²³, implementacja zaleceń Bazylei III w zakresie norm płynności i finansowania banków mogła zmniejszyć ryzyko niestabilności sektora. Od 2013 roku następowała poprawa jakości kredytów w bankach komercyjnych, zaś konserwatywna polityka nadzorcza doprowadziła do niskiego poziomu dźwigni finansowej. Banki komercyjne charakteryzowały się wysokim poziomem efektywności technicznej²⁴. Jednak sytuacja w gospodarce spowodowana lockdownem wprowadzonym na początku 2020 roku przyczyniła się do pojawienia się zagrożeń płynących z gospodarki realnej. Spadki notowań banków komercyjnych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie oraz pogarszające się wskaźniki rentowności to pierwsze problemy jakie pojawiły się w sektorze w 2020 roku. Niemniej jednak analiza raportów i innych dokumentów, opisujących sytuację polskich banków, a także ocena danych statystycznych udostępnionych przez Komisję Nadzoru Finansowego, wskazała na dobre radzenie sobie z kryzysem pandemicznym przez omawiany sektor. Warto jednak podkreślić, że w związku z wybuchem pandemii koronawirusa i pogarszaniem się sytuacji w polskim sektorze bankowym podjęto wiele działań dostosowawczych wpisujących się w wytyczne Komisji Europejskiej obejmujących m.in.:

- obniżenie stóp procentowych,
- wsparcie kredytobiorców dotkniętych trudną sytuacją finansową,
- Pakiet Impulsów Nadzorczych na rzecz Bezpieczeństwa i Rozwoju, mający na celu utrzymanie możliwości finansowania gospodarki przez sektor bankowy.

Reakcja banków komercyjnych na powyższe inicjatywy była właściwa i niezbędne dostosowania zostały dokonane. W rezultacie udało się utrzymać zaufanie rynku do sektora bankowego i podtrzymać prawidłowe funkcjonowanie gospodarki.

Chociaż sytuacja sektora bankowego w okresie pandemicznym była szeroko analizowana, według najlepszej wiedzy autora brakuje prac poświęconych udziałowi w ryzyku systemowym poszczególnych instytucji finansowych w latach 2020–2021. Badanie proponowane w niniejszym artykule wypełnia tę lukę.

²³ R. Karkowska, P. Niedziółka, *Rentowność banków komercyjnych a ich płynność w kontekście implementacji ilościowych norm płynności rekomendowanych przez Bazylejski Komitet ds. Nadzoru Bankowego*, „Bank i Kredyt” 2019, vol. 50, s. 149–172.

²⁴ M. Wawrzyniak, *Efektywność techniczna polskiego sektora banków komercyjnych*, „Bezpieczny Bank” 2021, vol. 82, s. 92–112.

2. Opis metody badawczej

Stopa zwrotu dla sektora bankowego obliczana jest jako średnia ważona ze stóp zwrotu dla poszczególnych instytucji:

$$r_t^{WIG_BANKI} = \sum_{i \in I} w_i r_t^i, \quad (1)$$

gdzie: i indeksuje kolejne spółki należące do indeksu *WIG-BANKI*, natomiast I jest zbiorem firm należących do niego, r_t^i oznacza stopę zwrotu dla i -tej instytucji, natomiast w_i jest odpowiadającą tej instytucji wagą. W badaniach empirycznych dotyczących kształtowania się stóp zwrotu wyznaczane są one na ogół jako iloraz zmiany ceny i ceny w poprzednim okresie²⁵.

$$r_t^i = \frac{P_t^i - P_{t-1}^i}{P_{t-1}^i}, \quad (2)$$

gdzie: P_t^i oznacza cenę otwarcia dla i -tej spółki w dniu t . Wagi zmieniają się co kwartał i odpowiadają udziałom poszczególnych spółek w subindeksie *WIG-BANKI*. Oczekiwana strata w sektorze bankowym pod warunkiem, że przekroczy ona pewien arbitralnie wybrany poziom C , obliczana jest następująco:

$$ES_{t-1}^{BANKI}(C) = -E_{t-1}(r_t^{WIG_BANKI} | r_t^{WIG_BANKI} < C). \quad (3)$$

Krańcowy oczekiwany ubytek związany z i -tą instytucją w przypadku załamania w sektorze bankowym definiowany jest jako pochodna cząstkowa oczekiwanej straty sektora bankowego względem wagi tej instytucji²⁶.

$$MES_{t-1}^i(C) = \frac{\partial ES_{t-1}^{BANKI}(C)}{\partial w_{it}} = -E_{t-1}(r_t^i | r_t^{WIG_BANKI} < C). \quad (4)$$

Na podstawie krańcowego oczekiwanego ubytku związanego z i -tą firmą wyznaczany jest jej udział w ryzyku systemu bankowego. Jak wskazują Banulescu i Dumitrescu²⁷, jest on obliczany zgodnie ze wzorem:

$$CES_{t-1}^i(C) = w_{it} \frac{\partial ES_{t-1}^{BANKI}(C)}{\partial w_{it}} = -w_{it} E_{t-1}(r_t^i | r_t^{WIG_BANKI} < C). \quad (5)$$

Metoda szacowania zmieniających się w czasie wartości *CES* jest następująca:

- 1) Punktem wyjścia jest para różnic między stopami zwrotu dla indeksów *WIG-BANKI* oraz i -tej spółki sektora bankowego a ich średnimi poziomami:

²⁵ Por. J.Y. Campbell, A.W. Lo, A.C. MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton 1997.

²⁶ Por. V. Acharya, L.H. Pedersen, T. Phillippon, M. Richardson, *Measuring...*, *op. cit.*, s. 2–47.

²⁷ G.D. Banulescu, E.I. Dumitrescu, *Which are the SIFIs? A Component...*, *op. cit.*, s. 575–588.

$$r_t = \begin{bmatrix} \tilde{r}_t^{WIG_BANKI} \\ \tilde{r}_t^i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r_t^{WIG_BANKI} - \bar{r}^{WIG_BANKI} \\ r_t^i - \bar{r}^i \end{bmatrix}, \quad (6)$$

gdzie: \bar{r}^{WIG_BANKI} oraz \bar{r}^i odpowiadają średnim stopom zwrotu odpowiednio z indeksu *WIG-BANKI* oraz dla *i*-tej instytucji finansowej.

- 2) Na początku szacowane są parametry dwuwymiarowych modeli AGDCC-GARCH²⁸ dla wektora wyrażonego wzorem (6):

$$r_t = H_t^{1/2} \varepsilon_t, \quad (7)$$

gdzie: w równaniu (7) H_t odpowiada macierzy kowariancji między elementami wektora (6) i jest ona definiowana następująco²⁹:

$$H_t = \begin{bmatrix} \text{var}(\tilde{r}_t^{WIG_BANKI}) & \text{cov}(\tilde{r}_t^{WIG_BANKI}, \tilde{r}_t^i) \\ \text{cov}(\tilde{r}_t^{WIG_BANKI}, \tilde{r}_t^i) & \text{var}(\tilde{r}_t^i) \end{bmatrix}, \quad (8)$$

natomiast ε_t jest wektorem o wymiarze 2×1 zawierającym składniki losowe o zerowej wartości oczekiwanej. Wybór odpowiedniego rozkładu wektora losowego odbywa się za pomocą testu Pearsona³⁰. W modelu AGDCC-GARCH macierz H_t dekomponowana jest następująco:

$$H_t = D_t R_t D_t, \quad (9)$$

gdzie: macierz D_t definiowana jest następująco³¹:

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{\text{var}(\tilde{r}_t^{WIG_BANKI})} & 0 \\ 0 & \sqrt{\text{var}(\tilde{r}_t^i)} \end{bmatrix}. \quad (10)$$

Wariancje wchodzące w skład macierzy D_t wyjaśniane są za pomocą modelu GJR-GARCH(q, p)³²:

$$\text{var}(\tilde{r}_t^n) = \alpha_{0n} + \sum_{j=1}^q \alpha_{jn} (\varepsilon_{t-j}^n)^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_{jn} (\varepsilon_{t-j}^n)^2 I\{\varepsilon_{t-j}^n < 0\} + \sum_{l=1}^p \beta_{ln} \text{var}(\tilde{r}_t^n), \quad (11)$$

dla $n = WIG_BANKI, i$.

Parametry q oraz p są rzędami opóźnień dla opóźnionych szoków i opóźnionych wariancji w równaniu bieżącej wariancji. Ich wybór odbywa się za pomocą takich

²⁸ L. Cappiello, R.F. Engle, K. Sheppard, *Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns*, „Journal of Financial Econometrics” 2006, vol. 4, s. 537–572.

²⁹ Por. M. Doman, R. Doman, *Dynamika zależności na globalnym rynku finansowym*, Wydawnictwo Diffin, Warszawa 2014.

³⁰ M. Doman, R. Doman, *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*, Oficyna a Wolters Kluwer business, Warszawa 2009.

³¹ *Ibidem*.

³² M. Osińska, *Ekonometria finansowa*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2006.

kryteriów informacyjnych, jak np. Akaikego (AIC)³³, bayesowskiego kryterium informacyjnego (BIC)³⁴, Hannana-Quinna³⁵.

Macierz R_t składa się z warunkowych korelacji między szokami. Korelacje te zależą zarówno od szoków negatywnych, jak i pozytywnych, zgodnie z następującymi równaniami:

$$R_t = (\text{diag}(Q_t))^{-1/2} Q_t (\text{diag}(Q_t))^{-1/2}, \quad (12)$$

gdzie: macierz Q_t zmienia się w czasie zgodnie z równaniem³⁶:

$$Q_t = (1 - \tilde{\alpha}_1 - \tilde{\beta}_1) \bar{Q} + \tilde{\gamma}_1 (\bar{Q} - \bar{Q}^-) + \tilde{\alpha}_1 \mathbf{u}_{t-1} \mathbf{u}_{t-1}^T + \tilde{\beta}_1 Q_{t-1} + \tilde{\gamma}_1 \mathbf{u}_{t-1}^- (\mathbf{u}_{t-1}^-)^T. \quad (13)$$

W równaniu (13) macierze \bar{Q} oraz \bar{Q}^- należy interpretować jako bezwarunkowe macierze kowariancji odpowiednio dla wektorów \mathbf{u}_t oraz \mathbf{u}_t^- . Z kolei elementy wektora \mathbf{u}_t definiowane są jako standaryzowane szoki zarówno dla indeksu WIG-BANKI, jak i dla i -tej instytucji finansowej. Wektor ten zdefiniowany jest następująco:

$$\mathbf{u}_t = \begin{bmatrix} \frac{\varepsilon_t^{\text{WIG_BANKI}}}{\sqrt{\text{var}(\tilde{r}_t^{\text{WIG_BANKI}})}} \\ \frac{\varepsilon_t^i}{\sqrt{\text{var}(\tilde{r}_t^i)}} \end{bmatrix}. \quad (14)$$

Z kolei wektor \mathbf{u}_t^- zawiera ucięte w zerze standaryzowane błędy. Oznacza to zatem, że można ten wektor zapisać następująco:

$$\mathbf{u}_t^- = \begin{bmatrix} \frac{\varepsilon_t^{\text{WIG_BANKI}} * I\{\varepsilon_t^{\text{WIG_BANKI}} < 0\}}{\sqrt{\text{var}(\tilde{r}_t^{\text{WIG_BANKI}})}} \\ \frac{\varepsilon_t^i * I\{\varepsilon_t^i < 0\}}{\sqrt{\text{var}(\tilde{r}_t^i)}} \end{bmatrix}, \quad (15)$$

gdzie: $I\{a\}$ jest zmienną binarną, przyjmującą wartość 1, gdy wyrażenie a jest prawdziwe, oraz 0 w przeciwnym przypadku. Dlatego też znajdujące się we wzorze (13) macierze \bar{Q} oraz \bar{Q}^- należy interpretować jako bezwarunkowe macierze kowariancji odpowiednio dla wektorów \mathbf{u}_t oraz \mathbf{u}_t^- . Parametry $\tilde{\alpha}_1$ oraz $\tilde{\gamma}_1$ mierzą odpowiednio wpływ wszystkich szoków oraz szoków ujemnych na zmienność, natomiast $\tilde{\beta}_1$ wskazuje na ich persystencję³⁷. Parametr $\tilde{\gamma}_1$ mierzy wpływ różnicy w bezwarunkowych macierzach kowariancji na warunkowe kowariancje standaryzowanych szoków.

³³ H. Akaike, *A new look at the statistical model identification*, „IEEE Transactions on Automatic Control” 1974, vol. 19, s. 716–723.

³⁴ G. Schwarz, *Estimating the Dimension of a Model*, „Annals of Statistics” 1978, vol. 6, s. 461–464.

³⁵ E.J. Hannan, B.G. Quinn, *The determination of the order of autoregression*, „Journal of the Royal Statistical Society. Series B” 1979, vol. 41, s. 190–195.

³⁶ P. Fiszeder, *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń 2009.

³⁷ M. Doman, R. Doman, *Dynamika zależności...*, op. cit.

3) Następnie udział w ryzyku systemowym obliczany jest na podstawie wzoru³⁸:

$$CES_{it}(C) = -w_{it} \left(-\sqrt{\text{var}(\tilde{r}_t^i)} \text{corr}(\tilde{r}_t^{\text{WIG_BANKI}}, \tilde{r}_t^i) * \tilde{E}_{t-1}^{\text{WIG_BANKI}} \right) +, \quad (16)$$

$$-w_{it} \left(-\sqrt{\text{var}(\tilde{r}_t^i)} \sqrt{1 - (\text{corr}(\tilde{r}_t^{\text{WIG_BANKI}}, \tilde{r}_t^i))^2} * \tilde{E}_{t-1}^i \right)$$

gdzie:

$$\tilde{E}_{t-1}^{\text{WIG_BANKI}} = E_{t-1} \left(\varepsilon_t^{\text{WIG_BANKI}} \mid \varepsilon_t^{\text{WIG_BANKI}} < \frac{C}{\sqrt{\text{var}(\tilde{r}_t^{\text{WIG_BANKI}})}} \right), \quad (17)$$

$$\tilde{E}_{t-1}^i = E_{t-1} \left(\varepsilon_t^i \mid \varepsilon_t^i < \frac{C}{\sqrt{\text{var}(\tilde{r}_t^{\text{WIG_BANKI}})}} \right), \quad (18)$$

elementy $\text{var}(\tilde{r}_t^i)$ oraz $\text{var}(\tilde{r}_t^{\text{WIG_BANKI}})$ pochodzą z macierzy \mathbf{D}_t zdefiniowanej wzorem (10), natomiast $\text{corr}(\tilde{r}_t^{\text{WIG_BANKI}}, \tilde{r}_t^i)$ jest elementem macierzy \mathbf{R}_t zdefiniowanej wzorami (12)–(13). Warunkowe wartości oczekiwane w rozkładzie uciętym (17) i (18) obliczane są zgodnie z metodą zaproponowaną przez Scaillet³⁹. Ze wzorów (16)–(18) wynika, że CES jest nieliniową kombinacją zmienności, korelacji, warunkowej wartości oczekiwanej w ogniu rozkładu oraz wagi instytucji finansowej. W badaniu empirycznym C jest przyjmowane na poziomie kwantyla rzędu 0,05 dla rozkładu stóp zwrotu z indeksu $WIG\text{-}BANKI$.

Procentowy udział i -tej instytucji w ryzyku systemowym obliczany jest poprzez podzielenie wartości miernika CES dla niej przez sumę wartości CES dla wszystkich instytucji:

$$CES\%_i^i(C) = \frac{CES_i^i(C)}{\sum_{j=1}^J CES_j^i(C)} * 100\%, \quad (19)$$

gdzie: J jest liczbą wszystkich instytucji. W celu sprawdzenia, czy w przypadku największych instytucji udział w ryzyku systemowym wzrósł wraz z wybuchem kryzysu pandemicznego, definiowane są dwa podokresy:

- $t1$ – podokres przedpandemiczny od stycznia 2013 roku do lutego 2020 roku,
- $t2$ – podokres pandemiczny od marca 2020 roku do marca 2021 roku.

Po obliczeniu warunkowych wartości oczekiwanych oraz warunkowych wariancji w rozkładzie uciętym⁴⁰ (weryfikowana jest prawdziwość hipotezy:

$$H_0: CES\%_{i1}^i(C) = CES\%_{i2}^i(C),$$

$$H_1: CES\%_{i1}^i(C) < CES\%_{i2}^i(C). \quad (20)$$

Odrzucenie hipotezy zerowej dla największych instytucji finansowych oznacza, że w podokresie pandemicznym nastąpił wzrost jej udziału w ryzyku systemowym.

³⁸ G.D. Banulescu, E.I. Dumitrescu, *Which are the SIFIs? A Component...*, *op. cit.*, s. 575–588.

³⁹ O. Scaillet, *Nonparametric estimation and sensitivity analysis of expected shortfall*, „Mathematical Finance” 2004, vol. 14, s. 115–129.

⁴⁰ *Ibidem*.

Wybór odpowiedniego modelu AGDCC-GJR-GARCH zależy od wyników testowania hipotez dotyczących występowania efektu ARCH, symetryczności wpływu szoków na zmienność w jednowymiarowych modelach GARCH, zmienności macierzy warunkowych współczynników korelacji. W celu sprawdzenia, czy występuje efekt ARCH, wykorzystuje się test Engle'a, polegający na sprawdzeniu, czy warunkowa wariancja składnika losowego modelu regresji liniowej jest stała⁴¹. Jeśli hipoteza zakładająca stałość wariancji zostaje odrzucona, należy wykorzystać odpowiedni model należący do klasy modeli GARCH. W celu sprawdzenia, czy model zakładający asymetryczny wpływ szoków na zmienność (GJR-GARCH) jest lepszy niż model zakładający symetryczny wpływ szoków na zmienność (GARCH), weryfikowana jest hipoteza:

$$\begin{aligned} H_0: \gamma_{1n} = \dots = \gamma_{qn} = 0, \\ H_1: \sim H_0. \end{aligned} \quad (21)$$

Symetryczność wpływu szoków na elementy macierzy kowariancji Q_t jest sprawdzana na podstawie weryfikacji hipotezy:

$$\begin{aligned} H_0: \tilde{\gamma}_1 = 0, \\ H_1: \tilde{\gamma}_1 \neq 0. \end{aligned} \quad (22)$$

W przypadku, gdy nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, warto jest sprawdzić, czy warunkowe współczynniki korelacji między szokami są zmienne w czasie. W tym celu weryfikowana jest następująca hipoteza:

$$\begin{aligned} H_0: \tilde{\alpha}_1 = \tilde{\beta}_1 = 0, \\ H_1: \sim H_0. \end{aligned} \quad (23)$$

Jeśli nie ma podstaw do odrzucania hipotezy zerowej, to wówczas zasadne jest zastosowanie modelu ze stałymi warunkowymi współczynnikami korelacji (CCC), natomiast w przypadku odrzucenia hipotezy zerowej (23) oraz braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej (22), należy dokonać estymacji parametrów modelu ze zmiennymi warunkowymi współczynnikami korelacji, ale zakładającego symetryczny wpływ szoków na kowariancje (DCC). Zastosowanie modelu AGDCC (czyli ze zmiennymi warunkowymi współczynnikami korelacji oraz zakładającego asymetryczny wpływ szoków na kowariancje) jest uzasadnione wówczas, gdy odrzucona zostanie zarówno hipoteza (22), jak i (23).

3. Dane. Wyniki estymacji. Dyskusja

W badaniu empirycznym wykorzystywane są dane dzienne dotyczące stopy zwrotu z indeksu sektorowego WIG-BANKI oraz stopy zwrotu z indeksów giełdowych poszczególnych instytucji finansowych wchodzących w skład tego sektora. Anali-

⁴¹ J. Brzeszczyński, R. Kelm, *Ekonometryczne modele rynków finansowych. Modele kursów giełdowych i kursów walutowych*, Wydawnictwo WIG PRESS, Warszawa 2002.

za obejmuje okres od stycznia 2013 roku do końca marca 2021 roku. Rozważane są stopy zwrotu z wartości akcji spółek wchodzących w skład indeksu *WIG-BANKI*, czyli Alior Banku, Banku Handlowego, BNP Paribas, Banku Ochrony Środowiska, Getin Banku, Getin Noble Banku, ING Banku Śląskiego, mBanku, Banku Millennium, Banku PEKAO S.A., PKO BP, Santander oraz Unicredit.

Tabela 1 zawiera statystyki opisowe dla logarytmicznych stóp zwrotu zarówno z indeksu sektorowego *WIG-BANKI*, jak i indeksów dla poszczególnych spółek.

Tabela 1. Statystyki opisowe dla logarytmicznych stóp zwrotu z indeksu *WIG-BANKI* oraz cen akcji spółek wchodzących w skład tego indeksu

Indeks/ Bank	Średnia	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza	Minimum	Maksimum
<i>WIG-BANKI</i>	-0,00010	0,014	-0,27***	8,46***	-0,1022	0,0895
Alior Bank	-0,00036	0,024	-1,01***	17,75***	-0,2867	0,1055
Bank Handlowy	-0,00022	0,018	-0,06	4,75***	-0,0742	0,0965
BNP Paribas	0,00004	0,026	-0,13**	11,93***	-0,1733	0,1849
Bank Ochrony Środowiska	-0,00064	0,024	0,77***	9,56***	-0,1393	0,2019
Getin Bank	-0,00123	0,042	0,58***	19,09***	-0,3457	0,3512
Getin Noble Bank	-0,00159	0,040	0,47***	28,11***	-0,4763	0,4212
ING Bank Śląski	0,00004	0,018	-0,03	9,15***	-0,1435	0,1302
mBank	-0,00014	0,023	0,52***	16,33***	-0,1823	0,2671
Bank Millennium	-0,00006	0,025	-0,28***	9,76***	-0,2150	0,1613
PEKAO S.A.	-0,00021	0,018	-0,62***	15,82***	-0,1917	0,1510
PKO BP	-0,00001	0,018	-0,20***	9,45***	-0,1604	0,1306
Santander	-0,00019	0,027	-0,01	12,24***	-0,2136	0,2524
Unicredit	-0,00022	0,030	-0,06	6,89***	-0,1768	0,1771

*, **, *** wskazują na odrzucenie hipotezy zerowej dotyczącej symetryczności stóp zwrotu (kurtozy odpowiadającej rozkładowi normalnemu) na poziomie istotności odpowiednio: 0,1; 0,05; 0,01.

Źródło: obliczenia własne.

Uzyskane rezultaty wskazują, że średnia stopa zwrotu w sektorze bankowym od stycznia 2013 roku do marca 2021 roku była minimalnie ujemna. Dotyczyło to większości banków, oprócz ING Banku Śląskiego oraz banku BNP Paribas. Najwyższą co do modułu i ujemną średnią stopę zwrotu odnotowano dla Getin Noble Banku oraz Getin Banku. W przypadku tych dwóch instytucji stopy zwrotu charakteryzowały się także najwyższą zmiennością. Kurtoza okazała się istotnie wyższa niż 3 zarówno w przypadku stóp zwrotu z indeksu *WIG-BANKI*, jak i dla wszystkich analizowanych banków wchodzących w skład indeksu sektorowego. W większości przypadków stopy zwrotu charakteryzowały się ujemną skośnością. Dotyczyło to zarówno stóp zwrotu z indeksu *WIG-BANKI*, jak i banków PKO BP, PEKAO S.A., Millenium, BNP Paribas oraz Alior Banku. Istotnie dodatnią skośność odnotowano w przypadku stóp zwrotu dla mBanku, Getin Noble Banku, Getin Banku, a także Banku Ochrony Środowiska. O braku asymetrii stóp zwrotu można mówić w przypadku takich instytucji, jak Unicredit, Santander, ING Bank Śląski, Bank Handlowy.

Szacowanie parametrów modelu AGDCC-GARCH(q,p) było poprzedzone weryfikacją odpowiednich hipotez dotyczących symetryczności wpływu szoków, zmienności warunkowych współczynników korelacji, a także zasadności zastosowania modelu GARCH. Tabela 2 zawiera informacje dotyczące optymalnych rzędów opóźnień uzyskanych na podstawie wartości kryteriów informacyjnych, a także wyniki testowania prawdziwości hipotez (21)–(23) dla par zawierających stopę zwrotu z indeksu *WIG-BANKI* oraz stopy zwrotu dla poszczególnych spółek sektora bankowego. Tabela 3 prezentuje oszacowania parametrów odpowiednich modeli dwuwymiarowych.

Tabela 2. Optymalne rzędy opóźnień dla modeli GJR-GARCH oraz wyniki testowania hipotez dotyczących postaci funkcyjnej wielorównaniowego modelu GARCH

		Alior Bank	Bank Handlowy	BNP Paribas	BOŚ	Getin Bank	Getin Noble Bank	ING Bank Śląski	mBank	Bank Millennium	PEKAO S.A.	PKO BP	Santander	Unicredit
Optymalny rząd opóźnień	AIC	(1,1)	(1,2)	(1,2)	(1,2)	(1,2)	(1,2)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)
	BIC	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)
	HQ	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)
Graniczny poziom istotności dla testu prawdziwości hipotezy	Stałość warunk. wariacji	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	(21)	0,00	0,90	0,67	0,89	0,00	0,03	0,00	0,40	0,23	0,03	0,00	0,01	0,14
	(22)	0,46	0,99	0,29	0,99	0,97	0,99	0,98	0,99	0,96	0,99	0,02	0,15	0,49
	(23)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00

Źródło: obliczenia własne.

Uzyskane rezultaty wskazują na zmienność w czasie warunkowych współczynników korelacji. Wpływ szoków na elementy macierzy kowariancji okazał się asymetryczny jedynie dla banku PEKAO S.A. W przypadku 7 banków (Alior Bank, Getin Bank, Getin Noble Bank, ING Bank Śląski, PEKAO S.A., PKO BP, Santander) wpływ szoków na zmienność okazał się asymetryczny. Szoki ujemne wpływały silniej niż szoki dodatnie. Symetryczny wpływ szoków na zmienność odnotowano w przypadku Banku Handlowego, Banku BNP Paribas, Banku Ochrony Środowiska, mBanku, Banku Millennium oraz Banku Unicredit.

Po obliczeniu procentowych udziałów w ryzyku systemowym dla każdego banku we wszystkich dniach, zostały obliczone średnie udziały w poszczególnych miesiącach. Rysunki 1–2 prezentują kształtowanie się średniego miesięcznego udziału w ryzyku systemowym dla poszczególnych banków od stycznia 2013 r. do marca 2021 r.

Tabela 3. Oszacowania parametrów modeli AGDCC-GJR-GARCH(q,p) oraz modeli zredukowanych dla par obejmujących stopę zwrotu z indeksu WIG-BANKI oraz stopę zwrotu dla spółki

	Alior Bank	Bank Handlowy	BNP Paribas	Bank Ochrony Środowiska	Getin Bank
α_{0i}	0,00007***	0,00004*	0,000001*	0,0002***	0,00008***
α_{1i}	0,141***	0,059*	0,335***	0,351**	0,123***
γ_{1i}	0,161***	–	–	–	0,159***
β_{1i}	0,657***	0,922***	0,630***	0,457**	0,793***
$\tilde{\alpha}_1$	0,021**	0,013**	0,030**	0,009***	0,007***
$\tilde{\beta}_1$	0,970***	0,961***	0,949***	0,987***	0,987***
$\tilde{\gamma}_1$	–	–	–	–	–

	Getin Noble Bank	ING Bank Śląski	mBank	Bank Millennium	Bank PEKAO S.A.
α_{0i}	0,0002***	0,00001***	0,00005**	0,00002*	0,00001***
α_{1i}	0,236***	0,045***	0,132***	0,056*	0,075***
γ_{1i}	0,200***	0,082***	–	–	0,066***
β_{1i}	0,552***	0,839***	0,778***	0,910***	0,847***
$\tilde{\alpha}_1$	0,008***	0,006**	0,016*	0,008*	0,019***
$\tilde{\beta}_1$	0,987***	0,991***	0,970***	0,980***	0,977***
$\tilde{\gamma}_1$	–	–	–	–	–

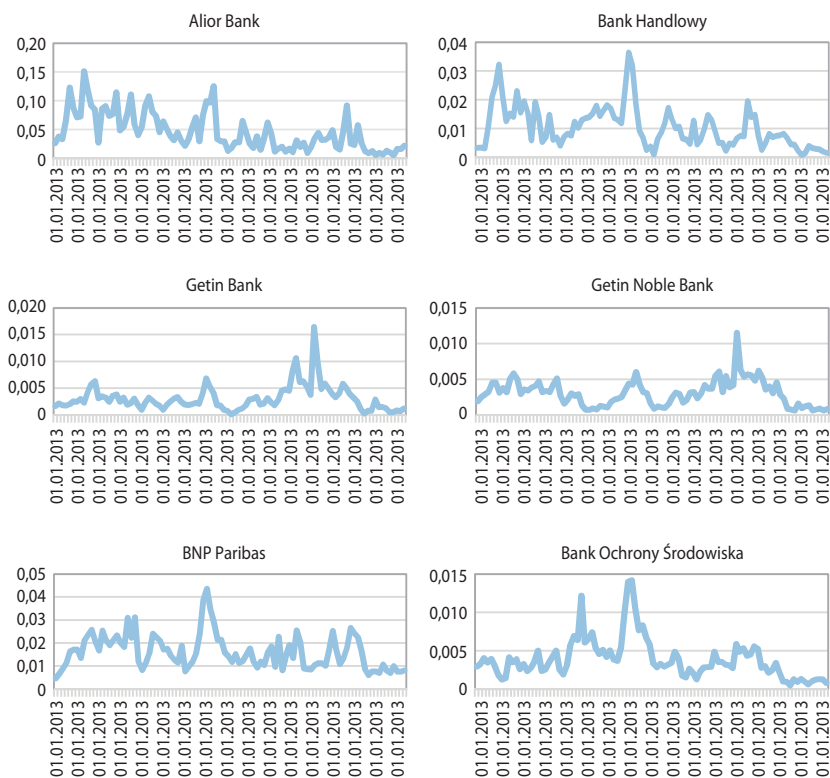
Tabela 3 – cd.

	Bank PKO BP	Santander	Unicredit
α_{0i}	0,00001***	0,0001*	0,0002***
α_{1i}	0,031***	0,264***	0,581***
γ_{1i}	0,052***	0,228***	-
β_{1i}	0,905***	0,472***	0,408***
$\tilde{\alpha}_1$	0,012***	0,022***	0,016**
$\tilde{\beta}_1$	0,974***	0,960***	0,964***
$\tilde{\gamma}_1$	0,006**	-	-

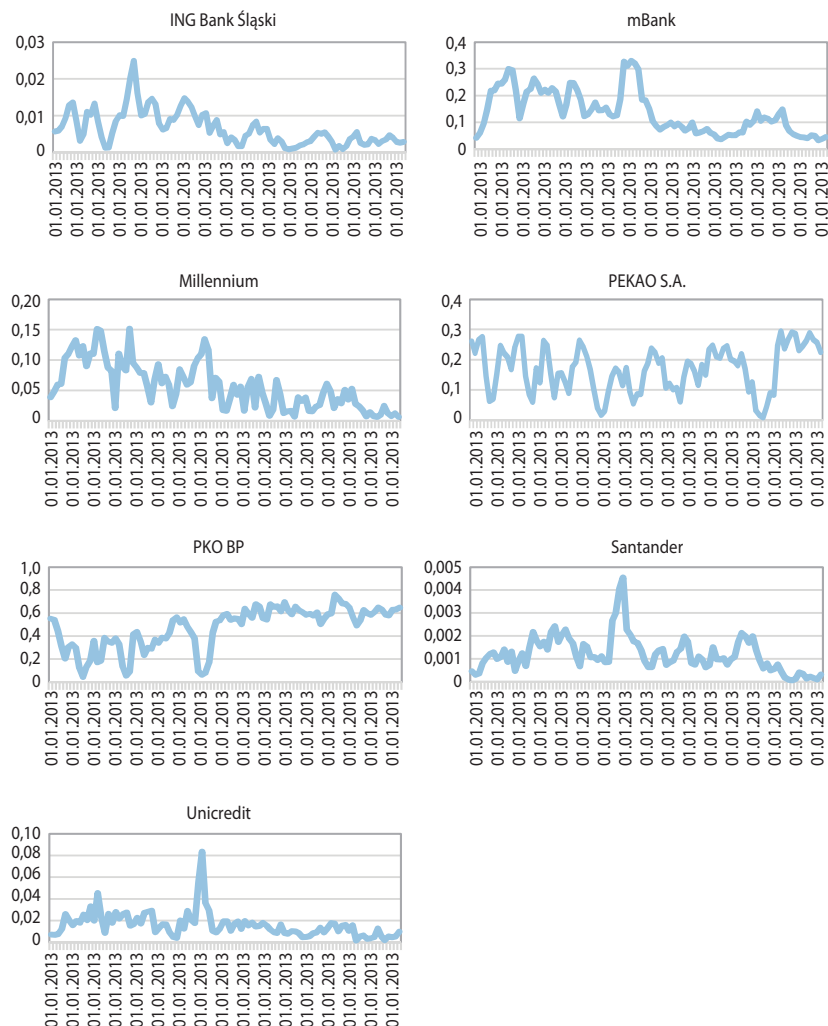
*, **, *** oznaczają istotność na poziomie odpowiednio: 0,1; 0,05 oraz 0,01

Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 1. Kształtowanie się CES% dla poszczególnych banków



Rysunek 1 - cd.



Źródło: obliczenia własne.

Najwyższymi udziałami w ryzyku systemowym charakteryzowały się banki PEKAO S.A. oraz PKO BP. Wynika to zapewne z faktu, że mają one najwyższe wagi w indeksie *WIG-BANKI*. Porównanie udziałów w ryzyku systemowym w okresie od stycznia 2013 roku do lutego 2020 roku z okresem pandemicznym (od marca 2020 roku do marca 2021 roku) dla banków PKO BP oraz PEKAO S.A. umożliwi weryfikację tezy badawczej dotyczącej wzrostu udziałów w przypadku największych instytucji finansowych w czasie pandemii. Tabela 4 prezentuje wyniki testowania hipotez statystycznych o równości oczekiwanych udziałów w dwóch podokresach.

Tabela 4. Testowanie równości oczekiwanych udziałów w okresie pandemii i przedpandemicznym

Bank	Wartość statystyki testu	Graniczny poziom istotności
PEKAO S.A.	38,19	0,000
PKO BP	27,19	0,000

Źródło: obliczenia własne.

Dane zawarte w tabeli 4 wskazują, że w przypadku obydwu największych banków wchodzących w skład indeksu *WIG-BANKI* w okresie pandemicznym nastąpił statystycznie istotny wzrost udziałów w ryzyku systemowym. Uzyskany wynik jest zgodny z pierwszą postawioną tezą badawczą. Jest on również zgodny z danymi uzyskanymi w pracy B. Barua oraz S. Barua⁴², wskazującymi na wzrost znaczenia największych instytucji w ryzyku systemowym w okresie niestabilności na rynkach finansowych.

Ze względu na większą zmienność warunkowych wariancji i warunkowych współczynników korelacji w porównaniu z wagami, warto zidentyfikować okresy, w których CES% przyjmuje relatywnie wysoką wartość dla poszczególnych instytucji finansowych. Wówczas należy zastanowić się nad przyczynami relatywnie wysokich udziałów poszczególnych banków w ryzyku systemowym w zidentyfikowanych miesiącach.

W tabeli 5 prezentowane są okresy, dla których miesięczny udział w ryzyku systemowym jest wyższy od swojej średniej o co najmniej dwa odchylenia standardowe. Jednocześnie omawiane są komunikaty ESPI, które pojawiały się w okresie podwyższonych udziałów poszczególnych banków.

Analiza wyników zawartych w tabeli 5 wskazuje na ważną rolę określonych typów komunikatów ESPI w podnoszeniu ryzyka systemowego poszczególnych instytucji. Uzyskane rezultaty wskazują na zgodność tendencji dotyczących cen akcji emitowanych przez spółki należące do indeksu *WIG-BANKI* z teorią perspektywy⁴³. Inwestorzy reagują na nadmiernie optymistyczne oraz nadmiernie pesymistyczne informacje, co podnosi zmienność stóp zwrotu, a następnie zwiększa udział w ryzyku systemowym. Uzyskane rezultaty, wskazujące na negatywny wpływ niekorzystnych wyników finansowych na stopy zwrotu z akcji emitowanych przez bank i tym samym jego udział w ryzyku systemowym, są zgodne z wynikami innych badań poświęconych kondycji sektora bankowego w Polsce po wprowadzeniu nowych obciążeń finansowych, w tym podatku bankowego⁴⁴. Identyfikacja okresów podwyższonych udziałów poszczególnych banków w ryzyku systemowym wskazuje, że w okresach pozytywnych/negatywnych rekomendacji pojawiają się ponadprzeciętnie dodatnie/ujemne stopy zwrotu, co jest zgodne z wynikami innych badań dotyczących polskiego rynku gieł-

⁴² B. Barua, S. Barua, *COVID-19 implications...*, *op. cit.*

⁴³ D. Kahneman, A. Tversky, *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*, „Econometrica” 1979, vol. 47, s. 263–292.

⁴⁴ Por. J. Cichy, *Sytuacja finansowa polskiego sektora bankowego w warunkach wzrostu obciążeń fiskalnych i ich wpływ na ratingi banków*, „Studia Ekonomiczne” 2017, vol. 325, s. 7–19.

dowego⁴⁵. W niektórych przypadkach podwyższony udział w ryzyku systemowym odnotowywany jest w okresach pozytywnych informacji i spadków cen akcji następujących tuż po okresach znaczących wzrostów. Wynik ten wskazuje na ważną rolę inwestorów krótkoterminowych w kształtowaniu cen akcji emitowanych przez banki komercyjne⁴⁶. Reasumując, uzyskane rezultaty wskazują na wzrost udziału w ryzyku systemowym banku w miesiącach, w których pojawiały się negatywne informacje lub też niekorzystne komunikaty przeplatały się z pozytywnymi. Oznacza to zatem, że wykazana została prawdziwość hipotezy drugiej.

Tabela 5. Okresy podwyższonych udziałów w ryzyku systemowym dla poszczególnych banków

Bank	Miesiące podwyższonego udziału	Treść komunikatów ESPI pojawiających się w okresach podwyższonych udziałów instytucji w ryzyku systemowym
Alior Bank	2013.06; 2013.09–10; 2014.07; 2016.10	<ul style="list-style-type: none"> – W połowie 2013 roku pojawiały się rekomendacje funduszy inwestycyjnych dotyczące kupna akcji banku, co zwiększyło popyt na nie. Inwestorzy krótkoterminowi realizowali zyski i po znaczących wzrostach wysprzedawali akcje, co doprowadziło do wzrostu zmienności stóp zwrotu. – Zmiana sposobu księgowania przychodów z bankassurance obniżyła wynik finansowy netto Alior Banku za trzeci kwartał 2013 roku o 105 mln PLN, co sprawiło, że rekomendacje dla tej instytucji zostały obniżone i nastąpiły gwałtowne spadki cen akcji emitowanych przez Alior Bank. – Sprzeczne rekomendacje dotyczące sytuacji finansowej Alior Banku w październiku 2016 roku mogły mieć wpływ na wzrost wariacji stóp zwrotu.
Bank Handlowy	2013.07–08; 2016.08–09	<ul style="list-style-type: none"> – Na początku III kwartału 2013 roku instytucja pozytywnie zaskoczyła wynikami finansowymi, co doprowadziło do wzrostu cen akcji emitowanych przez Bank Handlowy. Jednocześnie propozycja dekapitacji Otwartych Funduszy Emerytalnych (OFE) doprowadziła do pogorszenia się wartości akcji instytucji finansowych. Duże wahania kursu akcji Banku Handlowego przyczyniły się do wzrostu udziału w ryzyku systemowym. – Przeplatanie się pozytywnych i negatywnych komunikatów ESPI w sierpniu i wrześniu 2016 roku przyczyniło się do wzrostu zmienności stóp zwrotu z akcji tego banku, a następnie wzrostu jego udziału w ryzyku systemowym.

⁴⁵ P. Mielcarz, B. Podgórski, *Wpływ negatywnych i neutralnych rekomendacji na osiągnięcie ponadprzeciętnych stóp zwrotu na GPW w latach 2005–2006*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego” 2008, vol. 7, s. 533–543.

⁴⁶ M. Kędzior, *Zależności między wybranymi charakterystykami „corporate governance” a ujawnieniami w zakresie społecznej odpowiedzialności biznesu*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu” 2018, vol. 503, s. 207–215.

Tabela 5 – cd.

Bank	Miesiące podwyższonego udziału	Treść komunikatów ESPI pojawiających się w okresach podwyższonych udziałów instytucji w ryzyku systemowym
BNP Paribas	2014.12; 2016.07–09	<ul style="list-style-type: none"> – Niepewność związana z inwestowaniem w akcje banku BGŻ BNP Paribas w grudniu 2014 roku mogła wynikać z ogłoszenia przymusowego wykupu akcji. – Problemy informatyczne związane z podwójnym księgowaniem operacji bankowych, pojawiające się w połowie 2016 roku, mogły prowadzić do wycofywania pieniędzy z banku przez klientów oraz motywować akcjonariuszy do wyprzedaży akcji. Jednocześnie pod koniec sierpnia 2016 roku pojawiały się wyniki finansowe wskazujące na zdecydowanie wyższy zysk banku za pierwsze półrocze w porównaniu z 2015 rokiem. Wysoka zmienność stóp zwrotu sprawiła, że udział analizowanej instytucji w ryzyku systemowym w trzecim kwartale 2016 roku był znaczący.
Bank Ochrony Środowiska	2015.07; 2016.07–09	<ul style="list-style-type: none"> – Negatywne informacje dotyczące sytuacji w systemie bankowym, pojawiające się w lipcu 2015 roku, oraz newsy dotyczące szczególnej wrażliwości BOŚ na zapowiedzi przedwyborcze dwóch ówczesnych głównych konkurentów na polskiej scenie politycznej spowodowały, że ceny akcji analizowanego banku gwałtownie spadły, a udział w ryzyku systemowym był wysoki. – Złe informacje dotyczące sytuacji finansowej BOŚ w drugiej połowie 2016 roku przyczyniły się do spadku oceny jakości akcji emitowanych przez ten bank i wzrostu jego udziału w ryzyku systemowym.
Getin Bank	2018.08–09; 2019.02–03	<ul style="list-style-type: none"> – Komunikaty o odpisach w Idea Banku miały negatywny wpływ na ceny akcji wszystkich banków należących do biznesmena Leszka Czarneckiego. Dlatego też udział tego banku w ryzyku systemowym w sierpniu i wrześniu 2018 roku był relatywnie wysoki. – Na początku lutego 2019 roku ceny akcji analizowanego banku gwałtownie rosły, co analitycy interpretowali jako „grę pod nowego inwestora”. Następnie inwestorzy krótkoterminowi zaczęli realizować zyski i ceny akcji spadały. Bardzo wysoka zmienność stóp zwrotu z akcji emitowanych przez Getin Bank mogła sprawić, że udział instytucji w ryzyku systemu bankowego był wyższy niż w innych okresach.
Getin Noble Bank	2019.02	<ul style="list-style-type: none"> – Przeplatanie się długich okresów wzrostów i spadków cen akcji w lutym 2019 roku sprawiło, że wariacja stóp zwrotu była wysoka i udział banku w ryzyku systemowym był znacząco wyższy niż w innych okresach.
ING Bank Śląski	2014.11– 2015.01	<ul style="list-style-type: none"> – W analizowanym okresie przeplatały się pozytywne i negatywne rekomendacje domów maklerskich, co sprawiło, że wariacja stóp zwrotu z akcji emitowanych przez bank była wysoka.

Tabela 5 – cd.

Bank	Miesiące podwyższonego udziału	Treść komunikatów ESPI pojawiających się w okresach podwyższonych udziałów instytucji w ryzyku systemowym
mBank	2013.11; 2016.07–10	– Najdłuższy okres wyższego udziału banku w ryzyku systemowym pokrywał się z czasem, w którym pojawiały się niekorzystne informacje oraz wyroki sądowe związane z działalnością instytucji finansowej. Komisja Nadzoru Finansowego (KNF) uznała mBank za instytucję o znaczeniu systemowym i nałożyła na niego dodatkowy bufor w wysokości równoważnej 0,5% łącznej kwoty ekspozycji na ryzyko. W sporze między bankiem a jego klientami, mającymi kredyty hipoteczne we frankach szwajcarskich, Urząd Ochrony Konkurencji i Konsumentów (UOKiK) stwierdził, że postanowienie w tych umowach określające zmiany oprocentowania jest niedozwolone, a umowy mogą zostać uznane za nieważne. Jednocześnie UOKiK ogłosił, że klauzule nieprecyzyjnie wskazujące zmiany oprocentowania oraz sposób ustalania wysokości kwoty kredytu hipotecznego waloryzowanego do franka szwajcarskiego i rat kapitałowo-odsetkowych są niedozwolone. 8 września 2016 roku Sąd Najwyższy odrzucił skargę kasacyjną mBanku w sprawie egzekucji kredytu frankowego. Znaczące spadki cen akcji emitowanych przez mBank sprawiły, że udział tej instytucji w ryzyku systemowym był wysoki.
Bank Millennium	2014.03–04; 2014.12; 2016.09	– Zwyżki i obniżki rekomendacji dla Banku Millennium w marcu i kwietniu 2014 roku sprawiły, że wariacja stóp zwrotu z akcji emitowanych przez ten bank była wysoka. – Na przełomie lat 2014 i 2015 pojawiły się pozytywne rekomendacje dotyczące Banku Millennium, co spowodowało wzrost cen akcji. Inwestorzy krótkoterminowi realizowali zyski, nastąpił spadek cen akcji. Spowodowało to wzrost zmienności stóp zwrotu i udziału banku w ryzyku systemowym. – Wzrost udziału banku w ryzyku systemowym we wrześniu 2016 roku mógł wynikać z nałożenia przez KNF dodatkowego buforu na Bank Millennium.
Bank Santander	2016.06–08	– Przeplatanie się pozytywnych (w tym rekomendacji typu „akumuluj”) oraz negatywnych (w tym rekomendacji typu „sprzedaj”) informacji dotyczących sytuacji finansowej banku przyczyniło się do wzrostu zmienności stóp zwrotu z akcji i udziału banku w ryzyku systemowym w analizowanym okresie.
Bank Unicredit	2014.03; 2014.07–09	– Ze względu na słabe wyniki finansowe instytucji, w analizowanych okresach odnotowano wyraźne spadki cen akcji emitowanych przez ten bank, więc jego udział w ryzyku systemowym był wówczas relatywnie wysoki.

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowanie

W niniejszym artykule badany był udział w ryzyku systemowym banków wchodzących w skład indeksu *WIG-BANKI*. Badanie objęło okres od stycznia 2013 roku do marca 2021 roku. Szczególną uwagę zwrócono na podokres poprzedzający wybuch kryzysu pandemicznego, czyli podokres między styczniem 2013 roku a lutym 2020 roku oraz okres lockdownu związanego z Covid-19.

Uzyskane rezultaty wskazują, że w okresie kryzysu pandemicznego nastąpił wyraźny wzrost udziału największych instytucji finansowych w ryzyku systemowym. Wynik ten wyjaśniany był poprzez wzrost korelacji między rynkową stopą zwrotu a stopami zwrotu dla największych instytucji w warunkach niestabilnych. Potwierdził on zasadność jednej z postawionych tez badawczych i był zgodny z wynikami podobnych badań dla innych krajów.

Komunikaty ESPI miały znaczący wpływ na udział poszczególnych instytucji w ryzyku systemowym. Wzrost udziału następował przede wszystkim w okresach pojawiania się negatywnych informacji i związanym z tym wzrostem liczby okresów charakteryzujących się wysoką co do modułu i ujemną stopą zwrotu. Niemniej jednak przeplatanie się negatywnych i pozytywnych informacji zwiększało wariancję stóp zwrotu i przyczyniało się do wzrostu udziałów instytucji finansowych w ryzyku systemowym. Dlatego też druga postawiona hipoteza okazała się być prawdziwa.

Należy zwrócić uwagę, że przede wszystkim komunikaty związane z ważnymi wydarzeniami dotyczącymi sytuacji banków komercyjnych miały wpływ na ich udział w ryzyku systemowym. W przypadku instytucji mających w swoich portfelach duży odsetek kredytów denominowanych we frankach szwajcarskich, informacje dotyczące niekorzystnych dla banków interpretacji umów kredytowych czy też niosące ze sobą ryzyko poniesienia przez banki wysokich kosztów prowadziły do wzrostu ich udziałów w ryzyku systemowym. Jeśli wprowadzenie podatku bankowego wiązało się ze znaczącym pogorszeniem sytuacji danej instytucji, to wówczas następował zdecydowany wzrost jej udziału w ryzyku systemowym.

Spośród teorii, których prawdziwość potwierdziły wyniki empiryczne, należy zwrócić uwagę przede wszystkim na teorię perspektywy. Lepsze i gorsze od oczekiwań wyniki finansowe banku prowadziły do wzrostu wariancji stóp zwrotu, co następnie powodowało wzrost udziału instytucji w ryzyku systemowym. Potwierdzone zostało znaczenie aspektów behawioralnych przy podejmowaniu decyzji przez inwestorów, a wyniki przeprowadzonego badania mogą stanowić wkład do rozwijającej się dziedziny badawczej jaką jest komunikacja giełdowa.

Chociaż pokazany został wpływ różnego rodzaju komunikatów na udziały poszczególnych banków w ryzyku systemowym, wydaje się, że przeprowadzenie dalszych badań powinno mieć istotne znaczenie dla wiedzy z zakresu finansów behawioralnych. W przyszłych badaniach zostanie przeprowadzona klasyfikacja komunikatów ESPI i będzie oszacowany wpływ poszczególnych ich typów na stopy zwrotu, zmienność oraz udział w ryzyku systemowym.

Bibliografia

Acharya V., Pedersen L.H., Phillippon T., Richardson M., *Measuring Systemic Risk*, „Review of Financial Studies” 2017, vol. 30.

Adrian T., Brunnermeier M.K., *CoVaR*, „American Economic Review” 2016, vol. 106.

Akaike H., *A new look at the statistical model identification*, „IEEE Transactions on Automatic Control” 1974, vol. 19.

Andries A.M., Nistor S., Sprincean N., *The impact of central bank transparency on systemic risk. Evidence from Central and Eastern Europe*, „Research in International Business and Finance” 2020, vol. 51.

Banulescu G.D., Dumitrescu E.I., *Which are the SIFIs? A Component Expected Shortfall approach to systemic risk*, „Journal of Banking and Finance” 2015, vol. 50.

Barua B., Barua S., *COVID-19 implications for banks: evidence from an emerging economy*, „SN Business and Economics” 2021, <https://doi.org/10.1007/s43546-020-00013-w>

Billio M., Getmansky M., Lo A.W., Pelizzon I., *Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors*, „Journal of Financial Econometrics” 2012, vol. 104.

Bretschler L., Hsu A., Simasek P., Tamoni A., *Covid-19 and the cross-section of equity returns: impact and transmission*, „The Review of Asset Pricing Studies” 2020, vol. 10.

Brownless C., Engle R.F., *SRISK: a conditional capital shortfall measure of systemic risk*, „Review of Financial Studies” 2017, vol. 30.

Brzeszczyński J., Kelm R., *Ekonometryczne modele rynków finansowych. Modele kursów giełdowych i kursów walutowych*, Wydawnictwo WIG PRESS, Warszawa 2002.

Caliskan H., Cevik E.I., Cevik N.K., Dibooglu S., *Identifying systemically important financial institutions in Turkey*, „Research in International Business and Finance” 2021, vol. 56.

Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C., *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton 1997.

Cappiello L., Engle R.F., Sheppard K., *Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns*, „Journal of Financial Econometrics” 2006, vol. 4.

Cichy J., *Sytuacja finansowa polskiego sektora bankowego w warunkach wzrostu obciążeń fiskalnych i ich wpływ na ratingi banków*, „Studia Ekonomiczne” 2017, vol. 325.

Demirguc-Kant A., Pedraza A., Ruiz-Ortega C., *Banking Sector Performance During the COVID-19 Crisis*, „Policy Research Working Paper” 2020, No. 9363.

Doman M., Doman R., *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*, Oficyna a Wolters Kluwer business, Warszawa 2009.

Doman M., Doman R., *Dynamika zależności na globalnym rynku finansowym*, Wydawnictwo Diffin, Warszawa 2014.

Fang L., Suna B., Li H., Yu H., *Systemic risk network of Chinese financial institutions*, „Emerging Markets Review” 2018, vol. 35.

Fiszeder P., *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń 2009.

Hannan E.J., Quinn B.G., *The determination of the order of autoregression*, „Journal of the Royal Statistical Society. Series B” 1979, vol. 41.

Hendricks D., Kambhu J., Mosser P., *Systemic Risk and the Financial System*, „Federal Reserve Bank of New York” 2006.

Kahneman D., Tversky A., *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*, „Econometrica” 1979, vol. 47.

Karkowska R., Niedziółka P., *Rentowność banków komercyjnych a ich płynność w kontekście implementacji ilościowych norm płynności rekomendowanych przez Bazylejski Komitet ds. Nadzoru Bankowego*, „Bank i Kredyt” 2019, vol. 50.

Kędzior M., *Zależności między wybranymi charakterystykami „corporate governance” a ujawnieniami w zakresie społecznej odpowiedzialności biznesu*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu” 2018, vol. 503.

Khiari W., Ben Sassi S., *On identifying systemically important Tunisian banks: an empirical approach based on the Δ CoVaR measures*, „Risks” 2019, vol. 7.

Mielcarz P., Podgórski B., *Wpływ negatywnych i neutralnych rekomendacji na osiągnięcie ponadprzeciętnych stóp zwrotu na GPW w latach 2005–2006*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego” 2008, vol. 7.

Murphy E.V., *What is Systemic Risk? Does it apply to recent JP Morgan Losses?*, „Congressional Research Service” 2012.

Osińska M., *Ekonometria finansowa*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2006.

Reinhart C.M., Rogoff K.S., *Is the 2007 US sub-prime financial crisis so different? An international historical comparison*, „American Economic Review” 2008, vol. 98.

Scaillet O., *Nonparametric estimation and sensitivity analysis of expected shortfall*, „Mathematical Finance” 2004, vol. 14.

Schwarz G., *Estimating the Dimension of a Model*, „Annals of Statistics” 1978, vol. 6.

Sławiński A., Chmielewska A., *Zrozumieć rynki finansowe*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2017.

Wawrzyniak M., *Efektywność techniczna polskiego sektora banków komercyjnych*, „Bezpieczny Bank” 2021, vol. 82.