

DOI: 10.18559/SOEP.2018.9.6

Julita Wyrwał

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Wydział Informatyki i Gospodarki Elektronicznej, Katedra Matematyki Stosowanej

wyrwaljulita@gmail.com

**RELACJE POMIĘDZY RYZYKIEM SEKTORA
BANKOWEGO A SYTUACJĄ
MAKROEKONOMICZNĄ NA PRZYKŁADZIE
WYBRANYCH KRAJÓW EUROPEJSKICH**

Streszczenie: Artykuł przedstawia wyniki badania dotyczącego relacji pomiędzy ryzykiem sektora bankowego a kondycją makroekonomiczną danego kraju. Ryzyko sektora bankowego jest mierzone za pomocą indeksów bankowych. W badaniu wykorzystano dane ze zróżnicowanych gospodarczo krajów europejskich: stabilnych i dobrze rozwiniętych gospodarek Europy Północnej – Norwegii (lata 2001-2017) oraz Szwecji (lata 2000-2017), środkowoeuropejskiej Polski (lata 1996-2017) oraz charakteryzujących się niestabilnością: Hiszpanii (lata 2001-2017) i Włoch (lata 2009-2017). Zmienność opisano za pomocą modeli GARCH oraz Spline-GARCH, a ponadto jako miarę zmienności wykorzystano wariancję zrealizowaną.

Słowa kluczowe: zmienność, zmienność zrealizowana, ryzyko sektora bankowego, GARCH, Spline-GARCH.

Klasyfikacja JEL: C58, G15, E44.

**BETWEEN THE RISK OF THE BANKING SECTOR
AND MACROECONOMY ON THE BASIS OF SELECTED
EUROPEAN COUNTRIES**

Abstract: This paper presents the results of a study on the relationship between the risk of the banking sector and the macroeconomic condition of a given country. The measures of banking sector risk are bank indices. The study uses data from

economically diverse European countries: stable and well-developed economies of Northern Europe such as Norway (2001-2017) and Sweden (2000-2017), Central-European Poland (1996-2017) and the unstable economies of Spain (2001-2017) and Italy (2009-2017). Models describing volatility are GARCH and Spline-GARCH. The realized variance was also used as a measure of volatility.

Keywords: volatility, realized volatility, banking sector risk, GARCH, Spline-GARCH.

1. Wstęp

Celem artykułu jest sprawdzenie relacji pomiędzy zmiennością sektora bankowego, mierzoną za pomocą indeksów związanych z tym sektorem, a sytuacją makroekonomiczną wybranych krajów europejskich. Miarami kondycji gospodarczej są podstawowe wskaźniki makroekonomiczne. Do badania wybrano zróżnicowane ekonomicznie kraje, aby móc sprawdzić, czy poziom ich rozwoju odbija się na sile tych powiązań.

Inspiracją do powstania badania był artykuł *The Spline-GARCH model for low-frequency volatility and its global macroeconomic causes* (Engle & Rangel, 2006), w którym autorzy badali relacje pomiędzy głównymi indeksami na giełdach w 48 krajach a podstawowymi wskaźnikami makroekonomicznymi za pomocą modelu Spline-GARCH. Niezależnie od poziomu rozwoju krajów potwierdzili występowanie silnych relacji pomiędzy indeksami oraz wskaźnikami makroekonomicznymi.

W prezentowanym badaniu ograniczono się wyłącznie do sektora bankowego, ze względu na szczególną rolę, jaką odgrywa on we współczesnych gospodarkach. Ponadto ostatni kryzys gospodarczy ujawnił występowanie bardzo silnych relacji pomiędzy sektorem bankowym a sytuacją makroekonomiczną. Zaobserwowanie istotnych relacji pomiędzy zmiennością indeksów bankowych a zmiennością wskaźników makroekonomicznych było więc wynikiem oczekiwanym w badaniu.

Narzędziami stosowanymi w przedstawionej analizie są modele Spline-GARCH oraz GARCH. Pierwszy z nich zawiera długookresowy komponent zmienności, natomiast drugi jest modelem zmienności krótkookresowej. Ponadto jako dodatkową miarę wykorzystano wariancję zrealizowaną, w literaturze traktowaną często jako rzeczywista zmienność instrumentów finansowych. Wprowadzenie dodatkowych metod szacowania zmienności pozwoliło, oprócz sprawdzenia, które ze wskaźników makroekonomicznych w największym stopniu wpływają na kondycję banków, na zbadanie,

czy powiązania takie są długookresowe, czy są jedynie krótkotrwałą reakcją na wstrząsy gospodarcze.

2. Badanie relacji pomiędzy sferą realną i finansową w gospodarce

Badanie przedstawione w artykule mieści się w bardzo rozległym obszarze badawczym dotyczącym oceny relacji pomiędzy sferą realną i finansową w gospodarce, który wielokrotnie pojawiał się już w literaturze.

Aspachs, Goodhart, Tsomocos i Zicchino (2007) badali relacje pomiędzy wskaźnikami EDFs (*Expected Default Frequency* – miara prawdopodobieństwa, że firma zbankrutuje w określonym przedziale czasu) dla sektora bankowego oraz wskaźnikami makroekonomicznymi. Wykorzystując model VAR, sprawdzili występowanie takich powiązań w 7 uprzemysłowionych krajach: Finlandii, Norwegii, Szwecji, Korei, Wielkiej Brytanii, Niemczech i Japonii w latach 1990-2004. Doszli do wniosku, że wstrząsy, które powodują gwałtowne zmiany prawdopodobieństwa niewypłacalności oraz wartości kapitału własnego, mają wpływ na PKB.

Marcucci i Quagliariello (2008) prowadzili rozważania dotyczące wpływu wskaźników gospodarczych na stabilność banku na przykładzie Włoch. Wykorzystali w tym celu model autoregresji. Doszli do wniosku, że istnieje kilka wskaźników, które wpływają na sektor bankowy, np. słaby wzrost PKB czy wysoki poziom stopy procentowej są zwykle powiązane z kryzysem sektora bankowego.

Jacobson, Linde i Roszbach (2005) za pomocą modelu VAR badali wzajemne oddziaływanie pomiędzy bilansem szwedzkich firm a ewolucją w szwedzkiej gospodarce. Potwierdzili, że wskaźniki makroekonomiczne są ważne i użyteczne przy wyjaśnianiu zmiennego w czasie prawdopodobieństwa niewypłacalności.

Gilchrist, Yankow i Zakrajsek (2009) poruszyli kwestię odzwierciedlania przyszłego oczekiwanego prawdopodobieństwa niewypłacalności, które z kolei zależy od przyszłej kondycji gospodarczej, przez spready kredytowe. Wykorzystywali dane dotyczące spreadów szerokiego wachlarza indywidualnych, niefinansowych firm ze Stanów Zjednoczonych. Doszli m.in. do wniosku, że nieoczekiwane wzrosty w spreadach powodują duże oraz trwałe spowolnienia aktywności gospodarczej.

W literaturze pojawiają się też pozycje zaprzeczające istnieniu relacji pomiędzy sferą realną i finansową w gospodarce. Przykładem jest artykuł

Burgstallera (2006), który za pomocą modeli VAR badał rzeczywistą aktywność gospodarczą w Austrii. Badania nie przyniosły jednak żadnych dowodów na to, aby sektor finansowy napędzał realną gospodarkę.

Banki funkcjonujące w danym kraju zwykle nie są bankami krajowymi. Jednak ostatni kryzys gospodarczy pokazał, że reagują one na sytuację makroekonomiczną. Potwierdził on istotę powiązań między stabilnością systemu bankowego a realną gospodarką oraz odsłonił fakt, że nie należy myśleć o systemie bankowym tylko na szczeblu krajowym, lecz także na regionalnym oraz międzynarodowym. Kryzys ten doprowadził organy nadzoru bankowego do zmian regulacyjnych, mających na celu uchronienie banków przed upadkami oraz utrzymanie solidności systemu bankowego (Huang, Zhou & Zhu, 2012, s. 193-194). W ponad 700 instytucjach finansowych korzystano z programów dokapitalizowujących, dokonywano nacjonalizacji banków, otwierano specjalne linie kredytowe, np. w Niemczech otwarto linię kredytową wartości 35 mld euro dla Hypo Real Estate, zamknięto największe banki w Islandii – co spowodowało załamanie kursu korony islandzkiej, nakładano limity na wypłaty z bankomatów (np. w Grecji wielkość dziennej wypłaty nie mogła przekroczyć kwoty 60 euro na osobę) oraz na wysokość przelewów i ilość gotówki wywożonej z kraju (np. na Cyprze) (INFOR Biznes, 2013).

Pojawia się pytanie: Które wskaźniki makroekonomiczne wywierają największy wpływ na sytuację banków oraz jakie miary zmienności pozwalają te relacje badać?

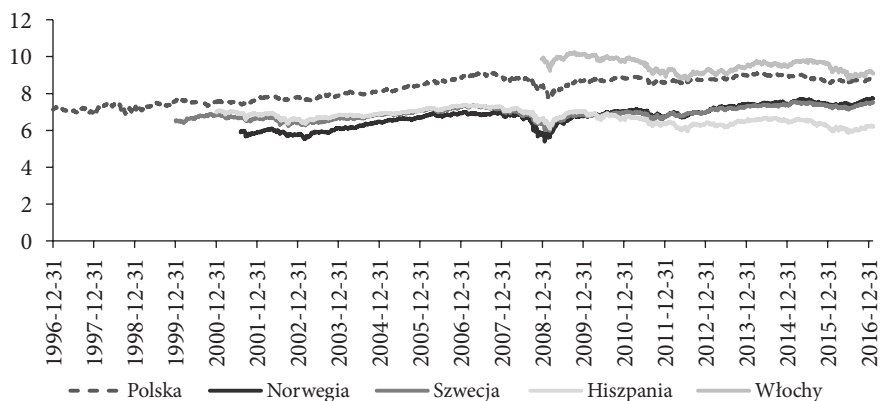
3. Dane wysokiej i niskiej częstotliwości

W badaniu wykorzystano dane o częstotliwości dziennej dotyczące indeksu związanego z sektorem bankowym z pięciu zróżnicowanych gospodarczo krajów europejskich: Norwegii, Szwecji, Polski, Hiszpanii oraz Włoch, przedstawione w tabeli 1. Okresy obserwacji są różne, ponieważ wybranie takiej samej liczby dni dla każdego kraju, oznaczałoby rozpoczęcie obserwacji w grudniu 2008 r. (dostępne dane dla Włoch). Jest to czas, w którym kryzys gospodarczy był już na bardzo zaawansowanym etapie i w wielu krajach dało się go odczuć zdecydowanie wcześniej. Ponadto przy modelowaniu zmienności należy dążyć do maksymalizacji liczby obserwacji, dlatego dla każdego kraju wybrano maksymalną dostępną w bazie liczbę obserwacji. Ostatnim dniem jest jednak zawsze 10 lutego 2017 r.

Tabela 1. Informacje dotyczące danych wysokiej częstotliwości wykorzystanych w badaniu

Kraj	Giełda	Indeks	Okres	Liczba obserwacji
Polska	Warszawa	WIG-Banki	31.12.1996-10.02.2017	5043
Norwegia	Oslo	Financials: Banks	06.08.2001-10.02.2017	3901
Szwecja	Sztokholm	Financials: Banks	03.01.2000-10.02.2017	4297
Hiszpania	Madryt	Financial Services and Real Estate: Banks	02.01.2001-10.02.2017	4091
Włochy	Mediolan	FTSE Italia All Share: Financials: Banks	22.12.2008-10.02.2017	2069

Rysunek 1 przedstawia kształtowanie się wartości indeksów w całym okresie obserwacji. W celu poprawienia skali wartości te podane są w logarytmach naturalnych. Podczas kryzysu gospodarczego we wszystkich rozważanych krajach odnotowano istotny spadek wartości indeksów.

**Rysunek 1. Logarytmy naturalne z wartości notowań indeksów bankowych dla poszczególnych krajów**

W badaniu rozważano następujące kwartalne wskaźniki makroekonomiczne: inflacja (opierając się na Consumer Price Index) – której kontrola należy do głównych celów operacyjnych banków centralnych, a ponadto jej poziom jest istotnym czynnikiem przy ocenie wiarygodności kredytowej banków (Engle i Rangel, 2006, s. 1203); stopa bezrobocia – której

wzrosty i spadki wywierają wpływ na zapotrzebowanie na produkty bankowe; produkt krajowy brutto (wartość nominalna), indeks kursów walutowych (Real Effective Exchange Rate Index: Based on Consumer Price Index); wskaźniki eksportu (ze względu na brak pełnych danych dotyczących wskaźnika: Export Unit Value Index: USD dla Polski, zastosowano go dla wszystkich pozostałych rozważanych krajów, w przypadku Polski skorzystano ze wskaźnika: Export Volume Index); wskaźniki importu (Import Unit Value Index: USD – dla wszystkich rozważanych krajów z wyjątkiem Polski, dla której dane dotyczące wskaźnika były niekompletne, oraz Import Volume Index dla Polski) – zmiany tych wskaźników powodują konieczność interwencji banków centralnych polegającej na regulacji stóp procentowych w taki sposób, by nie dopuścić do deprecjacji czy aprecjacji waluty krajowej.

Źródłem danych dotyczących indeksów oraz wskaźników makroekonomicznych była baza CEIC: Global Economic Data, Indicators, Charts & Forecasts.

4. Zmienność indeksów bankowych oraz wskaźników makroekonomicznych

W badaniu wykorzystano trzy metody szacowania zmienności notowań indeksów bankowych: modele GARCH, Spline-GARCH oraz zmienność zrealizowaną.

Pierwszy z nich, który opisuje krótkookresową wariancję warunkową w sposób bardzo dynamiczny, można przedstawić następująco:

$$r_t = \mu_t + y_t, \quad \mu_t = E(r_t | \mathcal{F}_{t-1}), \quad y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha y_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2, \quad (2)$$

gdzie:

- r_t – procentowy zwrot logarytmiczny z indeksu bankowego w momencie t ,
- $\mathcal{F}_{t-1}$ – zbiór informacji na temat procesu r_t do momentu $t-1$ włącznie,
- y_t – szok lub innowacja zwrotu instrumentu finansowego w momencie t ,
- ε_t – ciąg niezależnych zmiennych losowych o tym samym rozkładzie, z zerową średnią i wariancją jeden,

$\omega > 0$, α , $\beta \geq 0$, $\alpha + \beta < 1$ (warunek kowariancyjnej stacjonarności).

Model GARCH(1,1), w którym $\alpha + \beta = 1$, nazywamy zintegrowanym – IGARCH (*Integrated GARCH*). Proces y_t nie jest wówczas kowariancyjnie stacjonarny, ale może być ściśle stacjonarny, o ile spełniony jest warunek:

$$E\left(\ln(\alpha \varepsilon_t^2 + \beta)\right) < 0. \quad (3)$$

Model IGARCH(1,1) dany jest równaniem:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha y_{t-1}^2 + (1 - \alpha) \sigma_{t-1}^2 \quad (4)$$

(Doman i Doman, 2009, s. 75-90).

Model Spline-GARCH jest modyfikacją modelu GARCH, w której parametr zmienności σ_t rozbity zostaje na dwa rozłączne komponenty:

$$y_t = \tau_t s_t \varepsilon_t, \quad (5)$$

$$s_t^2 = (1 - \alpha - \beta) + \alpha \left(\frac{y_{t-1}}{\tau_{t-1}} \right)^2 + \beta s_{t-1}^2, \quad (6)$$

$$\tau_t^2 = \omega \exp \left(\delta_0 t + \sum_{i=1}^k \delta_i \left[(t - t_{i-1})_+ \right]^2 \right), \quad (7)$$

gdzie:

s_t^2 – szereg czasowy, który można wybrać wśród dostępnych modeli

GARCH, przy założeniu że bezwarunkowa średnia wynosi 1,

τ_t^2 – wykładnicza kwadratowa funkcja spline z k węzłami,

$\{t_0 = 0, t_1, \dots, t_{k-1}\}$ – podział horyzontu czasowego na k równych odstępów czasowych.

Zatem pierwszy z nich (s_t^2) opisuje w bardzo dynamiczny sposób krótkookresowy komponent zmienności, natomiast drugi (τ_t^2) przedstawia trend, wzdłuż którego fluktuuje wariancja warunkowa – opisuje stopniowe wahania w procesie zmienności, może więc być utożsamiany z powolnie zmieniającym się stanem gospodarki (Engle i Rangel, 2006, s. 1191-1194).

Trzecią wykorzystaną miarą zmienności jest zmienność zrealizowana, estymowana w następujący sposób:

$$\text{Vol}_{r,t} = \sqrt{\sum_{k=1}^K r_{t,k}^2}, \quad (8)$$

gdzie:

$r_{t,k}$ – śródroczne procentowe zwroty logarytmiczne z indeksów bankowych (w tym przypadku dzienne),

k – dany dzień w roku,

K – liczba dni tradingowych w roku t (Doman i Doman, 2009, s. 142-145).

Podobnie obliczono roczną zmienność zrealizowaną dla podanych z częstotliwością kwartalną wskaźników makroekonomicznych:

$$\text{Vol}_{m,t} = \sqrt{\sum_{i=1}^4 z_{i,t}^2}, \quad (9)$$

gdzie: $z_{i,t}$ – śródroczne procentowe stopy zwrotu ze wskaźników makroekonomicznych w roku t (w tym przypadku kwartalne).

Dana z częstotliwością dzienną zmienność indeksu bankowego została zagregowana do zmienności rocznej w następujący sposób:

$$\text{Vol}_{g,t} = \sqrt{\frac{1}{M_t} \sum_{m=1}^{M_t} \sigma_{t,m}^2}, \text{Vol}_{s,t} = \sqrt{\frac{1}{M_t} \sum_{m=1}^{M_t} \tau_{t,m}^2}, \quad (10)$$

gdzie:

$\text{Vol}_{g,t}$ – roczna zmienność wynikająca z modelu GARCH,

$\text{Vol}_{s,t}$ – roczna zmienność z modelu Spline-GARCH,

M_t – liczba dni tradingowych w roku t .

W tabelach 3 oraz 4 przedstawione zostały wyniki dopasowania optymalnych modeli GARCH (w przypadku Hiszpanii IGARCH) oraz Spline-GARCH z rozkładem innowacji t Studenta do szeregu procentowych zwrotów logarytmicznych z indeksów bankowych. Optymalny model wybrany

Tabela 2. Wyniki dopasowania modelu GARCH oraz IGARCH (Hiszpania) do szeregu procentowych zwrotów logarytmicznych z indeksów bankowych

	POLSKA		NORWEGIA		SZWECJA		HISZPANIA		WŁOCHY	
	wartość	błąd standardowy	wartość	błąd standardowy	wartość	błąd standardowy	wartość	błąd standardowy	wartość	błąd standardowy
Cst(M)	-0,0358 [0,0671]	0,0196	0,0902 [0,0001]	0,0225	0,0707 [0,0000]	0,0169	0,0550 [0,0067]	0,0203		
AR(1)	0,0845 [0,0000]	0,0844	-0,0304 [0,0715]	0,0169	0,6664 [0,0010]	0,2018				
MA(1)					-0,7133 [0,0003]	0,1979				
Cst(V)	0,0300 [0,0004]	0,0085	0,0521 [0,0080]	0,0197	0,03101 [0,0080]	0,0117	0,0152 [0,0022]	0,0050	0,1834 [0,0064]	0,0672
ARCH(α)	0,0634 [0,0000]	0,0094	0,0839 [0,0000]	0,0184	0,0830 [0,0000]	0,0160	0,0814 [0,0000]	0,0101	0,0822 [0,0000]	0,0182
GARCH(β)	0,9290 [0,0000]	0,0108	0,9044 [0,0000]	0,0215	0,9085 [0,0000]	0,0181			0,8921 [0,0000]	0,0238
Student (DF)	6,9945 [0,0000]	0,6554	6,2839 [0,0000]	0,5974	7,1693 [0,0000]	0,6974	7,6823 [0,0000]	0,8374	8,5458 [0,0000]	1,6867

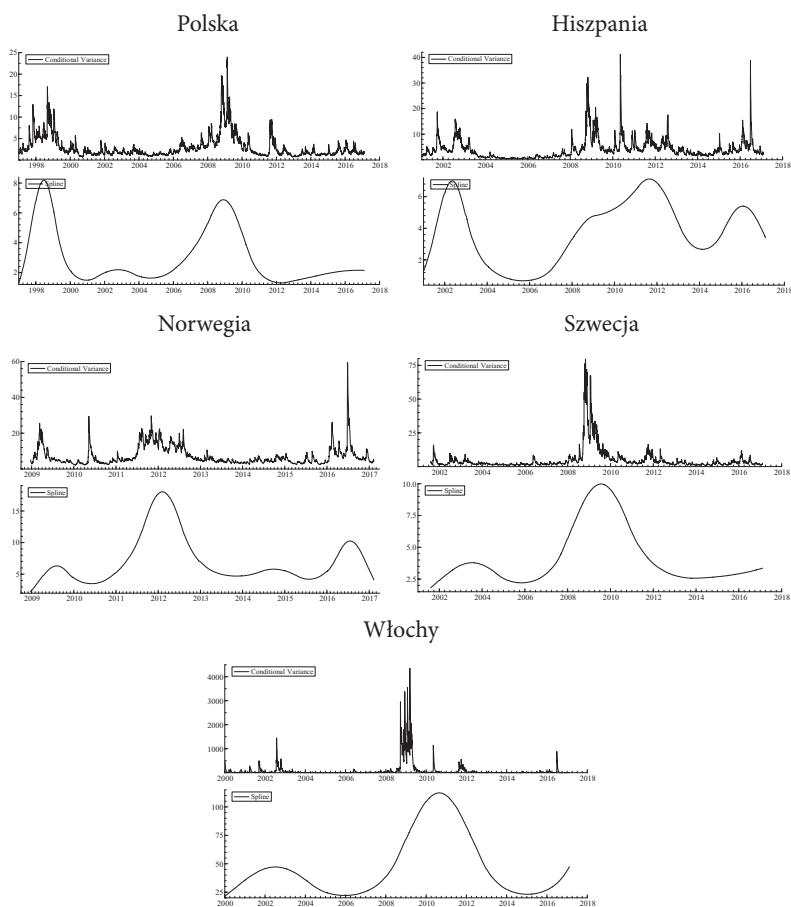
Tabela 3. Wyniki dopasowania modelu Spline-GARCH do szeregu procentowych zwrotów logarytmicznych z indeksów bankowych

	POLSKA		NORWEGIA		SZWECJA		HISZPANIA		WŁOCHY	
	wartość	błąd stan-dardowy	wartość	błąd stan-dardowy	wartość	błąd stan-dardowy	wartość	błąd stan-dardowy	wartość	błąd stan-dardowy
Cst(M)	-0,04 [0,0589]	0,02	0,09 [0,0000]	0,02	0,07 [0,0000]	0,02	0,06 [0,0055]	0,02	-0,26 [0,0011]	0,08
AR(1)	0,09 [0,0000]	0,01	-0,03 [0,0707]	0,02	0,69 [0,0001]	0,17	0,02 [0,1765]	0,02	0,05 [0,0017]	0,02
AR(2)							-0,02 [0,0927]	0,01		
MA(1)					-0,74 [0,0000]	0,17				
Cst(V)	1,28 [0,0134]	0,01	1,81 [0,0015]	0,57	2,31 [0,0019]	0,75	1,28 [0,0147]	0,53	4,02 [0,0397]	1,95
Spline_0	51,43 [0,0005]	14,69	11,91 [0,0299]	5,48	6,85 [0,2642]	6,13	40,78 [0,0019]	13,13	29,11 [0,0230]	12,80
Spline_1	-355,74 [0,0003]	97,47	-47,93 [0,0155]	19,80	-25,99 [0,1805]	19,40	-245,26 [0,0012]	75,74	-116,79 [0,0632]	62,84
Spline_2	518,35 [0,0006]	150,57	97,60 [0,0026]	97,60	53,34 [0,0810]	30,56	296,62 [0,0127]	118,95	128,24 [0,1733]	94,14
Spline_3	-229,03 [0,0121]	91,28	-105,47 [0,0009]	31,67	-56,77 [0,0026]	18,83	51,00 [0,5796]	92,06	37,52 [0,5262]	59,18
Spline_4	132,26 [0,0153]	54,50	81,07 [0,0375]	38,96	56,46 [0,0064]	20,69	-171,15 [0,0430]	84,54	-166,27 [0,0016]	52,73
Spline_5	-60,18 [0,1496]	41,76	-20,48 [0,6617]	46,80			83,27 [0,2445]	71,53	245,31 [0,0000]	57,69

cd. tabeli 3

	POLSKA		NORWEGIA		SZWECJA		HISZPANIA		WŁOCHY	
	wartość	błąd stan- dardowy	wartość	błąd stan- dardowy	wartość	błąd stan- dardowy	wartość	błąd stan- dardowy	wartość	błąd stan- dardowy
Spline_6	-137,77 [0,0316]	64,09					-81,92 [0,2579]	72,40	-181,70 [0,0072]	67,59
Spline_7	237,30 [0,0009]	71,12					164,94 [0,0387]	79,78	-47,84 [0,6530]	106,43
Spline_8	-110,34 [0,0538]	57,21					-199,89 [0,0597]	106,14		
Spline_9	-8,47 [0,9268]	92,22								
ARCH(α)	0,06 [0,0000]	0,01	0,09 [0,0000]	0,02	0,08 [0,0000]	0,02	0,09 [0,0000]	0,01	0,19 [0,0000]	0,03
GARCH(β)	0,91 [0,0000]	0,01	0,89 [0,0000]	0,02	0,90 [0,0000]	0,02	0,88 [0,0000]	0,01	0,63 [0,0000]	0,05
Student (DF)	7,22 [0,0000]	0,70	6,41 [0,0000]	0,61	7,37 [0,0000]	0,70	8,41 [0,0000]	1,12	4,52 [0,0000]	0,62

został na podstawie kryterium Schwarza. We wszystkich przypadkach reszty oraz kwadraty reszt standaryzowanych wskazywały na właściwe dopasowanie modelu. Optymalnym modelem Spline-GARCH w przypadku krajów słabiej rozwiniętych, czyli Polski, Hiszpanii oraz Włoch, okazał się ten z większą liczbą punktów węzłowych, co wskazuje na większe zróżnicowanie gospodarcze w tych krajach – dobrze widoczne jest to w przebiegu funkcji spline na rysunku 2, który w sposób syntetyczny przedstawia wyniki z tabeli 3.



Rysunek 2. Wykresy wariancji warunkowej oraz funkcji spline otrzymane z modelu Spline-GARCH

5. Analiza występowania relacji pomiędzy zmiennościami indeksów oraz wskaźników makroekonomicznych

Relacje pomiędzy roczną zmiennością indeksów bankowych a roczną zmiennością wskaźników makroekonomicznych zbadane zostały za pomocą regresji liniowej:

$$\text{Vol}_{k,t} = a\text{Vol}_{m,t} + b, \quad (11)$$

gdzie:

$\text{Vol}_{k,t}$ – zmienność wynikająca z modeli GARCH, Spline-GARCH oraz wariancji zrealizowanej (zmienna objaśniana),

$\text{Vol}_{m,t}$ – zmienność wskaźników makroekonomicznych (zmienna objaśniająca),

a – współczynnik,

b – odchylenie standardowe.

Tam gdzie reszty z regresji wykazywały autokorelację, do oszacowania macierzy wariancji-kowariancji zastosowano estymator Neweya-Westa.

Największą liczbę relacji pomiędzy zmiennością indeksów bankowych a zmiennością wskaźników makroekonomicznych obserwujemy w przypadku Norwegii oraz Szwecji.

Wyniki regresji oraz oszacowania współczynnika R^2 dla Norwegii znajdują się w tabeli 4. W Norwegii występują jednokierunkowe powiązania pomiędzy zmiennością indeksów bankowych, obliczaną za pomocą każdej z rozważanych metod, a następującymi wskaźnikami makroekonomicznymi: PKB, eksport, import. Norwegia jest silną gospodarką napędzaną pieniędzmi z sektora naftowego. PKB zależy w największej mierze od sytuacji na rynku energetycznym. Szczególną rolę w tym kraju odgrywa Norges Bank – bank centralny Norwegii, który oprócz tego, że zarządza funduszem naftowym i spełnia szereg innych ról, jest też kredytodawcą oraz depozytariuszem banków komercyjnych. Ważną rolę w tym kraju odgrywa import, głównie maszyn, pojazdów oraz żywności (Twarowski, 2013, s. 182-183). Wszystkie te fakty wyjaśniają wyniki regresji otrzymanej w badaniu. Ponadto w przypadku zmienności zrealizowanej oraz zmienności wynikającej z modelu GARCH oszacowania współczynnika R^2 są zdecydowanie większe niż w przypadku zmienności wynikającej z modelu Spline-GARCH. Oznacza to, że mamy do czynienia z sytuacją dość nietypową – wpływ

Tabela 4. Wyniki regresji liniowej oraz oszacowania współczynnika R^2 – Norwegia

NORWEGIA						
		Współ- czynnik	Błąd stan- dardowy	Wartość statystyki t Studenta	Wartość- p	R^2
SPLINE	PKB	0,0478	0,0080	5,9923	0,0000	0,3633
	CPI	0,1544	0,10135	1,5237	0,1499	0,0452
	EXR	-0,2956	0,9003	-0,3283	0,7475	0,0076
	UNEMP	0,0200	0,0339	0,5884	0,5656	0,0657
	EKSPORT	0,0374	0,0049	7,6852	0,0000	0,2354
	IMPORT	0,0755	0,0267	2,8273	0,0134	0,3634
GARCH	PKB	0,0852	0,0306	2,7792	0,0148	0,3556
	CPI	0,3620	0,3360	1,0775	0,2995	0,0766
	EXR	0,1132	0,0989	1,1446	0,2716	0,0856
	UNEMP	-0,0003	0,0375	-0,0070	0,9945	0,0000
	EKSPORT	0,0944	0,0271	3,4783	0,0037	0,4636
	IMPORT	0,1460	0,0460	3,1775	0,0067	0,4190
REAL	PKB	1,7137	0,5003	3,4253	0,0041	0,4560
	CPI	5,6919	6,0226	0,9451	0,3606	0,0600
	EXR	2,1445	1,7452	1,2288	0,2394	0,0974
	UNEMP	0,1124	0,6648	0,1691	0,8682	0,0020
	EKSPORT	1,7496	0,4635	3,7746	0,0021	0,5044
	IMPORT	2,8544	0,7519	3,7962	0,0020	0,5072

wskaźników makroekonomicznych na zmienność indeksów jest natychmiastową reakcją na występujący wstrząs gospodarczy

Wyniki dla Szwecji obserwujemy w tabeli 5. Występują statystycznie istotne relacje pomiędzy zmiennością indeksów bankowych a zmiennością PKB, inflacji, kursów walutowych, eksportu oraz importu dla modelu GARCH oraz zmienności zrealizowanej; zmiennością kursów walutowych oraz bezrobocia dla modelu Spline-GARCH. Szwecja podobnie jak Norwegia jest silną gospodarką uzależnioną od eksportu (innowacyjność i nowe technologie) oraz importu (składniki produkcji), które z kolei w bardzo dużej mierze tworzą PKB (Ministerstwo Spraw Zagranicznych, 2017). Fakt, że kraj ten nie należy do strefy euro, a kursy walutowe przy eksporcie oraz imporcie są szczególnie ważne, może wyjaśniać istotność relacji pomiędzy sytuacją banków a kursami walutowymi. Reakcje na zmienność wskaźników makroekonomicznych są natychmiastową odpowiedzią na wstrząsy

Tabela 5. Wyniki regresji liniowej oraz oszacowania współczynnika R^2 – Szwecja

SZWECJA						
		Współ- czynnik	Błąd standar- dowy	Wartość statystyki t Studen- ta	Wartość- p	R^2
SPLINE	PKB	0,0086	0,0126	0,6844	0,5041	0,0152
	CPI	0,2036	0,1716	1,1867	0,2538	0,1338
	EXR	0,0474	0,0096	4,9579	0,0002	0,118
	UNEMP	-0,0137	0,0034	-4,0165	0,0011	0,1206
	EKSPORT	0,0087	0,0090	0,9655	0,3496	0,0149
	IMPORT	0,0034	0,0061	0,5510	0,5897	0,0041
GARCH	PKB	0,1099	0,0336	3,2719	0,0051	0,4165
	CPI	0,8256	0,2769	2,9818	0,0093	0,3721
	EXR	0,2348	0,0618	3,8021	0,0017	0,4908
	UNEMP	-0,0096	0,0246	-0,388	0,7034	0,0099
	EKSPORT	0,0981	0,0365	2,6856	0,0169	0,3247
	IMPORT	0,073	0,0272	2,6821	0,0171	0,3241
REAL	PKB	1,9245	0,5903	3,2604	0,0053	0,4148
	CPI	14,8064	4,7923	3,0896	0,0075	0,3889
	EXR	4,1317	1,0804	3,8244	0,0017	0,4937
	UNEMP	-0,1893	0,4313	-0,4389	0,6670	0,0127
	EKSPORT	1,7782	0,6300	2,8227	0,0129	0,3469
	IMPORT	1,3216	0,4695	2,8147	0,0131	0,3456

gospodarcze. Występują ujemne powiązania pomiędzy zmiennością indeksów obliczoną za pomocą metody Spline-GARCH a zmiennością stopy bezrobocia. Oznacza to, że pomimo stabilności stopy bezrobocia w Szwecji, która od wielu lat utrzymuje się na poziomie około 6-7%, w długim horyzoncie czasowym wpływa ona na kondycję banków. W przypadku kursów walutowych, które dla każdej z miar zmienności wpływają na indeks bankowy, największe oszacowania współczynnika R^2 występują dla zmienności zrealizowanej oraz modelu GARCH.

W tabeli 6 zaobserwować możemy, że zmienność inflacji oraz kursów walutowych wywiera wpływ na zmienność indeksu WIG-Banki w Polsce szacowanej za pomocą modeli Spline-GARCH, GARCH oraz zmienności zrealizowanej. Wynik ten można uzasadnić faktem, że kontrola inflacji jest głównym celem operacyjnym Narodowego Banku Polskiego, do którego za-

Tabela 6. Wyniki regresji liniowej oraz oszacowania współczynnika R^2 – Polska

POLSKA						
		Współ- czynnik	Błąd stan- dardowy	Wartość statystyki t Studenta	Wartość- p	R^2
SPLINE	PKB	0,0323	0,0115	2,8004	0,0118	0,1219
	CPI	0,1203	0,0297	4,0570	0,0007	0,2079
	EXR	0,0494	0,0201	2,2371	0,0382	0,1771
	UNEMP	0,0301	0,0179	1,7126	0,1040	0,1095
	EKSPORT	0,0101	0,0055	1,8570	0,0798	0,1083
	IMPORT	0,0127	0,0083	1,5348	0,1422	0,1153
GARCH	PKB	0,0297	0,0204	1,4528	0,1635	0,1049
	CPI	0,1197	0,0548	2,1844	0,0424	0,2095
	EXR	0,0539	0,0182	2,9639	0,0083	0,2470
	UNEMP	0,0219	0,0206	1,0591	0,3036	0,0587
	EKSPORT	0,0087	0,0069	1,2631	0,2227	0,0814
	IMPORT	0,0115	0,0083	1,3934	0,1805	0,0974
REAL	PKB	0,4941	0,3813	1,2959	0,2114	0,0853
	CPI	2,2608	1,0042	2,2514	0,0371	0,2197
	EXR	1,0204	0,3510	2,9075	0,0094	0,2605
	UNEMP	0,3754	0,3822	0,9821	0,3391	0,0509
	EKSPORT	0,1703	0,1264	1,3476	0,1945	0,0916
	IMPORT	0,2223	0,1520	1,4623	0,1609	0,1062

dań należy też utrzymanie kursu walutowego na stabilnym poziomie oraz nadzorowanie banków komercyjnych (Narodowy Bank Polski, 2017). Najwyższe oszacowania współczynnika R^2 występują w przypadku zmienności zrealizowanej oraz modelu GARCH, co oznacza, że reakcja zmienności indeksu na zmienność tych wskaźników jest tylko krótkookresową reakcją na wstrząsy gospodarcze. W przypadku modelu Spline-GARCH trwały i długookresowy wpływ na indeks wywiera również zmienność PKB.

W Hiszpanii, dla której wyniki regresji przedstawione są w tabeli 7, zaobserwować można niewielkie istotne relacje pomiędzy zmiennością indeksu bankowego a zmiennością wskaźników makroekonomicznych. Jedynie import oraz bezrobocie wywierają statystycznie istotny krótkookresowy wpływ na indeksy. Wpływ stopy bezrobocia tłumaczy bardzo niestabilna sytuacja na rynku pracy: umowy na czas określony, zatrudnienie w dużym stopniu uzależnione od zmian koniunkturalnych, sezonowość, od wielu

Tabela 7. Wyniki regresji liniowej oraz oszacowania współczynnika R^2 – Hiszpania

HISZPANIA						
		Współ- czynnik	Błąd stan- dardowy	Wartość statystyki t Studenta	Wartość- p	R^2
SPLINE	PKB	0,0194	0,038	0,512	0,6166	0,0149
	CPI	-0,0391	0,3636	-0,1076	0,9159	0,0011
	EXR	0,0474	0,0334	1,4169	0,1769	0,1180
	UNEMP	0,0071	0,0095	0,7453	0,4684	0,0059
	EKSPORT	0,0427	0,0421	1,0137	0,3279	0,0611
	IMPORT	0,0532	0,0580	0,9169	0,3747	0,1315
IGARCH	PKB	0,0588	0,0507	1,1606	0,2652	0,0878
	CPI	0,0588	0,0376	1,5624	0,1405	0,0004
	EXR	0,3405	0,2292	1,4857	0,1595	0,1362
	UNEMP	0,0446	0,0283	1,5751	0,1376	0,1505
	EKSPORT	0,0861	0,0528	1,6314	0,1251	0,1597
	IMPORT	0,0927	0,0422	2,1995	0,0451	0,2568
REAL	PKB	0,978	0,6492	1,5065	0,1542	0,0891
	CPI	-0,5735	5,2517	-0,1092	0,9146	0,0006
	EXR	5,7563	3,7681	1,5276	0,1489	0,1429
	UNEMP	0,7288	0,2667	2,733	0,0162	0,1477
	EKSPORT	1,438	0,8687	1,6554	0,1201	0,1637
	IMPORT	1,5434	0,6937	2,2248	0,0431	0,2612

lat wysoka stopa bezrobocia (około 20%) – wszystko to może wpływać na brak terminowej spłaty kredytów w bankach oraz instytucjach kredytowych nadzorowanych przez bank centralny Hiszpanii (MSZ, 2017). Do głównych produktów importowanych należą środki produkcji, wykorzystywane m.in. w przemyśle samochodowym, który w bardzo dużym stopniu napędza hiszpańską gospodarkę. Zatem wstrząsy w imporcie pobudzają też sektor bankowy, który nadzoruje kursy walutowe. Zmienność indeksów modelowana za pomocą metody Spline-GARCH nie reaguje na zmienność żadnego z rozważanych wskaźników makroekonomicznych, co sugeruje brak długookresowych zależności pomiędzy zmiennością sektora bankowego a sytuacją makroekonomiczną.

W tabeli 8 przedstawione zostały wyniki regresji dla Włoch. Jedynie zmienność inflacji wywarła statystycznie istotny długookresowy wpływ

na zmienność indeksów oszacowaną za pomocą modelu Spline-GARCH. Kraj ten boryka się w ostatnich latach z bardzo trudną sytuacją gospodarczą, a z problemem inflacji zmagają się od 1959 r. (MSZ, 2017). Niewątpliwie wskaźnik ten odbija się na banku centralnym, który nie radzi sobie z jego stabilizacją.

Zaskakującym wynikiem jest występowanie słabych powiązań pomiędzy wskaźnikami makroekonomicznymi a sytuacją banków w Hiszpanii oraz we Włoszech. Kraje te od wielu lat walczą z trudną sytuacją w gospodarce, co niewątpliwie przekłada się też na stan sektora bankowego. Jednak podczas kryzysu banki otrzymały bardzo duże wsparcie finansowe od krajów Unii Europejskiej – Hiszpania 100 mld euro, a Włochy 110 mld euro, co mogło być przyczyną niewielkiej reakcji zmienności indeksów na bardzo wysoką zmienność wskaźników makroekonomicznych.

Tabela 8. Wyniki regresji liniowej oraz oszacowania współczynnika R^2 – Włochy

WŁOCHY						
		Współczynnik	Błąd standardowy	Wartość statystyki t Studenta	Wartość p	R^2
SPLINE	PKB	-0,0874	0,0753	-1,1606	0,2899	0,1833
	CPI	1,0158	0,3580	2,8372	0,0297	0,5730
	EXR	-0,2854	0,1978	-1,4429	0,1992	0,2576
	UNEMP	0,0165	0,0466	0,3541	0,7354	0,0205
	EKSPORT	-0,1013	0,0899	-1,1262	0,3031	0,1745
	IMPORT	-0,0435	0,0627	-0,6945	0,5134	0,0744
GARCH	PKB	-0,0461	0,0605	-0,7628	0,4745	0,0884
	CPI	0,6018	0,3363	1,7893	0,1238	0,3479
	EXR	-0,2286	0,1474	-1,5504	0,172	0,286
	UNEMP	-0,0064	0,0357	-0,1806	0,8626	0,0054
	EKSPORT	-0,0773	0,0683	-1,1322	0,3008	0,1760
	IMPORT	-0,0315	0,0478	-0,658	0,535	0,0673
REAL	PKB	-0,9401	1,2969	-0,7249	0,4958	0,0805
	CPI	12,7807	7,2028	1,7744	0,1263	0,3442
	EXR	-4,8541	3,1557	-1,5382	0,1749	0,2828
	UNEMP	-0,1245	0,7624	-0,1633	0,8756	0,0044
	EKSPORT	-1,5931	1,4691	-1,0844	0,3198	0,1639
	IMPORT	-0,6478	1,0238	-0,6327	0,5502	0,0626

6. Podsumowanie

Celem badania była ocena relacji pomiędzy zmiennością sektora bankowego, mierzoną za pomocą indeksów związanych z sektorem bankowym, a sytuacją makroekonomiczną. Postawiona hipoteza, że relacje takie występują dla wszystkich badanych krajów, okazała się jednak nieprawdziwa.

Wpływ wskaźników makroekonomicznych na sektor bankowy można zauważyć w dwóch rozważanych krajach wysokorozwiniętych, Norwegii oraz Szwecji, a także w Polsce. Jest bardzo zaskakujące, że w Hiszpanii i we Włoszech, czyli w krajach mających bardzo trudną sytuację gospodarczą, gdzie zmienność wskaźników makroekonomicznych jest znacznie podwyższona, relacje takie występowały w bardzo niewielkim stopniu i tylko dla wybranych metod szacowania zmienności.

Trwały i długookresowy wpływ wskaźników makroekonomicznych na zmienność indeksów modelowaną za pomocą metody Spline-GARCH dawał zawsze (z wyjątkiem Włoch) niższe oszacowania współczynnika R^2 niż krótkookresowy model zmienności GARCH oraz zmienność zrealizowana.

Bibliografia

- Aspachs, O., Goodhart, C. A. E., Tsomocos, D. P. i Zicchino, L. (2007). Towards a measure of financial fragility. *Annals of Finance*, 3, 37-74. <https://doi.org/10.1007/s10436-006-0061-z>
- Burgstaller, J. (2006). Financial predictions of real activity and the propagation of aggregate shocks. *Economics working papers from Department of Economics*, 16, 4-9. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.966087>
- Doman, M. i Doman, R. (2009). *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*. Kraków: Wolters Kluwer.
- Engle, R. F. i Rangel, J. G. (2006). The Spline-GARCH model for low-frequency volatility and its global macroeconomic causes. *The Review of Financial Studies*, 21(3), 1187-1222. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.939447>
- Gilchrist, S., Yankow, V. i Zakrajsek, E. (2009). Credit market shocks and economic fluctuations: Evidence from corporate bond and stock markets. *Journal of Monetary Economics*, 56(4), 471-493. <http://doi.org/10.3386/w14863>
- Huang, X., Zhou, H. i Zhu, H. (2012). Assessing the systemic risk of a heterogeneous portfolio of banks during the recent financial crisis. *Journal of Financial Stability*, 8(3), 193-205. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2011.10.004>

- INFOR Biznes. (2013). *Kryzys gospodarczy w Europie: Kalendarium kryzysu finansowego*. Pobrane z <http://forsal.pl/artykuly/765183,kryzys-gospodarczy-w-euro-pie-kalendarium-kryzysu-finansowego.html>
- Jacobson, T., Linde, J. i Roszbach, K. (2005). Exploring interactions between real activity and financial stance. *Journal of Financial Stability*, 1(3), 308-341. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2005.02.011>
- Marcucci, J. i Quagliariello, M. (2008). Is bank portfolio riskiness procyclical? Evidence from Italy using a vector autoregression. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 18(1), 46-63. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2006.05.002>
- Ministerstwo Spraw Zagranicznych. (2017). *Informator Ekonomiczny MSZ*. Pobrane z <http://www.informatorekonomiczny.msz.gov.pl>
- Narodowy Bank Polski. (2017). *Działalność Narodowego Banku Polskiego*. Pobrane z http://www.nbp.pl/home.aspx?f=o_nbp/o_nbp.html
- Twarowski, B. (2013). Działania Banku Centralnego Norwegii w czasie kryzysu gospodarczego 2007+. Kwartalnik Kolegium Ekonomiczno-Społecznego *Studia i Prace / Szkoła Główna Handlowa*, 1, 181-202.