

Marta Karaś\*

ORCID: 0000-0003-2589-8147

Marta.Karas@ue.wroc.pl

Michał Stachura\*\*

ORCID: 0000-0002-0115-3522

michal.stachura@ujk.edu.pl

## Modelowanie efektu zarażania ryzykiem systemowym w wybranych systemach bankowych w Europie

### Streszczenie

Zarażanie jest elementem ryzyka systemowego, którego pomiar stanowi szczególnie wyzwanie w europejskim sektorze bankowym głównie w związku z dostępnością informacji i danych oraz specyfiką powiązań kapitałowych banków matek i ich podmiotów zależnych. Artykuł przedstawia nowe ujęcie pomiaru efektu zarażania generowanego nie tylko przez banki notowane na giełdzie, ale też przez nienotowane, ale systemowo ważne banki własnościowo powiązane z notowanymi systemowo ważnymi bankami europejskimi. Autorskie ujęcie pomiaru jest zilustrowane badaniem empirycznym z zastosowaniem miary  $\Delta CoVaR$  dla 58 banków w okresie od stycznia 2006 r. do kwietnia 2023 r., w którym przeanalizowano zarażanie dla 13 grup powiązanych banków. Proponowana metoda pozwala istotnie zwiększyć pulę systemowo ważnych banków, które można objąć analizą, a zastosowana uwzględnia w pomiarze zarówno aspekty ryzyka systemowego charakterystyczne dla banku głównego, jak i banków powiązanych oraz specyfikę turbulencji, charakterystyczną dla analizowanych systemów krajowych. Metoda stanowi zatem dobrą alternatywę dla regulatorów i banków centralnych wielu krajów europejskich, gdzie zastosowanie miary  $CoVaR$  w ujęciu klasycznym nie jest w pełni wystarczające.

**Słowa kluczowe:** ryzyko systemowe, portfelowe miary ryzyka,  $CoVaR$ , banki systemowo ważne, zarażanie

**Kody JEL:** G32, C58, E44

---

\* Marta Karaś – doktor, Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu.

\*\* Michał Stachura – doktor, Uniwersytet Jana Kochanowskiego w Kielcach.

## Modelling the effect of systemic risk contagion in selected banking systems in Europe

### Abstract

Systemic contagion measurement is challenging in the European banking sector due to data availability issues and the specific nature of strong ownership ties between parent institutions and their subsidiaries. The paper presents a new approach that allows measuring the contagion effect generated by non-listed systemically important European banks based on their ties with listed – systemically important European banks. This approach is illustrated by an empirical study applying  $\Delta\text{CoVaR}$  to 58 banks in the period 01.2006–04.2023, in which contagion was analyzed for 13 groups of related banks. The proposed approach makes it possible to significantly increase the pool of studied systemically important banks. Notably, it takes into account systemic risk characteristic of both: the mother bank and its subsidiaries, as well as the specificity of turbulence characteristic of each analyzed financial system. Therefore, the method is a useful alternative for regulators and central banks in European countries where using the CoVaR measure – in its classical form, is ineffective.

**Keywords:** systemic risk, portfolio-based risk measures, CoVaR, systemically important banks, contagion

**JEL Codes:** G32, C58, E44

### Wstęp

Nagromadzeniu i materializacji ryzyka systemowego towarzyszą procesy przebiegające na trzech płaszczyznach. Są to zaburzenia płynności w systemie finansowym, kruchość instytucji finansowych, w szczególności banków systemowo ważnych, oraz efekt zarażania, czyli procesy towarzyszące przenoszeniu się ryzyka z jednego podmiotu w systemie finansowym na inne. W przypadku zarażania niezmiernie ważne jest, aby analiza na poziomie systemowym (np. kraju czy regionu) uwzględniała jak największą liczbę banków ważnych dla danego systemu. Jeżeli pomiarem obejmujemy mniejszość takich banków, analiza jest nieskuteczna, nie pozwala bowiem oszacować prawdopodobnej skali strat, które nastąpią w danym systemie w przypadku materializacji ryzyka systemowego.

Pośród powszechnie uznanych miar zarażania systemowego za jedną z najbardziej kluczowych uważa się miarę warunkowej wartości zagrożonej – *CoVaR*. Jest to miara wykorzystująca informację niesioną przez dobrze znaną miarę ryzyka portfela inwestycyjnego – miarę wartości zagrożonej (ang. *value at risk, VaR*), co oznacza, że wykorzystuje ona informację o zmieniającej się w czasie stopie zwrotu z akcji analizowanych instytucji. Niestety, zastosowanie tej miary dla wielu krajów europejskich nie jest skuteczne, ponieważ wymaga ona, by analizowane banki były notowane na giełdzie. Tymczasem większość banków systemowo ważnych dla przeważającej liczby krajów Europy Środkowej i Wschodniej jest powiązanych z dużymi bankami europejskimi, głównie zachodnimi, które nie są notowane na lokalnych giełdach tych krajów. Są to najczęściej albo banki-córki wspomnianych dużych Europejskich

instytucji finansowych lub też ich filie zagraniczne. W mniejszym stopniu problem ten dotyczy również Europy Zachodniej. W efekcie zastosowanie modelu CoVaR dla Europy daje bardzo niekompletny obraz efektu zarażania i nie pozwala na formułowanie wniosków w odniesieniu do ryzyka systemowego.

Niniejsza publikacja przedstawia rozwiązanie tego problemu z wykorzystaniem zaproponowanej nowej metody pozwalającej na uwzględnienie w tym pomiarze efektu zarażania generowanego przez nienotowane systemowo ważne banki europejskie na podstawie ich powiązań z notowanymi systemowo ważnymi bankami europejskimi (bankami-matkami) opierające się na danych giełdowych dotyczących banku głównego oraz wskaźniku ważności systemowej (ang. *systemic risk score*) nienotowanych banków lokalnych (córek lub filii zagranicznych), powiązanych z bankiem głównym.

W części empirycznej prezentowana metoda została zastosowana dla 13 grup powiązanych banków, w każdej z których wszystkie banki zostały wskazane przez Europejski Urząd Nadzoru Bankowego (EUNB, ang. *European Banking Authority*) jako banki systemowo ważne. Badanie objęło w ten sposób 58 systemowo ważnych banków europejskich z 19 krajów, z czego 8 to kraje z notowaniem banku głównego (matki), a 11 to kraje, w których znajdują się powiązane z nimi lokalne banki systemowo ważne (banki-córki lub filie zagraniczne)<sup>1</sup>. Co ważne, zastosowanie proponowanej w niniejszym artykule metody pozwala na zwiększenie liczby systemowo ważnych banków uwzględnianych w modelowaniu efektu zarażania dla całej Europy z 84 do 138 banków, czyli zwiększa tę liczbę o 54 nowe podmioty (patrz: *Lista systemowych banków europejskich*, EUNB 2023). W przypadku uwzględnionych w badaniu krajów regionu Europy Środkowej i Wschodniej (EŚW) podnosi proporcję systemowych banków objętych analizą z 20% (przy zastosowaniu podejścia klasycznego) do 73%.

Artykuł składa się z czterech części. W pierwszej zaprezentowano przegląd literatury, który koncentruje się na dwóch zagadnieniach: istotności efektu zarażania dla stabilności systemów finansowych oraz identyfikacji problemu, jakim jest modelowanie efektu zarażania w Europie, a w szczególności w regionie EŚW. Następnie zaprezentowana jest proponowana metoda zapełniająca luki w konstrukcji europejskich systemów bankowych, wraz z uzasadnieniem, oraz model  $\Delta\text{CoVaR}$  i metoda estymacji efektu zarażania zastosowane w części empirycznej. W trzeciej części przedstawione są wyniki analizy empirycznej ilustrującej zastosowanie proponowanych rozwiązań dla systemowo ważnych banków europejskich. Ostatnia część zawiera wnioski.

<sup>1</sup> Charakter przyjętej metodyki wymaga również modelowania systemu banku matki, dlatego w badaniu wykorzystano łącznie 96 systemowo ważnych banków.

## 1. Przegląd literatury

### 1.1. Efekt zarażania w ryzyku systemowym

Ryzyko systemowe jest najbardziej złożonym ryzykiem w finansach i ekonomii. Większość definicji ryzyka systemowego w literaturze podkreśla, że ryzyko systemowe ma charakter wieloaspektowy i rozlewa się na gospodarkę realną (np. Brownlees, Engle 2017). Rada ds. Ryzyka Systemowego podaje zwięzłą definicję, która obejmuje główne cechy tego ryzyka, odnosząc je do „załamania całego systemu, a nie tylko do załamania jego poszczególnych części”, które przybiera postać: „kaskadowej reakcji w sektorze bankowym spowodowanej przez powiązania w ramach systemu finansowego” (CFA 2023).

Ryzyko systemowe jest ściśle związane z płynnością rynków finansowych, w tym w szczególności rynku międzybankowego, kruchością banków – czyli ich odpornością na wstrząsy zewnętrzne i wewnętrzne oraz z przenoszeniem się ryzyka pomiędzy poszczególnymi instytucjami systemowo ważnymi, czyli tak zwanym efektem zarażania (Jajuga i in. 2017). Ryzyko systemowe to ryzyko dynamicznie zmieniające się w czasie, związane z wieloma mechanizmami kumulacji i amplifikacji, czyli wzajemnych wzmocnień i efektu sprzężenia zwrotnego (Benoit i in. 2017). Co ważne, kiedy te procesy nakładają się na siebie, ryzyko systemowe materializuje się powodując kryzysy finansowe. Z badań empirycznych wynika, że w takich momentach banki upadają, a wstrząsy rozprzestrzeniają się poza sektor bankowy i wpływają na gospodarkę realną. Opisane tutaj mechanizmy sprawiają, że zarażanie jest szczególnie ważnym elementem ryzyka systemowego (por. Silva i in. 2017).

Wspomniany efekt zarażania występuje, gdy: „niestabilność danej instytucji (instrumentu, rynku, infrastruktury, sektora systemu finansowego) rozprzestrzenia się na inne części systemu finansowego z negatywnymi skutkami, prowadząc do kryzysu w całym systemie” (Smaga 2014, s. 11). Zazwyczaj wynika on ze współzależności pomiędzy uczestnikami systemu finansowego. Zatem zarażanie wzmacnia ryzyko występujące w mikroskali, czyli takie, które dotyka pojedynczych instytucji, nadając mu zasięg ogólnosystemowy i zamplifikowany.

Powiązania, korelacje i zarażanie są kluczowymi aspektami ryzyka systemowego (Scott 2012). Do najlepiej zbadanych kanałów rozprzestrzeniania się ryzyka systemowego należą kanały płynnościowe i informacyjne, a także kanał bilansowy, w szczególności wzajemne ekspozycje na ryzyko kredytowe (zob. np. Benoit i in. 2017) oraz strukturalny, związany z wysokimi koncentracjami (np. Cifuentes, 2005) i z fragmentacją rynków (np. Pala 2022; Chen, Duffie 2021).

Klasyfikacja skutków ryzyka systemowego jako zdarzeń o niskiej częstotliwości i wysokich stratach wydaje się właściwa, ponieważ ich prawdopodobieństwo jest niskie (Gai 2013; Glasserman, Young 2015), ale straty z nich wynikające mogą być niezwykle duże (Kobayashi 2013; Biais i in. 2016), gdyż kumulują się one w skali całego systemu. Zatem skutki ryzyka systemowego w postaci strat finansowych ma-

terializują się w lewym ogonie rozkładu stóp zwrotu. Możliwe jest więc identyfikowanie zarażania za pomocą kwantylowych miar ryzyka systemowego analizujących współwystępowanie strat uwarunkowanych wstrząsem (szokiem) (np. Brownless, Engle 2017; Adrian, Brunnermeier 2016).

Systemy finansowe są podatne na przenoszenie wstrząsów, ponieważ – tak, jak wszystkie inne systemy – są zbudowane z wzajemnie powiązanych elementów. Zażalenie to swego rodzaju efekt domina, czyli sekwencja szoków zewnętrznych zainicjowanych przez pojedyncze zdarzenie. W przypadku sektora bankowego jest to na przykład upadek jednego banku, który powoduje reakcję łańcuchową dalszych niewypłacalności, wpływając na cały system finansowy, generując koszty przejęć lub wykupów (ang. *bail-outs*). Drehmann i Tarashev (2011) pokazują, że zjawisko to występuje z powodu znacznej liczby i dużej skali powiązań między instytucjami finansowymi. Ponadto ryzyko między bankami przenosi się szczególnie szybko (zob. np. Kaufman 1992; Lubiński 2013), co skutkuje większą liczbą upadków i większymi stratami w krótkich okresach.

Co ważne, według Acharyi (2009) „wspólne ryzyko straty”, wynikające z korelacji aktywów banków, ma kluczowe znaczenie dla efektu zarażania. Przy tym jego podejście pokazuje, że wykorzystanie danych reprezentujących bezpośrednio ekspozycje (np. dane własnościowe, ekspozycje kredytowe lub skład portfela) nie jest konieczne do uchwycenia powiązań między bankami (Acharya, Rajan 2022). Zażalenie można bowiem zidentyfikować na podstawie zmieniającej się w czasie korelacji stóp zwrotu z akcji tych banków. Według tego założenia powstało wiele kwantylowych miar ryzyka stanowiących złoty standard pomiaru tego ryzyka w Stanach Zjednoczonych (patrz: System Rezerwy Federalnej 2023; Volatility Lab NYU SBS 2023 [<https://vlab.stern.nyu.edu/>]).

Wiele badań teoretycznych omawia skutki efektu zarażania. Wśród tych, które odnoszą się do rynków międzybankowych, są prace Nier i in. (2008), którzy zbadawszy dynamikę rozprzestrzeniania się ryzyka, wykazali, że przebiega ono na podstawie ekspozycji międzybankowych. Z kolei opierając się na wycenie zobowiązań międzybankowych, Eisenberg i Noe (2001) dowiedli, że niektóre banki dobrowolnie narażają się na ryzyko zarażania. Natomiast Zawadowski (2013) pokazuje, że niezabezpieczone ryzyko kontrahenta na rynkach międzybankowych może prowadzić do panik bankowych.

Inne badania pokazują, że zbyt gęste powiązania (Gai, Kapadia 2010; Acemoglu i in. 2015) oraz niekorzystnie ukształtowane sieci (Castiglionesi, Navarro 2011; Anand i in. 2013; Babus 2016; Babus, Hu 2017; Farboodi 2021) służą jako mechanizm propagacji wstrząsów. Afonso i Shin (2011), Duffie i Zhu (2011), Koepl, Monnet i Temzelides (2012), Acharya i Bisin (2014) oraz Duffie (2014) argumentują, że problem zarażania efektywnie mogą rozwiązać tylko kontrahenci centralni na rynku międzybankowym.

Wśród prac empirycznych identyfikujących kanały zarażania znajduje się opracowanie Chan-Lau, Espinosa i Sole (2009), którzy wykorzystali sieciowe modele eks-

pozycji międzybankowych do oceny efektów upadłości banków przy użyciu danych instytucjonalnych. Markose, Giansante i Shaghghi (2012) zbadali cechy instytucji, które są „zbyt wzajemnie powiązane, by upaść” w kontekście tworzenia klastrów. Z kolei Elliott, Golub i Jackson (2014) przeanalizowali integrację oraz dywersyfikację sektora bankowego. Absolutna większość badań empirycznych nie obejmuje znacznej części systemu europejskiego, co wynika z ograniczeń związanych z dostępnością danych, np. powodowaną uwarunkowaniami prawnymi czy też specyfiką małych lokalnych giełd i brakiem wielu instrumentów dostępnych na rynkach największych, takich jak rynek amerykański.

Efekt zarażania może wynikać z czynników obiektywnych – gdy wstrząsy przechodzą przez powiązania handlowe i finansowe, lub subiektywnych – gdy asymetria informacji i uprzedzenia behawioralne wpływają na podejmowanie decyzji. Jednocześnie wzajemne powiązania instytucji finansowych są nieodłączną cechą współczesnego złożonego systemu finansowego i wynikają bezpośrednio z jego charakteru. Wreszcie kumulacja niestabilności wydaje się nieunikniona, ponieważ jest bezpośrednio związana z naturą rynków finansowych. Przytoczone badania wyraźnie świadczą, że analiza efektu zarażania jest bezwzględnie ważna dla właściwego pomiaru ryzyka systemowego. Pokazują również, że skuteczne analizowanie efektu zarażania nie jest możliwe, jeśli większość analizowanych systemowo ważnych podmiotów danego systemu finansowego jest wykluczona z takiej analizy i powinna ona uwzględniać jak najpełniejszy obraz ogniw badanych systemów finansowych.

## 1.2. Wyzwania dotyczące modelowania efektu zarażania w Europie

Co najmniej dwa fakty dotyczące systemów finansowych Europy Środkowo-Wschodniej mają kluczowe implikacje dla analizy ryzyka systemowego. Pierwszy z nich jest typową cechą wszystkich rynków wschodzących: sektor bankowy jest w nich najbardziej centralną częścią systemu finansowego; jest więc także „głównym źródłem ryzyka dla stabilności finansowej” (Karkowska 2013, s. 4). Drugim faktem jest to, że zagraniczni właściciele kontrolują sektor bankowy EŚW, w wielu krajach posiadając ponad 90% wszystkich aktywów bankowych w regionie (Radulescu, Banica, Sinisi 2018, s. 7–8). W konsekwencji kraje EŚW mają stosunkowo jednorodny systemy finansowe, w których banki z kapitałem zagranicznym są głównymi dostawcami kredytów (Dumicic 2018, s. 2).

Co ciekawe, zagraniczne banki nie są notowane na lokalnych rynkach akcji, dopóki rynki te nie staną się wystarczająco duże (głębokie). Polski przykład dobrze ilustruje to zjawisko. W Polsce wszystkie większe banki są notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (patrz: indeks WIG-BANKI), podczas gdy w pozostałych krajach regionu prawie żaden z banków z kapitałem zagranicznym nie jest notowany lokalnie. W efekcie w polskim systemie finansowym można zastosować znacznie szerszy zestaw miar ryzyka systemowego niż w innych krajach EŚW.

Fakt, że tak wiele systemów bankowych w omawianym regionie polega na bankach będących własnością kapitału zagranicznego, stanowi poważne wyzwanie makroostrożnościowe. Mimo że kraje EŚW były pionierami w stosowaniu szerokiej gamy narzędzi makroostrożnościowych już przed światowym kryzysem finansowym, to większość spółek zależnych od dużych banków zachodnioeuropejskich była w stanie obejść przepisy dzięki bliskim powiązaniom z instytucjami macierzystymi (Dumicic 2018, s. 10), amplifikując ryzyko systemowe w regionie.

Barkauskaite, Lakstutiene i Witkowska (2018) uważają, że zależność od zagranicznej matki w decyzjach strategicznych jest ważnym czynnikiem makroostrożnościowym. Podobnie wskazuje Jočienė (2015), dokumentując, że filie banków z kapitałem zagranicznym na Litwie, Łotwie i w Estonii przyjmują modele biznesowe ich zagranicznej matki, nawet jeśli nie jest to dla nich optymalne, co zmniejsza ich stabilność. Godnym uwagi przykładem w kontekście zarażania może też być gwałtowne delewarowanie (obniżanie dźwigni finansowej) rumuńskich i bułgarskich banków o większościowym kapitale zagranicznym, które wpłynęło na podaż kredytów dla realnej gospodarki w regionie bałkańskim (Radulescu, Banica, Sinisi 2018). Mimo wysiłków lokalnych regulatorów nie udało się ograniczyć tych procesów.

Od 2015 r. Europejski Urząd Nadzoru Bankowego wymaga od organów regulacyjnych państw członkowskich obliczania wskaźników ważności systemowej (ang. *systemic importance scores*, SIS), które identyfikują Inne Systemowo Ważne Instytucje (O-SII) – „instytucje, które ze względu na swoje znaczenie systemowe z większym prawdopodobieństwem stwarzają ryzyko dla stabilności finansowej, mogą wprowadzać do systemu negatywne efekty zewnętrzne i przyczyniać się do zakłóceń” (EUNB 2014). Banki z kapitałem zagranicznym, najczęściej filie znacznie większych banków z Europy Zachodniej i Skandynawii, stanowią większość takich O-SII w regionie EŚW.

Prace Bisiasa i in. (2012), Hattoriego i in. (2014), Silvy i in. (2017) oraz Jajugi i in. (2017) przedstawiają przegląd obszernej liczby miar ryzyka systemowego. Pomimo tej mnogości tylko nieliczne opracowania przedstawiają miary pozwalające uwzględnić efekt zarażania w zastosowaniu dla krajów EŚW.

Wśród nich znajduje się Indeks Niestabilności Finansowej (FII) zaproponowany przez Jakubika i Slačika (2013) oraz *Composite Indicator of Systemic Stress* (CISS) (Hollo, Kremer, Lo Duca 2012) obliczony przez Kubinschi i Barnea (2016) dla Czech, Węgier, Polski i Rumunii. Europejski Bank Centralny na bieżąco wylicza CISS dla rozwiniętych gospodarek strefy euro oraz Czech, Węgier i Polski. Ponadto Narodowy Bank Polski stosuje stosunkowo rozbudowany model wczesnego ostrzegania z wykorzystaniem szacowanej luki popytowej. Z kolei Litwa stosuje miarę wartości zagrożonej PKB (ang. *GDP-at-risk*, Lietuvos Bankas 2019). Dwa ostatnie podejścia pozwalają na połączenie szerszych danych otoczenia finansowego ze wskaźnikami mikroostrożnościowymi w celu uzyskania jednej oceny ryzyka systemowego (wskaźnika lub indeksu). Niestety, zarówno te podejścia, jak i FII oraz CISS posługują się szerszymi indeksami rynkowymi (z rynku pieniężnego, walutowego, akcji i obligacji) i nie umożliwiają analizy efektu zarażania dla poszczególnych banków,

co jest szczególnie ważne z punktu widzenia makroostrożnościowej regulacji rynku finansowego.

Kwantylowe miary ryzyka systemowego, które łączą dane na poziomie banku i rynku, i tym samym pozwalają uchwycić efekt zarażania, są jeszcze rzadziej stosowane w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Ponadto przy zastosowaniu tych miar ograniczenia danych zmniejszają próbę banków, wymuszają bowiem wyłączenie banków z kapitałem zagranicznym, które nie są notowane na krajowych giełdach papierów wartościowych.

W tabeli 1 przedstawiono szczegółowe informacje dotyczące badań wykorzystujących opisany typ miar ryzyka systemowego dla regionu EŚW opublikowanych w ostatniej dekadzie. Badania te są nieliczne, ponieważ omawiany region stanowi szczególne wyzwanie dla modelowania efektu zarażania z powodu utrudnionej dostępności danych i własnościowej charakterystyki sektora bankowego.

W tabeli 1 przedstawiono badania wykorzystujące kwantylowe miary pozwalające na modelowanie ryzyka systemowego w krajach EŚW, z uwzględnieniem efektu zarażania. Badania te nie mogły być skuteczne w uchwyceniu wpływu O-SII z uwagi na bardzo okrojoną próbę badawczą, która obejmowała nie więcej niż 25% wszystkich istniejących systemowo ważnych banków.

Kolumna dotycząca nowej metody wskazuje, w jaki sposób metoda ta zwiększa liczbę banków o znaczeniu systemowym, które mogą być analizowane. W przypadku Litwy, Słowacji i Słowenii wzrost tej liczby wynosi od 35 do 40 punktów procentowych. W pozostałych krajach jest to od 50 do 60 (Chorwacja i Czechy) lub od 60 do 75 (Bułgaria, Rumunia i Węgry). Co więcej, po raz pierwszy umożliwia analizę Estonii oraz Łotwy. W sumie 46 nowych O-SII z regionu EŚW może być uwzględnione w pomiarze ryzyka z wykorzystaniem miary  $\Delta CoVaR$ . Tym samym spośród 86 O-SII zidentyfikowanych przez Europejski Urząd Nadzoru Bankowego (EUNB, 2023) dla badanych krajów, analizowanych może być aż 63, co stanowi 73,3% wszystkich systemowo ważnych banków.

Proponowana tutaj metoda znajduje też zastosowanie dla wielu krajów Europy Zachodniej, bowiem w tych krajach również znajdują się systemowo ważne banki o kapitale zagranicznym, które nie są notowane na lokalnych giełdach. Zastosowanie proponowanego podejścia umożliwia uwzględnienie dodatkowych 27 banków w Europie Zachodniej, co podnosi odsetek uwzględnianych OSII<sup>2</sup> o 33 punkty procentowe. Wśród krajów, których analiza zostaje w ten sposób najbardziej wzbogacona, są: Wielka Brytania<sup>3</sup> (7 Banków), Luxemburg (5 banków) oraz Irlandia (4 ban-

<sup>2</sup> W przypadku Wielkiej Brytanii listę instytucji ważnych systemowo publikuje Bank Anglii (2022). Dla pozostałych krajów listę G-SIB i OSII przyjęto za EUNB (2023).

<sup>3</sup> W przypadku Wielkiej Brytanii i Irlandii powiązania dotyczą również banków głównych notowanych poza Europą, co spowodowało, że kraje te nie zostały objęte analizą w niniejszym opracowaniu. Proponowana metoda pozwala jednak modelować efekt zarażania również w przypadku takich banków. Jak wskazuje Marcinkowska (2023) kanał zarażania przenoszący ryzyko ze Stanów Zjednoczonych do Europy może stanowić istotne zagrożenie dla stabilności banków europejskich, szczególnie w kontekście załamania Silicon Valley Bank.



ki). Pozostałymi krajami, dla których zastosowanie proponowanej metody podnosi liczbę analizowanych banków są: Austria, Belgia, Cypr, Dania, Francja, Holandia, Niemcy, Norwegia, Portugalia. Tak istotne poszerzenie próby badanych podmiotów pozwala ująć ryzyko Europy w skali systemowej, co nie było dotychczas możliwe.

**Tabela 1. Miary ryzyka systemowego łączące dane bankowe i giełdowe: zastosowanie do krajów Europy Środkowo-Wschodniej wchodzących w skład Unii Bankowej**

Badanie Kraj	Karkowska 2013		Engle, Capellini, Reis 2023		Jajuga et al. 2017		Andries, Nistor, Sprincean 2020		Nowa metoda	Metoda klasyczna	O-SII łącznie*
	Liczba	Banki	O-SII	Banki	O-SII	Banki	O-SII	Banki	O-SII		
Bułgaria	4	3	0	0	3	2	4	3	9	2	11
Chorwacja	0	0	1	1	0	0	8	3	8	2	9
Czechy	1	1	2	1	0	0	1	1	5	0	7
Estonia	0	0	0	0	0	0	0	0	4	0	5
Litwa	3	2	0	0	0	0	1	1	5	1	5
Łotwa	1	0	0	0	0	0	0	0	2	0	10
Polska	8	8	12	8	11	8	10	8	8	8	8
Rumunia	2	1	2	2	2	2	3	2	9	2	10
Słowacja	0	0	1	1	2	2	4	2	4	0	5
Słowenia	0	0	3	1	0	0	0	0	3	1	8
Węgry	2	1	2	1	2	1	1	1	6	1	8
Łącznie	21	16	23	15	20	15	32	21	63	17	86
% O-SII	18,6%		17,4%		17,4%		24,4%		73,3%	19,8%	
Okres badania	2006–2012		2000–2023		2005–2016		2005–2012		2006–2023		
Miara	CCA		SRISK		SRISK, CoVaR			CoVaR			

\* W analizach ujęto wszystkie banki, których średni wskaźnik systemowości SIS w badanym okresie wynosił co najmniej 250 punktów (przy maksymalnej wartości wskaźnika 10 000 punktów).

Źródło: opracowanie własne na podstawie list O-SII z lat 2015–2023 (Europejski Urząd Nadzoru Bankowego, EUNB 2023) oraz źródeł cytowanych w tabeli.

## 2. Metody badawcze

Aby empirycznie przeanalizować efekt zarażania i wkład poszczególnych banków europejskich w ryzyko systemowe wynikający z ich potencjału do propagacji tego ryzyka, zastosowano model  $\Delta CoVaR$ , warunkową kwantylową miarę ryzyka, czerpiącą z koncepcji wartości zagrożonej. Modeluje ona wzajemne powiązania sektora bankowego, wskazując, w jaki sposób indeks sektora bankowego spada, gdy cena akcji pojedynczego banku spada. Pomiar odbywa się na podstawie stopy zwrotu z poszczególnych akcji i giełdowego syntetycznego<sup>4</sup> indeksu sektora bankowego. Kreśląc  $\Delta CoVaR$  w czasie, można przeanalizować kondycję sektora finansowego w zależności od czynników wyzwalających ryzyko systemowe (straty co najmniej na poziomie wartości zagrożonej) z udziałem określonego banku, a także obecną sytuację w porównaniu z tą z przeszłości.

Zgodnie z powyższym,  $\Delta CoVaR$  ujmuje wkład każdego banku systemowego w ogólne ryzyko systemowe, ponieważ zakłada uwarunkowanie ryzyka poszczególnych banków od kondycji systemu finansowego. Miara ta koncentruje się jednak na przenoszeniu się ryzyka między bankami w odpowiedzi na zewnętrzny szok. Dlatego  $\Delta CoVaR$  banku jest jego potencjałem propagacji ryzyka, czyli jego „zakaźności”.

Oszacowanie  $\Delta CoVaR$  rozpoczyna się z perspektywy systemu finansowego. Dlatego tak istotne jest uwzględnienie w estymacji jak największej liczby systemowo ważnych banków. W związku z tym, by obliczyć dzienne wartości  $\Delta CoVaR$  proponowano innowację, która umożliwia zbudowanie transgranicznych systemów bankowych obrazujących rzeczywistą międzynarodową obecność dużych banków zagranicznych w analizowanych europejskich systemach bankowych poszczególnych krajów.

System bankowy  $s$  danego kraju został zdefiniowany jako portfel  $N$  banków o znaczeniu systemowym (w tym kraju), przy czym  $i$ -ty bank charakteryzuje waga  $w_i$ , gdzie  $i = 1, \dots, N$ , reprezentująca jego „wkład” w całość systemu  $s$ . Wszystkie banki poddane analizie zostały uznane przez odpowiednie (krajowe i europejskie) organy nadzoru rynku finansowego za systemowo ważne, globalnie (G-SIB) lub lokalnie (O-SII), dla analizowanych krajów (patrz: EUNB 2023).

W związku z tym, że konstrukcja miary  $\Delta CoVaR$  odwołuje się do stóp zwrotu z notowań banków, niezbędna jest znajomość tychże notowań na giełdzie krajowej, odpowiadającej systemowi w ramach, którego bank jest rozważany. Jednak nie każdy bank działający w danym kraju i zaliczony do systemu tego kraju jest notowany na lokalnej giełdzie. W razie zaistnienia takiej sytuacji substytucyjnie przyjmuje się notowania matki lub centrali tego banku z właściwej giełdy zewnętrznej. Takie podejście pozwala na uczynienie systemu  $s$  o wiele bardziej kompletnym, przy równoczesnym zachowaniu jego spójności, bowiem wagi  $w_i$  pozostają „wewnątrzsystemowe”. Dodatkową zaletą tego podejścia jest uwzględnienie w pomiarze ryzyka

<sup>4</sup> Wykorzystanie indeksu syntetycznego jest jednym z aspektów proponowanej w niniejszym opracowaniu innowacji obliczeniowej.

bardzo ważnego dla takich banków źródła ryzyka systemowego, jakim jest dana giełda zagraniczna i związany z nią kanał zarażania pomiędzy krajem notowania banku-matki a krajem, w jakim funkcjonuje bank-córka lub filia zagraniczna.

Wobec powyższego, niech znana stopa zwrotu (z notowań ze stosownej giełdy krajowej lub zewnętrznej) w momencie  $t$  dla banku  $i$  będzie oznaczona jako  $r_{i,t}$  a dla systemu  $s$  jako  $r_{s,t}$ . Przy tym, przyjęto że:

$$r_{s,t} = \sum_{i=1}^N w_{i,t} \cdot r_{i,t}, \quad w_{i,t} = \frac{c_{i,t}}{\sum_{j=1}^N c_{j,t}}, \quad (1), (2)$$

gdzie:  $w_{i,t}$  jest wagą systemowo ważnego banku  $i$  w systemie  $s$ , będącą udziałem wskaźnika ważności  $c_{i,t}$  systemowej SIS (EUNB 2023) w systemie  $s$ <sup>5</sup>. Przyjęte założenie, wyrażone wzorem (1), jest bezpośrednim zastosowaniem konstrukcji stóp zwrotu z portfela w ramach klasycznej teorii optymalizacji portfela (por. np. Jajuga, Jajuga 2006), wykorzystanej również przy wyliczeniu łącznego ryzyka systemowego z wykorzystaniem miary *CoVaR* (wzór (7)).

Proponowana metoda umożliwia oszacowanie miary  $\Delta CoVaR$  dla krajów europejskich, dla których tradycyjna metoda oparta na kapitalizacji uniemożliwia uwzględnienie wpływu efektu zarażania generowanego przez dużą liczbę (a często wręcz większość) banków o znaczeniu systemowym. Ponadto pozwala ona ująć „faktyczną systemowość” każdego banku (Dyrektywa 2013/36/EU, art. 97, ust. 4), opierając jego wagę na wskaźniku SIS, a nie tylko na wielkości, jak w przypadku oryginalnej metody według Adriana i Brunnermeiera (2016).

Widoczne zatem jest, że zaproponowana metoda substytucji uwzględnia immanentną własność efektu zarażania, jaką jest istnienie wpływu poszczególnych (również zagranicznych) systemowo ważnych banków na lokalne systemy finansowe. Ponadto metoda substytucji otwiera drogę do efektywnej estymacji miar ryzyka systemowego. Cytowana literatura pokazuje, że wpływ zagranicznych banków na ryzyko systemowe w krajach europejskich jest bardzo istotny, przy czym siła tego wpływu zależy przede wszystkim nie od wielkości czy systemowej istotności banku głównego, ale od istotności systemowej banków powiązanych, różnej w poszczególnych państwach.

<sup>5</sup> W ujęciu klasycznym wagi wyznaczone są na podstawie wielkości poszczególnych banków, np. na podstawie wielkości aktywów lub kapitalizacji. Takie podejście uniemożliwia budowanie systemów transgranicznych, bowiem wielkości nominalne (zarówno aktywów, jak i kapitalizacji) w przypadku porównania między krajami Europy Zachodniej i Środkowo-Wschodniej nie są współmierne. Ponadto, wielkość poszczególnych banków nie jest adekwatną miarą ich ważności systemowej, na co wskazuje m.in. Europejski Urząd Nadzoru Bankowego (EUNB 2014), bowiem oprócz wielkości istotne są także zastępowalność i charakter powiązań z innymi bankami w danym lokalnym systemie finansowym. Wskaźniki SIS zostały wykorzystane do wyliczenia wag poszczególnych instytucji finansowych w portfelu systemowym również w opracowaniu Karaś i Szczepaniak (2021), choć w znacznie mniejszym zakresie.

W efekcie można przyjąć, że wartość zagrożona ( $VaR$ ) każdej systemowo ważnej instytucji  $i$  w systemie  $s$ , dla poziomu ufności  $1 - q$ , jest równa:

$$VaR_{i,t}^q(r_{i,t}) = \inf \{r_{i,t}: F_{i,t}(r_{i,t}) \geq q\}, \quad (3)$$

gdzie:  $F_{i,t}$  jest dystrybuantą  $r_{i,t}$ . Ponieważ  $\mathbb{P}(r_{i,t} \leq VaR_{i,t}^q) = q$ , więc  $VaR_{i,t}^q$  jest kwantylem rzędu  $q$  rozkładu danego dystrybuantą  $F_{i,t}$ . Zakładamy dodatkowo, że rozkłady stóp zwrotu instytucji  $i$  należą do rodziny rozkładów o rozproszeniu zmiennym w czasie  $i$ , że w konsekwencji  $VaR$  indywidualnej instytucji finansowej  $i$  wynosi:

$$VaR_{i,t}^q = \sigma_{i,t} F_i^{-1}(q), \quad (4)$$

gdzie:  $\sigma_{i,t}$  jest zmiennością stóp zwrotu w czasie  $t$ , a  $F_i$  jest dystrybuantą zadającą rodzinę dystrybuant  $F_{i,t}$ .

$CoVaR$  systemu finansowego mierzy całkowitą nominalną wartość straty w systemie bankowym uwarunkowaną ryzykiem każdego banku realizującego stratę w danym dniu. Formalnie  $CoVaR_{s,t}$  systemu bankowego  $s$  odpowiada wartości zagrożonej  $VaR_{s,t}^q$  stopy zwrotu z rynku uzyskanej warunkowo pod warunkiem, że bank  $i$  realizuje stratę na poziomie  $VaR_{i,t}^q$  przy czym  $q$  stanowi:

$$q = \mathbb{P} \left( r_{s,t} \leq CoVaR_{s,t}^q | r_{i,t} < VaR_{i,t}^q \right). \quad (5)$$

$\Delta CoVaR_{i,t}$  pozwala mierzyć krańcowy udział każdego banku w ogólnym ryzyku systemowym, ujmując go w sensie nieprzyczynowym. Próg stresu banku  $i$ , czyli wstrząs, jest zdefiniowany jako  $VaR_{i,t}^q$ , a sam wstrząs to każdy przypadek, gdy straty są co najmniej na poziomie  $VaR_{i,t}^q$ :

$$\Delta CoVaR_{i,t}^q = CoVaR_{s,t}^q | r_{i,t} < VaR_{i,t}^q - CoVaR_{s,t}^q | r_{i,t} = Median(r_{i,t}). \quad (6)$$

W celu zbudowania szeregów czasowych obejmujących cały system, odzwierciedlających efekt zarażania uchwycony przez  $\Delta CoVaR$  poszczególnych banków, ponownie wykorzystano portfelową metodę agregacji na predefiniowanym zestawie instytucji finansowych o znaczeniu systemowym  $i = 1, 2, \dots, N$ :

$$\Delta CoVaR_{s,t}^q = \sum_{i=1}^N (\Delta CoVaR_{i,t}^q \cdot w_{i,t}). \quad (7)$$

Przyjęta powyżej metoda portfelowa polega na tym, że system bankowy jest modelowany jak portfel akcji notowanych systemowo ważnych banków (za: Jajuga i in. 2017), jednakże dodatkowo portfel ten uwzględnia również nienotowane spółki córki lub filie zagraniczne tych banków, jeśli stanowią one również banki o statusie O-SII. Agregacja przebiega zatem poprzez uwzględnienie wagi wynikającej

ze wskaźnika ważności systemowej SIS banku w analizowanym systemie i miary  $\Delta CoVaR$  tego banku – jeśli jest notowany – lub jego matki, jeśli bank ten nie jest notowany na lokalnej giełdzie (analogicznie jak we wzorach (1) i (2)).

Za Benoit i in. (2017), w szacowaniu parametrów modelu zmienność warunkową wyznaczono z wykorzystaniem modelu GJR-GARCH, a do modelowania zmiennej w czasie (warunkowej) korelacji użyto GARCH-DCC<sup>6</sup>. Zgodnie z tym podejściem wektor  $r_t = (r_{s,t}, r_{i,t})$  w momencie  $t$  jest opisywany przez macierz warunkowej kowariancji  $\mathbf{H}_t$  i wektorowy składnik losowy  $v_t$  za pomocą wzoru:

$$r_t = \sqrt{\mathbf{H}_t} v_t. \quad (8)$$

Składniki losowe  $v_t = (\varepsilon_{s,t}, \varepsilon_{i,t})$  są wzajemnie niezależne i mają jednakowe rozkłady dwuwymiarowe, a ponadto  $\mathbb{E}(v_t) = 0$  i  $\mathbb{E}(v_t v_t') = \mathbb{I}_2$  jest macierzą jednostkową typu  $2 \times 2$ . Z kolei macierz  $\mathbf{H}_t$  jest postaci:

$$\mathbf{H}_t = \begin{pmatrix} \sigma_{s,t}^2 & \sigma_{i,t} \sigma_{s,t} \rho_{s,i,t} \\ \sigma_{i,t} \sigma_{s,t} \rho_{s,i,t} & \sigma_{i,t}^2 \end{pmatrix}, \quad (9)$$

gdzie:  $\sigma_{s,t}$  to warunkowe odchylenie standardowe dla systemu  $s$  w momencie  $t$ ,  $\sigma_{i,t}$  to warunkowe odchylenie standardowe dla instytucji finansowej  $i$  w momencie  $t$ , i  $\rho_{s,i,t}$  to zmienny w czasie współczynnik korelacji warunkowej.

$\Delta CoVaR$  jest estymowany z równości:

$$\Delta \widehat{CoVaR}_{i,t}^q = \rho_i \sigma_s \widehat{VaR}_{s,t}^q, \quad (10)$$

w której stosujemy wartość zagrożoną systemu bankowego obliczoną na podstawie średnich ważonych stóp zwrotu banków o znaczeniu systemowym wykorzystanych do konstrukcji poszczególnych modeli systemów bankowych.

### 3. Dane i wyniki empiryczne

Badaniem objęto kraje Europy Środkowo-Wschodniej będące członkami Unii Bankowej, czyli: Bułgarię, Chorwację, Czechy, Estonię, Litwę, Łotwę, Polskę, Rumunię, Słowację, Słowenię i Węgry. Zbiór danych wykorzystanych w badaniu empirycznym ilustrującym wykorzystanie proponowanej w opracowaniu metody składa się z publicznie dostępnych danych dla 96 banków, które są systemowo ważne dla 19 krajów europejskich. Poza wspomnianymi wcześniej są to dodatkowo: Austria, Belgia,

<sup>6</sup> Modele GJR-GARCH i GARCH DCC są modelami stosowanymi m.in. przez System Rezerwy Federalnej (2023). Są więc one w grupie modeli „pierwszego wyboru” przy estymacji kwantylowych miar ryzyka systemowego. Modele te pojawiły się w badaniach przytoczonych w tabeli 1 i dlatego stanowią one punkt odniesienia w niniejszym opracowaniu. Rozwiązanie to jest celowe, aby nie zaburzyć obrazu prezentowanych wyników w stosunku do badań wcześniejszych.

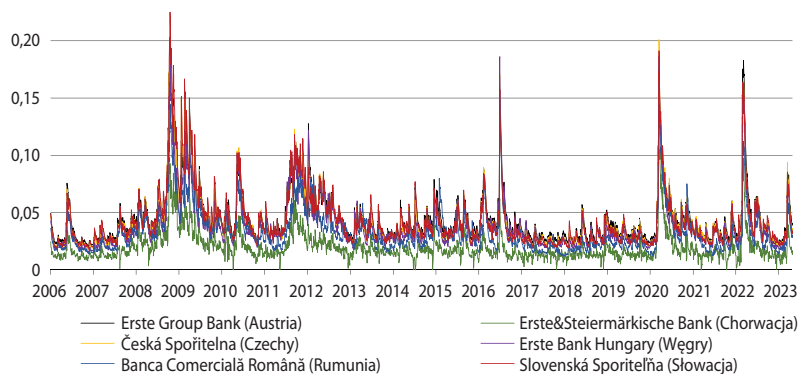
Francja, Grecja, Holandia, Norwegia, Szwecja i Włochy. Tym samym, prezentowana metoda została zastosowana dla 58 systemowo ważnych banków europejskich powiązanych w ramach 13 grup.

Dane obejmują okres od stycznia 2006 r. do kwietnia 2023 r., co stanowi około 230 000 pojedynczych wartości dotyczących cen akcji i około 400 wartości wskaźników SIS. Źródłem danych wykorzystanych w artykule jest Refinitiv Eikon i Datastream. Wskaźniki ważności systemowej uzyskano bezpośrednio ze strony internetowej Europejskiej Rady ds. Ryzyka Systemowego (ERRS 2023). Wszystkie obliczenia, których wyniki są zamieszczone w artykule, przeprowadzono w środowisku R (R Core Team 2021) z dodatkowym wykorzystaniem funkcji pakietu „rmgarch” (Galanos 2022). Natomiast wykresy sporządzono w programie MS Excel.

Poniżej przedstawiono wyniki estymacji miary  $\Delta CoVaR$  dla wybranych systemowo ważnych europejskich banków głównych i powiązanych z nimi systemowo ważnych banków-córek lub filii zagranicznych. Wyniki estymacji dla banków powiązanych stanowią ilustrację zastosowania proponowanej metody modelowania.

Grupy kapitałowe z obszaru Europy Zachodniej mają znaczącą obecność systemową we wszystkich krajach Grupy Wyszehradzkiej, z wyjątkiem Polski, a także na Bałkanach.

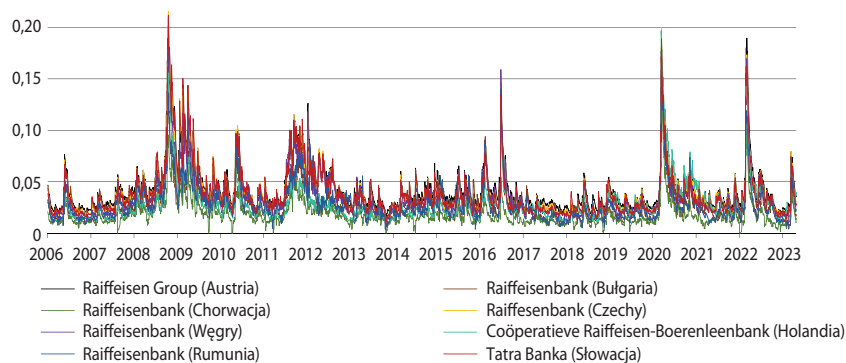
Rysunek 1. Grupa Erste i banki powiązane



Źródło: opracowanie własne.

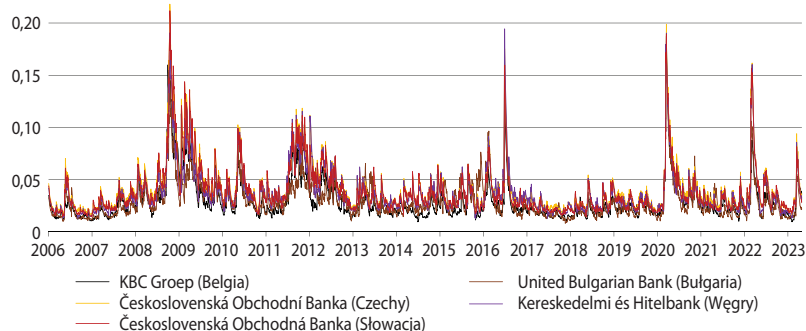
Rysunki 1., 2., i 3. pokazują silny efekt zarażania pomiędzy badanymi bankami, ale także to, że ryzyko najsilniej materializowało się na Węgrzech między rokiem 2016 i 2017, z kolei na Słowacji w okresie globalnego kryzysu finansowego, a w Czechach w ostatnim okresie związanym z pandemią i wojną na Ukrainie. Najwyraźniejsze różnice pomiędzy poszczególnymi powiązаныmi bankami uchwycono w okresie kryzysu długu publicznego, który w różnym stopniu i w różnym czasie dotykał poszczególne kraje.

Rysunek 2. Grupa Raiffeisen i banki powiązane



Źródło: opracowanie własne.

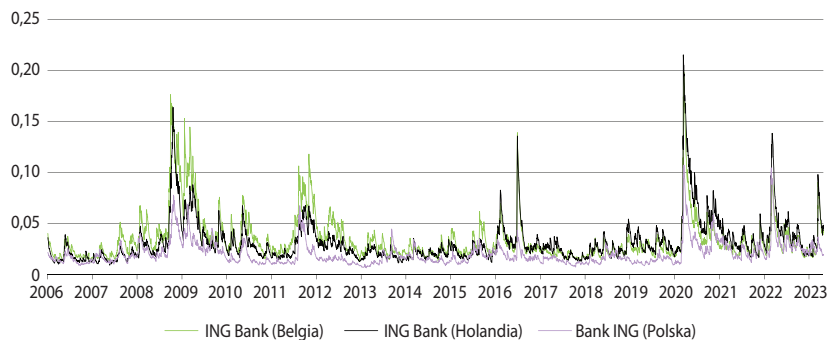
Rysunek 3. Grupa KBC i banki powiązane



Źródło: opracowanie własne.

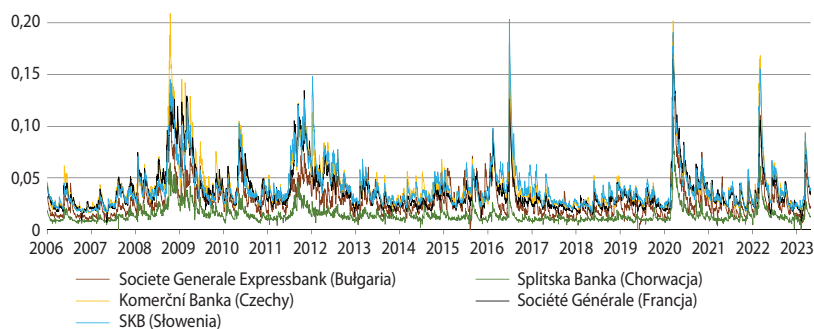
Ciekawym przykładem jest Grupa ING. W tym przypadku powiązania z polskim bankiem ING są mniejsze niż w pozostałych analizowanych przykładach, ponieważ bank ten ma swoje notowanie na giełdzie w Warszawie. Pomimo tego, miara  $\Delta CoVaR$  pokazuje silne powiązania i wyraźny efekt zarażania między bankiem głównym w Holandii a bankiem polskim. Przy tym, przebieg wzrostów i spadków ryzyka systemowego jest porównywalny dla banku polskiego, jak i dla belgijskiego banku ING, w przypadku którego wykorzystana jest metoda substytucji.

Wskazuje to na silne powiązania ryzyka trzech analizowanych tutaj banków, niezależne od tego, że banki te są częściami trzech różnych lokalnych systemów finansowych, a ich notowania mają miejsce na dwóch osobnych giełdach. Mimo tych powiązań widzimy także specyfikę lokalną, bowiem każdy z tych banków w różnych okresach stanowi porównywalnie dominujące źródło zarażania dla systemu finansowego: ING Bank Belgia w okresie globalnego kryzysu finansowego i kryzysu długu publicznego, ING Bank Holandia w okresie Brexitu i podczas pandemii, a Bank ING Polska – w początkowym okresie wojny na Ukrainie.

**Rysunek 4. ING i banki powiązane**

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku banków z siedzibą główną we Francji i we Włoszech powiązania są również bardzo wyraźne, przy czym w tym wypadku ważność systemowa banków głównych, a są to najważniejsze systemowe banki europejskie, jest największa w kraju rodzimym.

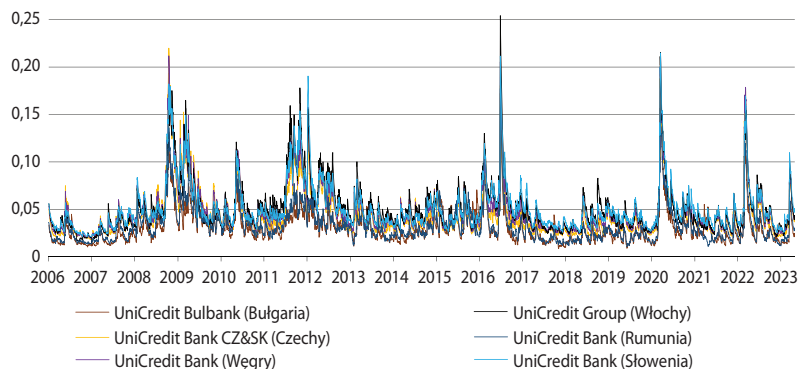
**Rysunek 5. Société Générale i banki powiązane**

Źródło: opracowanie własne.

Rysunki 5., 6. i 7. pokazują, że najwyższe ryzyko zmierzono dla banku głównego, z wyjątkiem okresu globalnego kryzysu, gdzie w przypadku Czech (UniCredit Bank CZ&SK) oraz Słowacji (Všeobecná Úverová Banka) szczyt ryzyka dotyczył mniejszych banków powiązanych stanowiących w swoich systemach instytucje o najwyższym wskaźniku SIS. Podobną własność zaobserwowano w ostatnim kryzysie związanym z pandemią. Ta obserwacja szczególnie wyraźnie ilustruje fakt, że pomiar ryzyka systemowego z wyłączeniem tych banków (jak przy metodzie tradycyjnej) nie jest w stanie ująć faktycznej skali tego ryzyka dla wspomnianych tutaj krajów.

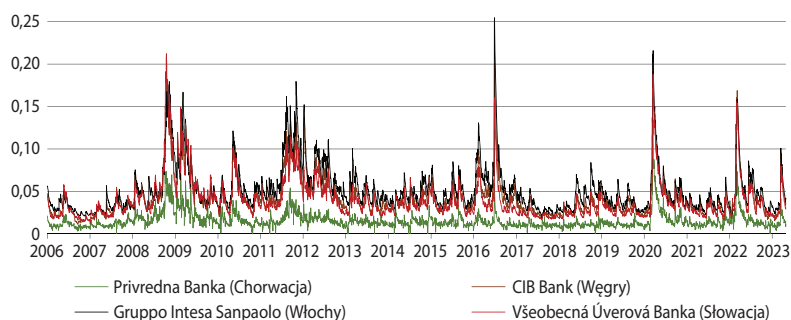


Rysunek 6. Grupa UniCredit i banki powiązane



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 7. Intesa San Paolo i banki powiązane



Źródło: opracowanie własne.

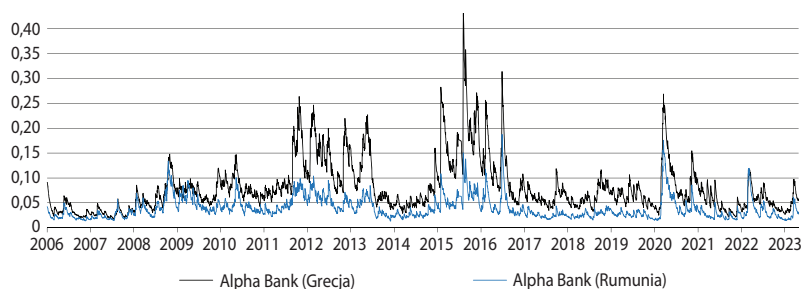
Innym interesującym przykładem ilustrującym to, że proponowana metoda dobrze oddaje charakterystykę ryzyka dotyczącą specyfiki poszczególnych lokalnych systemów bankowych, jest Grecja, gdzie widać jeszcze wyraźniejszą dominację ryzyka banków głównych nad bankami powiązanymi (rys. 8. i 9.).

Zjawisko to jest najwyraźniej widoczne w okresie kryzysu długu publicznego, który Grecja odczuła zdecydowanie najmocniej spośród krajów objętych badaniem. Jak obrazują rysunki, ryzyko to rozlało się do banków powiązanych z bankami greckimi w Bułgarii i Rumunii, jednak nie przybrało tam tak znaczącej skali.

Innym ciekawym przykładem banku o silnych powiązaniach w krajach bałkańskich i Grupy Wyszehradzkiej jest węgierski bank OTP. Jest to jedyny bank w Europie tak silnie powiązany z innymi systemowo ważnymi bankami europejskimi, który nie jest bankiem wywodzącym się z kraju rozwiniętego. Bank ten również ma charakter dominujący we wszystkich okresach wzmożonego ryzyka systemowego, choć

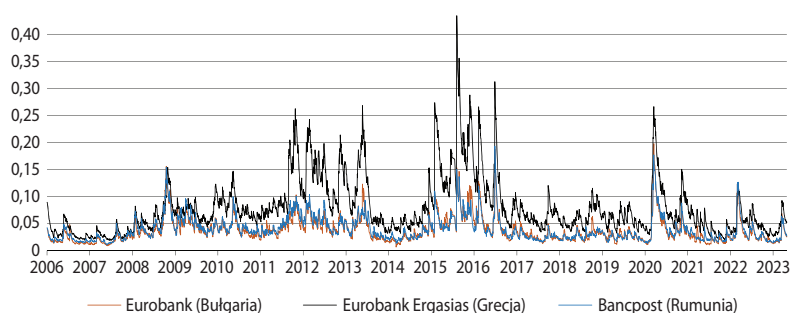
ryzyko generowane przez banki z nim powiązane w Bułgarii i Rumunii pozostaje na zbliżonym poziomie. Z kolei w Chorwacji widać wyraźnie mniejszy potencjał zarażania, szczególnie w końcu roku 2023. To ponownie wskazuje na istotność zachowania lokalnej charakterystyki turbulencji w pomiarze ryzyka systemowego możliwej z wykorzystaniem proponowanej metody.

**Rysunek 8. Alpha Bank i bank powiązany**



Źródło: opracowanie własne.

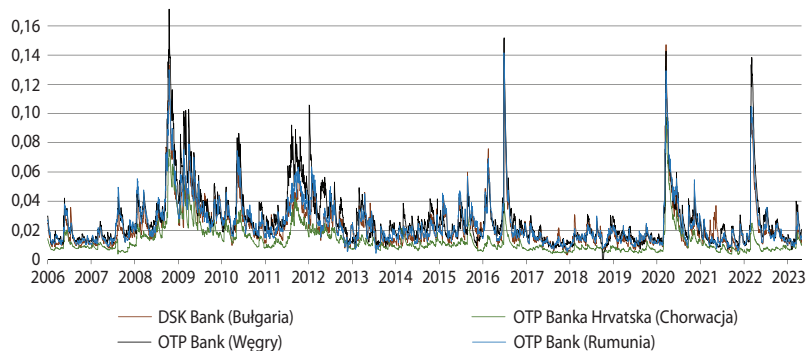
**Rysunek 9. Grupa Eurobank i bank powiązany**



Źródło: opracowanie własne.

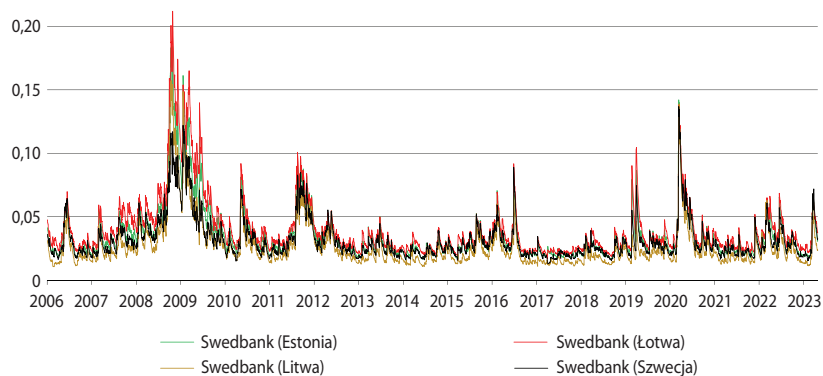
W krajach bałtyckich banki z Europy Północnej stanowią przeważającą większość banków systemowo ważnych. Tutaj powiązania są szczególnie silne z uwagi na uwarunkowania prawne i funkcjonowanie badanych systemowo ważnych powiązanych banków jako zagranicznych filii banków szwedzkich i norweskich. Rysunki 11., 12. i 13. potwierdzają, że banki powiązane generują w systemach krajów bałtyckich większe ryzyko niż bank główny we własnym systemie, co wskazuje na szczególnie trudne położenie regulatorów w krajach bałtyckich w kontekście utrzymywania stabilności systemu bankowego, tym bardziej że mają oni najmocniej ograniczony wpływ na działania wspomnianych banków (w porównaniu z pozostałymi krajami objętymi analizą). Potwierdza to wnioski przytaczane wcześniej na podstawie cytowanej literatury. Oszacowane ryzyko jest zbliżone dla trzech analizowanych grup banków.

**Rysunek 10. Bank OTP i banki powiązane**



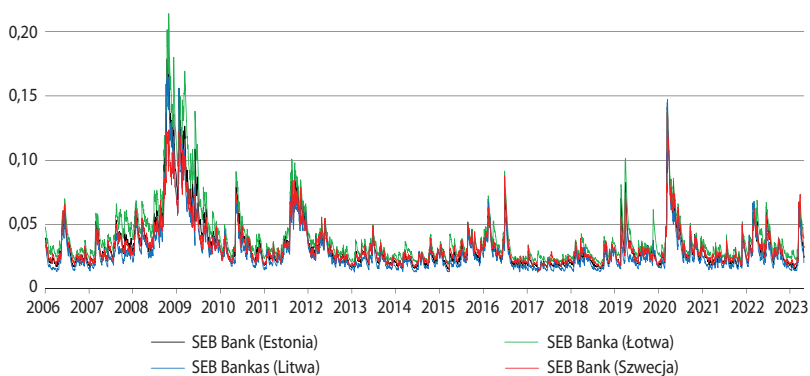
Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 11. Swedbank i banki powiązane**



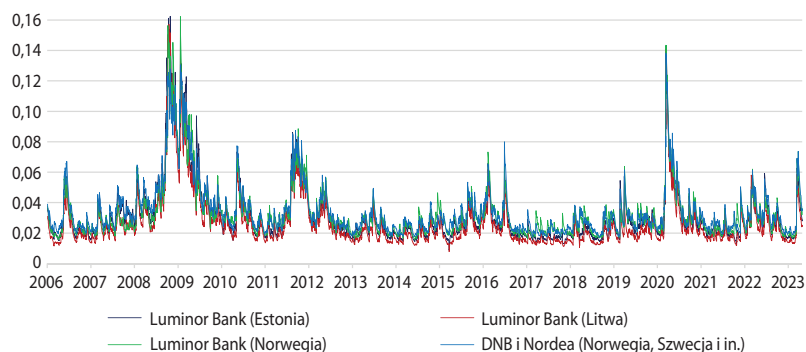
Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 12. SEB Bank i banki powiązane**



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 13. Grupa Luminor (wcześniej Nordea oraz DNB) i banki powiązane



Źródło: opracowanie własne.

Podsumowując, wyniki odzwierciedlają efekt zarażania w poszczególnych krajach Europy. Pokazują również, że reakcje na szoki zewnętrzne są zbliżone w wysoce powiązanych, badanych bankach. Z drugiej strony jednak proponowana metoda substytucji oddaje różnicującą się charakterystykę tego zjawiska w poszczególnych bankach powiązanych, jak również zróżnicowaną skalę ich wpływu na krajowe systemy bankowe. Potwierdza się zatem, że skala ta zależy, zgodnie z oczekiwaniami wynikającymi z przytoczonej wcześniej literatury, od trzech czynników: kondycji banku głównego, systemowej ważności banku powiązanego, oraz ogólnego poziomu ryzyka materializującego się w kolejnych okresach w danym systemie bankowym.

Zgodnie z tym można zauważyć, że dla banków z poszczególnych badanych systemów ryzyko związane z zarażaniem było najwyższe w różnych okresach turbulentnych, np. w Szwecji i krajach Bałtyckich w czasie globalnego kryzysu finansowego, w Grecji w okresie kryzysu długu publicznego, a w przypadku krajów Grupy Wyszehradzkiej w okresie pandemii i wojny na Ukrainie. Można też zaobserwować, że estymowane wzmożone poziomy ryzyka wykazują zasadniczo podobny przebieg, co wynika z tego, że następuje reakcja na te same wstrząsy w szerokim, globalnym systemie finansowym. Jednakże zwwyżki ryzyka różnią się nasileniem i okresem przebiegu – co dodatkowo uwypukla znaczące różnice pomiędzy ryzykiem generowanym przez bank główny i banki z nim powiązane.

## Podsumowanie

Zarażanie jest elementem ryzyka systemowego, którego pomiar jest szczególnym wyzwaniem w europejskim sektorze bankowym wobec problemu z dostępnością danych i specyfiki silnych powiązań własnościowych. Proponowana metoda, pozwalająca na uwzględnienie w pomiarze efektu zarażania generowanego przez nieotowane systemowo ważne banki europejskie na podstawie ich powiązań z innymi notowanymi systemowo ważnymi bankami Europy, zwiększa liczbę systemowo

ważnych banków uwzględnianych w pomiarze o 54 nowe podmioty. W przypadku uwzględnionych w badaniu jedenastu krajów regionu Europy Środkowej i Wschodniej będących członkami Unii Bankowej podniosła procent systemowych banków objętych analizą o ponad 50 punktów procentowych w porównaniu do zastosowania podejścia klasycznego.

Wyniki pomiaru pokazują, że ryzyko systemowe przenosi się pomiędzy poszczególnymi badanymi bankami oraz, że reakcje na szoki zewnętrzne są zbliżone w poszczególnych wysoce powiązanych ze sobą badanych bankach. Z drugiej jednak strony, proponowana metoda substytucji oddaje różnicującą się charakterystykę ryzyka w poszczególnych bankach, oraz zróżnicowaną skalę ich wpływu na poszczególne krajowe systemy bankowe. Skala ta zależy od kondycji banku głównego, systemowej ważności banku powiązanego oraz ogólnego poziomu ryzyka materializującego się w poszczególnych okresach w danym systemie bankowym.

Proponowana metoda jest zatem skuteczna w modelowaniu efektu zarażania, a przy tym pozwala istotnie powiększyć pulę systemowo ważnych banków, które można objąć analizą. Zastosowana, uwzględnia w pomiarze zarówno aspekty ryzyka systemowego charakterystyczne dla banku głównego, jak i banków powiązanych, oraz specyfikę turbulencji, charakterystyczną dla analizowanych systemów krajowych. Metoda stanowi zatem dobrą alternatywę dla regulatorów i banków centralnych wielu krajów europejskich, gdzie zastosowanie miary *CoVaR* w ujęciu klasycznym nie jest skuteczne.

Prezentowane badanie otwiera nowe możliwości w obrębie pomiaru ryzyka systemowego w Europie. W toku dalszych badań mogą zostać przeprowadzone analizy z wykorzystaniem innych kwantylowych miar ryzyka, np. SRISK. Ponadto można podjąć próbę modelowania ryzyka nie tylko, jak do tej pory, na poziomie krajów, ale również na poziomie regionów transgranicznych, Unii Europejskiej czy całej Europy. Ciekawym rozszerzeniem może też być ujęcie w analizach banków amerykańskich ważnych systemowo dla Europy, a także objęcie analizami krajów rozwijających się spoza Unii Europejskiej, co w wielu przypadkach będzie wymagało wcześniejszego wyznaczenia wskaźników ważności systemowej tych banków.

## Finansowanie

Projekt badawczy jest finansowany z grantu UEW nr WEiF 2023/D10/B701162 w przypadku Marty Karaś oraz z grantu UJK nr SUPB/RN/22/012 w przypadku Michała Stachury.

## Bibliografia

Acemoglu D., Ozdaglar A., Tahbaz-Salehi A. (2015), *Systemic Risk and Stability in Financial Networks*, „American Economic Review”, 105(2), 564–608. <https://doi.org/10.1257/aer.20130456>.

Acharya V.V. (2009), *A theory of systemic risk and design of prudential bank regulation*, „Journal of Financial Stability”, 5(3).

Acharya V., Bisin A. (2014), *Counterparty Risk Externality: Centralized versus over-the-Counter Markets*, „Journal of Economic Theory”, 149 (January), 153–182. <https://doi.org/10.1016/j.jet.2013.07.001>.

Acharya V., Rajan R. (2022), *Liquidity, Liquidity Everywhere, Not a Drop to Use – Why Flooding Banks with Central Bank Reserves May Not Expand Liquidity*, Cambridge, MA. <https://doi.org/10.3386/w29680>.

Adrian T., Brunnermeier M. (2016), CoVaR, „American Economic Review”, 106(7), 1705–1741. <https://doi.org/10.1257/aer.20120555>.

Afonso G., Song Shin H. (2011), *Precautionary Demand and Liquidity in Payment Systems*, „Journal of Money, Credit and Banking”, 43 (October), 589–619. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2011.00454.x>.

Allen F., Gale D. (2000), *Financial Contagion*, „Journal of Political Economy”, 108, 1–33.

Anand K., Gai P., Kapadia S., Brennan S., Willison M. (2013), *A Network Model of Financial System Resilience*, „Journal of Economic Behavior & Organization”, 85 (January), 219–235. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2012.04.006>.

Andrieş A., Nistor S., Sprincean N. (2020), *The Impact of Central Bank Transparency on Systemic Risk – Evidence from Central and Eastern Europe*, „Research in International Business and Finance” 51, <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2018.06.002>.

Babus A. (2016), *The Formation of Financial Networks*, „The RAND Journal of Economics” 47(2), 239–272. <https://doi.org/10.1111/1756-2171.12126>.

Babus A., Hu T.-W. (2017), *Endogenous Intermediation in Over-the-Counter Markets*, „Journal of Financial Economics” 125(1), 200–215. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2017.04.009>.

Bank Anglii (2022), “2022 list of UK firms designated as other systemically important institutions (O-SIIs)”, <https://www.bankofengland.co.uk/prudential-regulation/publication/2022/november/2022-list-of-uk-firms-designated-as-osiis>Bank (dostęp 28.08.2023).

Barkauskaite A., Lakstutiene A., Witkowska J. (2018), *Measurement of Systemic Risk in a Common European Union Risk-Based Deposit Insurance System: Formal Necessity or Value-Adding Process?*, „Risks” 6(4), 137. <https://doi.org/10.3390/risks6040137>.

Benoit S., Colliard J.-E., Hurlin C., Pérignon C. (2017), *Where the Risks Lie: A Survey on Systemic Risk*, „Review of Finance”, 21(1), 109–152. <https://doi.org/10.1093/rof/rfw026>.

Biais B., Heider F., Hoerova M. (2016), *Risk-Sharing or Risk-Taking? Counterparty Risk, Incentives, and Margins*, „The Journal of Finance”, 71(4), 1669–1698. <https://doi.org/10.1111/jofi.12396>.

Bisias D., Flood M., Lo A., Valavanis S. (2012), *A Survey of Systemic Risk Analytics*, „Annual Review of Financial Economics”, 4(1), 255–296. <https://doi.org/10.1146/annurev-financial-110311-101754>.

Brownlees Ch., Engle R. (2017), *SRISK: A Conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk*, „Review of Financial Studies”, 30(1), 48–79. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhw060>.

Castiglionesi F., Navarro N. (2011), *Fragile Financial Networks*, Working paper. Tilburg University, <https://research.tilburguniversity.edu/en/publications/optimal-fragile-financial-networks>

CFA (2023), *Systemic Risk and Management in Finance*. <https://www.cfainstitute.org/en/advocacy/issues/systemic-risk> (dostęp 23.02.2023).

Chan-Lau J.A., Espinosa M., Sole J. (2009), *On the Use of Network Analysis to Assess Systemic Financial Linkages*. Global Financial Stability Report, kwiecień. Washington, D.C.: International Monetary Fund.

Chen D., Duffie D. (2021), *Market Fragmentation*, „American Economic Review”, 111(7), 2247–2274. <https://doi.org/10.1257/aer.20200829>.

Cifuentes R., Shin H.S., Ferrucci G. (2005), *Liquidity Risk and Contagion*, „Journal of the European Economic Association”, 3, 556–566.

Drehmann M., Tarashev N. (2011), *Systemic Importance: Some Simple Indicators*, „BIS Quarterly Review”, <https://ssrn.com/abstract=1785264> (dostęp 12.02.2021).

Duffie D. (2014), *Financial Market Infrastructure: Too Important to Fail*, [w:] M.N. Baily, J.B. Taylor (red), *Across the Great Divide: New Perspectives on the Financial Crisis*. Book Chapter 11. 251–257, Hoover Institution, Stanford University.

Duffie D., Zhu H. (2011), *Does a Central Clearing Counterparty Reduce Counterparty Risk?*, „Review of Asset Pricing Studies”, 1(1), 74–95. <https://doi.org/10.1093/rapstu/rar001>.

Dumicic M. (2018), *Effectiveness of Macroprudential Policies in Central and Eastern European Countries*. Edited by Croatian National Bank, Zagreb, Croatia. „Public Sector Economics”, 42(1), 1–19. <https://doi.org/10.3326/pse.42.1.1>.

Dyrektywa Parlamentu Europejskiego i Rady 2013/36/UE z dnia 26 czerwca 2013 r. w sprawie warunków dopuszczenia instytucji kredytowych do działalności oraz nadzoru ostrożnościowego nad instytucjami kredytowymi i firmami inwestycyjnymi, zmieniająca dyrektywę 2002/87/WE i uchylająca dyrektywy 2006/48/WE oraz 2006/49/WE, <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/PL/TXT/PDF/?uri=CELEX:32013L0036&from=EL> (dostęp 12.05.2023).

Eisenberg L., Noe T.H. (2001), *Systemic Risk in Financial Systems*, „Management Science” 47(2), 236–249. <https://doi.org/10.1287/mnsc.47.2.236.9835>.

Elliott M., Golub B., Jackson M.O. (2014), *Financial Networks and Contagion*, „American Economic Review” 104(10), 3115–353. <https://doi.org/10.1257/aer.104.10.3115>.

Engle R., Capellini R., Reis B. (2023), *V-Lab: Systemic Risk Analysis – Summary*, <https://vlab.stern.nyu.edu/welcome/srisk>

European Systemic Risk Board, ESRB (2023), „Systemically Important Institutions.” [https://www.esrb.europa.eu/national\\_policy/systemically/html/index.en.html](https://www.esrb.europa.eu/national_policy/systemically/html/index.en.html) (dostęp 28.08.2023).

Europejska Rada ds. Ryzyka Systemowego, ERRS, 2023. Systemically important institutions, [https://www.esrb.europa.eu/national\\_policy/systemically/html/index.en.html](https://www.esrb.europa.eu/national_policy/systemically/html/index.en.html) (dostęp 12.05.2023).

Europejski Urząd Nadzoru Bankowego, EUNB. 2014. Guidelines on Criteria to Assess Other Systemically Important Institutions (O-SIIs) – European Banking Authority. 16 grudnia, <https://eba.europa.eu/regulation-and-policy/own-funds/guidelines-on-criteria-to-to-assess-other-systemically-important-institutions-o-siis-/-/regulatory-activity/press-release> (dostęp 12.05.2023).

Europejski Urząd Nadzoru Bankowego, EUNB. 2023. „Global Systemically Important Institutions (G-SIIs).” <https://www.eba.europa.eu/risk-analysis-and-data/global-systemically-important-institutions>.

Farboodi, Maryam (2021), „Intermediation and Voluntary Exposure to Counterparty Risk”. NBER Working paper No. 29467.

Gai P. (2013), „Systemic Risk: The Dynamics of Modern Financial Systems,” OUP Catalogue, Oxford University Press, number 9780199544493, November.

Gai P., Kapadia S. (2010), *Contagion in Financial Networks*, „Proceedings of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences” 466(2120), 2401–2423. <https://doi.org/10.1098/rspa.2009.0410>.

Galanos A. (2022) rmgarch: Multivariate GARCH models. R package 1.3-9, <https://cran.r-project.org/web/packages/rmgarch/rmgarch.pdf>

Glasserman P., Young P. (2015), *Contagion in Financial Networks*, Office of Financial Research Working Paper No. 15-21, October 20.

Hattori A., Kikuchi K., Niwa F., Uchida Y. (2014), *A survey of systemic risk measures: Methodology and application to the Japanese market*. Bank of Japan IMES Discussion Paper No. 2014-E-3.

Hollo D., Kremer M., Lo Duca M. (2012), CISS – A Composite Indicator of Systemic Stress in the Financial System, „European Central Bank Working Paper Series”, 1426. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1611717>.

Jajuga K., Jajuga T. (2006), *Inwestycje. Instrumenty finansowe, aktywa finansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN.

Jajuga K., Karaś M., Kuziak K., Szczepaniak W. (2017), *Ryzyko systemu finansowego*, „Materiały i Studia”, 329.

Jakubík P., Slačik T. (2013), *Measuring Financial (In)Stability in Emerging Europe: A New Index-Based Approach*, „Financial Stability Report by the Oesterreichische Nationalbank”, 25, 102–117.

Jočienė A. (2015), *Scandinavian Bank Subsidiaries in the Baltics: Have They All Behaved in a Similar Way?*, „Intellectual Economics”, 9(1), 43–54. <https://doi.org/10.1016/j.intele.2015.09.002>.

Karas M., Szczepaniak W. (2021), *Three Ways to Improve the Systemic Risk Analysis of the Central and Eastern European Region using SRISK and CoVaR*, „Journal of Credit Risk”, 17(2). <https://doi.org/10.21314/JCR.2021.001>.

Karkowska R. (2013), *Systemic Risk in Central and Eastern European Banking and Its Determinants. Merton Option Model Approach*, „SSRN Electronic Journal”. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2349017>.



- Kaufman G.G. (1992), *Bank Contagion: Theory and Evidence*, Working Papers Series 92-13. Issues in Financial Regulation. Research Department. Federal Reserve Bank of Chicago. June.
- Kobayashi T. (2013), *Network versus Portfolio Structure in Financial Systems*, „The European Physical Journal B”, 86(10), 434. <https://doi.org/10.1140/epjb/e2013-40072-9>.
- Koepl T., Monnet C., Temzelides T. (2012), *Optimal Clearing Arrangements for Financial Trades*, „Journal of Financial Economics”, 103(1), 189–203. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.08.008>.
- Kubinski M., Barnea D. (2016), *Systemic Risk Impact on Economic Growth – the Case of the CEE Countries*, „Romanian Journal of Economic Forecasting”, 16.
- Lietuvos Bankas (2019), „Financial Stability Review”, 1, [https://www.lb.lt/uploads/publications/docs/22310\\_a0027c03a416ff96725ed404b9cc9bcc.pdf](https://www.lb.lt/uploads/publications/docs/22310_a0027c03a416ff96725ed404b9cc9bcc.pdf)
- Lubiński M. (2013), *Międzynarodowy rynek pieniężny i zarażenie*, „Gospodarka Narodowa. The Polish Journal of Economics”, 264, 19–41.
- Marcinkowska M. (2023), *Ryzyko w europejskim systemie bankowym*, „Bezpieczny Bank”, 91(2), s. 8–33. <https://doi.org/10.26354/bb.1.2.91.2023>.
- Markose S., Giansante S., Rais Shaghghi A. (2012), *‘Too Interconnected to Fail’ Financial Network of US CDS Market: Topological Fragility and Systemic Risk*, „Journal of Economic Behavior and Organization”, 83(3), 627–646. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2012.05.016>.
- Nier E.W., Yang J., Yorulmazer T., Alentorn A. (2008), *Network Models and Financial Stability*, Bank of England Working Paper No. 346.
- Pala M. (2022), COVID-19 and the Fragmentation of the European Interbank Market (November 23), <https://ssrn.com/abstract=4268232> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4268232>
- R Core Team (2021), R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, <https://www.R-project.org/>
- Radulescu M., Banica L., Sinisi C. (2018), *Developments of the CEE Banking Sectors after the Financial Crisis*, „Proceedings of the International Conference on Business Excellence”, 12(1), 851–863. <https://doi.org/10.2478/picbe-2018-0076>.
- Scott H.S. (2012), *Interconnectedness and contagion*, „Committee on Capital Markets Regulation”, 16–18, November 20.
- Silva W., Kimura H., Sobreiro V.A. (2017), *An Analysis of the Literature on Systemic Financial Risk: A Survey*, „Journal of Financial Stability”, 28 (February), 91–114. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2016.12.004>.
- Smaga P. (2014), *The Concept of Systemic Risk*, Systemic Risk Centre, LSE, Special Paper Series, No. 5.
- System Rezerwy Federalnej (2023), Financial Stability Report, <https://www.federalreserve.gov/publications/files/financial-stability-report-20230508.pdf> (dostęp 28.08.2023).
- Volatility Lab, Stern Business School, New York University, NYU SBS. 2023, <https://vlab.stern.nyu.edu/> (dostęp 28.08.2023).
- Zawadowski A. (2013), *Entangled Financial Systems*, „Review of Financial Studies, Society for Financial Studies”, vol. 26(5).

## Załącznik 1

**Tabela Z1. Statystyki opisowe stóp zwrotu wszystkich banków notowanych wykorzystanych do budowy poszczególnych systemów. Kody banków pochodzą z systemu identyfikacji instrumentów finansowych wprowadzonego w ramach Refinitiv Eikon**

Kod Banku	Średnia	Mediana	Odchyl. St.	Skośność	Eksces
ABNd.AS	-0,00012	0,00040	0,02300	-1,01819	12,54249
ACBr.AT	-0,00128	0,00000	0,04593	-0,26146	8,38240
ADKO.VI	-0,00005	0,00000	0,02250	-0,48081	13,49374
BAMI.MI	-0,00066	-0,00049	0,03055	-0,19654	4,56492
BHW.WA	0,00007	0,00000	0,02076	-0,27720	3,53718
BMPS.MI	-0,00253	-0,00081	0,03956	-6,95256	204,43306
BNP1.WA	-0,00005	0,00000	0,02357	1,98102	39,62074
BNPP.PA	-0,00003	0,00011	0,02462	0,06937	8,61416
BOPr.AT	-0,00319	0,00000	0,05479	-0,96194	9,29263
CAGR.PA	-0,00018	0,00000	0,02589	0,05476	7,25526
CCB.BB	-0,00023	0,00000	0,02540	0,12173	19,53713
CRDI.MI	-0,00050	0,00000	0,02963	-0,25485	6,40111
DNB.OL	0,00023	0,00036	0,02247	-0,20248	10,70814
ERST.VI	-0,00008	0,00000	0,02781	-0,27412	6,54236
EURBr.AT	-0,00222	0,00000	0,05263	-0,62002	9,07312
FIB.BB	-0,00045	0,00000	0,02688	-0,24027	12,14533
GARAN.IS	0,00057	0,00000	0,02616	-0,00836	2,44102
HPBZ.ZA	0,00008	0,00000	0,04451	24,37962	1093,09278
INGA.AS	-0,00016	0,00015	0,02895	-0,13230	15,02075
INGP.WA	0,00024	0,00000	0,02000	-0,12761	4,06024
ISP.MI	-0,00013	0,00000	0,02519	-0,55226	8,92037
KBC.BR	-0,00004	0,00040	0,03109	-0,17783	18,85577
MBK.WA	0,00019	0,00000	0,02586	0,12645	5,00694
MILP.WA	0,00002	0,00000	0,02785	-0,22492	5,67401
NBGr.AT	-0,00193	0,00000	0,04793	-0,93274	10,23272

Tabela Z1 - cd.

Kod Banku	Średnia	Mediana	Odchyl. St.	Skośność	Eksces
NDASE.ST	0,00013	0,00040	0,01976	0,10829	6,65371
NLBR.LJ	0,00021	0,00000	0,01566	-0,74741	7,82029
OTPB.BU	0,00009	0,00012	0,02485	-0,46435	9,14917
PEO.WA	-0,00014	0,00000	0,02280	-0,38095	6,91494
PKO.WA	0,00004	0,00000	0,02119	-0,16392	3,93532
RBIV.VI	-0,00031	0,00000	0,02973	-0,42575	7,86701
ROBRD.BX	-0,00002	0,00000	0,02028	-0,59350	9,63680
ROTLV.BX	0,00031	0,00000	0,02377	-11,35061	416,43374
SAB1L.VL	0,00013	0,00000	0,01709	-0,18288	12,70017
SEBa.ST	0,00007	0,00046	0,02331	-0,14494	13,16452
SHBa.ST	0,00008	0,00000	0,01836	-0,16526	6,82195
SOGN.PA	-0,00032	0,00000	0,02809	-0,26831	7,71248
SPL1.WA	0,00020	0,00000	0,02304	-0,02718	4,20357
SWEDa.ST	0,00000	0,00073	0,02320	-0,46550	9,94556
ZBB.ZA	0,00062	0,00000	0,03752	36,73391	1988,51611

Źródło: opracowanie własne.