

dr Elżbieta MAJEWSKA

Wydział Matematyki i Informatyki, Uniwersytet w Białymstoku

e-mail: e.majewska@uwb.edu.pl

DOI: 10.15290/ose.2017.03.87.05

WPŁYW KRYZYSU FINANSOWEGO 2007-2009 NA STRUKTURĘ HIERARCHICZNĄ EUROPEJSKICH RYNKÓW KAPITAŁOWYCH

Streszczenie

Celem niniejszego opracowania jest analiza struktury hierarchicznej europejskich rynków kapitałowych w okresach: przed globalnym kryzysem finansowym 2007-2009 oraz po jego zakończeniu. W badaniu wykorzystano tygodniowe logarytmiczne stopy zwrotu głównych indeksów 28 giełd europejskich, wśród których znalazły się zarówno rynki rozwinięte, jak i rozwijające się. Okres badawczy objął lata 2000-2016. Do zbadania struktury powiązań między rynkami wykorzystano metody aglomeracyjne, przede wszystkim metodę Warda. Przeprowadzona analiza pozwoliła stwierdzić istotne różnice w strukturze powiązań między rynkami w okresie przed kryzysem i po jego zakończeniu. Wskazała również grupy rynków szczególnie silnie oddziałujących na siebie.

Słowa kluczowe: globalny kryzys finansowy, analiza skupień, dendrogram, metoda Warda

IMPACT OF 2007-2009 FINANCIAL CRISIS ON HIERARCHICAL STRUCTURE OF EUROPEAN CAPITAL MARKETS

Summary

The purpose of this paper is to investigate the hierarchical structure of the European capital markets in the periods before and after the Global Financial Crisis of 2007-2009. The author uses weekly logarithmic stock market returns of the 28 main indexes of the European exchanges, both from the developed and developing markets, in the period 2000-2016. The examination is based on agglomerative clustering methods, primarily on the Ward's linkage method. The results show that the Global Financial Crisis has changed the hierarchy of the markets. They also indicate which groups of markets are most strongly interconnected.

Key words: Global Financial Crisis, cluster analysis, dendrogram, Ward's method

JEL: C38, F65, G15, O52

1. Wstęp

W latach 2007-2012 europejskie rynki finansowe zostały dotknięte dwoma następującymi po sobie okresami istotnych spadków. Najpierw był to światowy kryzys finansowy, który rozpoczął się na większości rynków w drugiej połowie 2007 roku i zakończył w pierwszych miesiącach roku 2009. Niewątpliwie jego źródłem były wydarzenia na rynku amerykańskim. Jednak już pod koniec 2009 roku pojawiły się pierwsze symptomy kolejnego kryzysu w Europie. Tym razem zapoczątkowały go problemy gospodarki greckiej, które nieoczekiwanie w roku 2010 rozprzestrzeniły się na niemal cały kontynent [Majewska, 2017].

Kryzysy te pokazały, jak ważne są wzajemne powiązania między rynkami dla stabilności finansowej gospodarek. Z literatury jest znany fakt istotnego wzrostu korelacji między rynkami finansowymi w okresach kryzysów. Przyczyn tego zjawiska autorzy upatrują z jednej strony w globalizacji łączonej z rosnącą integracją rynków, z drugiej w zjawisku zarażania rynków. Analiza struktury powiązań między rynkami może pomóc w identyfikacji rynków szczególnie silnie oddziałujących na siebie oraz tych, których wzajemne powiązania są niewielkie. Jest to istotne zwłaszcza w okresach kryzysów, kiedy to kluczowa staje się możliwość dywersyfikacji ryzyka inwestorów na rynkach międzynarodowych. Prostym narzędziem, wspomagającym tego typu analizy, mogą być metody wielowymiarowej analizy statystycznej, w tym analiza skupień.

Celem pracy jest zbadanie struktury powiązań między 28 europejskimi rynkami finansowymi dzięki metodom aglomeracyjnym. Ponadto, przeprowadzono analizę zmian w tej strukturze wywołanych globalnym kryzysem finansowym lat 2007-2009.

W kolejnych częściach pracy zaprezentowano krótki przegląd literatury dotyczącej wykorzystania metod hierarchicznych w analizie struktury rynków finansowych (rozdział 2.), a także zarys metod grupowania obiektów (rozdział 3.). W rozdziale 4. przedstawiono dane empiryczne wykorzystane w badaniu, a w rozdziale 5. wyniki analizy struktury hierarchicznej badanej grupy rynków finansowych w okresach przed i po globalnym kryzysie finansowym lat 2007-2009. W ostatnim rozdziale podsumowano rezultaty badań.

2. Struktura hierarchiczna rynków finansowych – krótki przegląd literatury

W literaturze związanej ze strukturą hierarchiczną rynków finansowych można wyodrębnić trzy główne podejścia opierające się na: minimalnych drzewach rozpinających (*minimal spanning trees*), grafach aktywów (*asset graphs*) oraz analizie skupień (*clustering analysis*). Wszystkie te metody bazują na analizie odległości (niepodobieństwa) pomiędzy szeregami stóp zwrotu. Minimalne drzewa rozpinające stanowią sieć n obiektów połączonych $n - 1$ krawędziami, przy czym suma wag wszystkich krawędzi (odległości między obiektami) jest minimalizowana [Onnela i in. 2003; Leon i in. 2016]. W szczególności otrzymana struktura nie zawiera więc cykli ani wierzchołków izolowanych, co jest możliwe w przypadku grafów [Onnela i in. 2003]. Liczba powiązań grafu jest uzależniona od ustalonej wartości progowej odległości między obiektami. Metody analizy skupień bazują zaś na

analizie podobieństwa między obiektami i między grupami obiektów oraz prowadzą do uzyskania drzewa binarnego [Everitt i in. 2011, s. 88; Leon i in. 2016].

Najliczniejszą grupę opracowań stanowią prace dotyczące wykorzystania minimalnych drzew rozpinających. Początek tym badaniom dał Mantegna [1999], który analizował strukturę portfeli indeksów DJIA oraz S&P500 w okresie od lipca 1989 do października 1995 roku. Rynku amerykańskiego dotyczyło również opracowanie Bonanno i innych [2004], w którym autorzy budowali minimalne drzewa rozpinające w grupie 100 największych spółek w latach 1995-1998. Natomiast strukturę spółek z indeksu Dow Jones analizowali Brida i Risso [2008], którzy konstrukcję drzew rozpinających opierali zarówno na jednej zmiennej (stopy zwrotu akcji), jak i na dwóch (stopy zwrotu i wolumeny).

Odrębną grupę stanowią prace związane ze strukturą rynków międzynarodowych. Coehlo, Gilmore i Lucey [2007] budowali minimalne drzewa rozpinające na podstawie danych dotyczących 53 indeksów giełdowych z całego świata w okresie od 8 stycznia 1997 do 1 lutego 2006 roku. Natomiast Eryigit i Eryigit [2009] uwzględnili dzienne i tygodniowe logarytmiczne stopy zwrotu 143 indeksów z 59 krajów w próbie od 7 czerwca 1995 do 8 lutego 2008 roku. Strukturę grupy 21 rynków Unii Europejskiej w latach 1999-2006 opisali z kolei Gilmore, Lucey i Boscia [2008]. Obszerne badania przedstawił także Sandoval [2012], który analizował minimalne drzewa rozpinające w okresach obejmujących światowe kryzysy finansowe, począwszy od roku 1986 aż do roku 2008, uwzględniając w różnych okresach od 16 do 92 indeksów światowych.

Przykłady zastosowania metody grafów można znaleźć w pracach Onnela i innych [2003] oraz Sandovala [2013], przy czym pierwsza objęła akcje 477 spółek notowanych na giełdzie nowojorskiej (okres badawczy od 2 stycznia 1980 do 31 grudnia 1999 roku). Sandoval zaś analizował od 16 do 79 indeksów światowych w latach 1986-2001, skupiając się na kryzysach finansowych tamtego okresu.

Ostatnia grupa metod, czyli analiza skupień, nie jest, jak dotąd, zbyt szeroko reprezentowana w literaturze. Jednak można tu wskazać na przykład pracę Pantona, Lessiga, Joya [1976] prezentującą wyniki grupowania 12 rynków światowych w latach 1963-1972, choć była to nieliczna grupa rynków. Znacznie szersze badanie przeprowadzili Leon i inni [2016], którzy opisali strukturę hierarchiczną 80 rynków z całego świata na podstawie dziennych logarytmicznych stóp zwrotu głównych indeksów tych rynków w okresie od 10 stycznia 2005 do 22 czerwca 2012 roku. Na uwagę zasługuje fakt, iż uwzględnili oni zmiany powiązań między rynkami w dwóch próbach: przed globalnym kryzysem finansowym 2007-2009 i po jego zakończeniu. W niniejszym opracowaniu zaprezentowano wyniki podobnych badań, ale skupiających się na wzajemnych powiązaniach rynków europejskich oraz obejmujących inny okres badawczy.

3. Aglomeracyjne metody grupowania obiektów

Analiza skupień jest jednym z ważniejszych elementów statystycznej analizy danych wielowymiarowych. Umożliwia ona grupowanie obiektów w niepuste, rozłączne i jednorodnie grupy, zwane skupieniami lub klastrami. Istotą grupowania jest to, że do

jednego skupienia trafiają obiekty najbardziej do siebie podobne. Jednocześnie obiekty należące do różnych skupień powinny być jak najmniej do siebie podobne [Kolenda, 2006]. Grupowanie może mieć charakter niehierarchiczny lub hierarchiczny. W pierwszym przypadku konieczne jest określenie z góry liczby klastrow, na które będą dzielone obiekty. Natomiast metody hierarchiczne pozwalają wyznaczyć skupienia poprzez łączenie (algorytmy aglomeracyjne) bądź podział (algorytmy deaglomeracyjne) klastrow zbudowanych w poprzednich krokach algorytmu. W niniejszym opracowaniu wykorzystano metody należące do pierwszej grupy.

W pierwszym kroku algorytmu aglomeracyjnego każdy obiekt stanowi oddzielny klaster i w kolejnych krokach są łączone skupienia najbardziej podobne aż do momentu uzyskania zakładanej liczby grup albo połączenia wszystkich obiektów w jedno skupienie. Uzyskana struktura hierarchiczna w czytelny sposób przedstawia powiązania między obiektami.

Do graficznej ilustracji przebiegu aglomeracji wykorzystuje się dendrogram, czyli drzewo binarne, w którym węzłami są skupienia, a liśćmi obiekty. Poszczególne węzły są umieszczane na poziomie odpowiadającym mierze podobieństwa między węzłami potomkami.

Kluczową kwestią związaną z grupowaniem jest sposób pomiaru podobieństwa dwóch obiektów i dwóch skupień. W przypadku obiektów i oraz j za miarę podobieństwa można przyjąć odległość euklidesową d_{ij} :

$$d_{ij} = \sqrt{\sum_{p=1}^n (x_{ip} - x_{jp})^2}, i, j = 1, 2, \dots, K, \quad (1)$$

gdzie:

x_{ip} – wartość zmiennej p dla obiektu i ,

K – liczba obiektów grupowanych,

n – liczba obserwacji dla każdej ze zmiennych.

Im mniejsza wartość d_{ij} , tym obiekty są bardziej podobne. Jeżeli zmienne wykorzystywane w badaniu są wyrażone w różnych jednostkach, to niezbędne jest doprowadzanie do ich porównywalności. Jednym ze sposobów jest standaryzacja, która przebiega zgodnie ze wzorem:

$$z_{ip} = \frac{x_{ip} - \bar{x}_p}{s_p}, \quad (2)$$

gdzie

z_{ip} – wartość zmiennej p dla obiektu i po standaryzacji,

\bar{x}_p – średnia arytmetyczna zmiennej p ,

s_p – odchylenie standardowe zmiennej p .

Standaryzacja zmiennych prowadzi więc do uzyskania wartości niemianowanych, jak również do ujednoczenia zmienności i położenia zmiennych, a to pozwala uniknąć wpływu różnic skali i rozproszenia na wyniki badań.

Niekiedy wykorzystuje się także inne miary podobieństwa obiektów, np. odległość Minkowskiego czy odległość Mahalanobisa [Kolenda, 2006, s. 53-55; Everitt i in. 2011,

s. 49-50, 62]. Natomiast w przypadku finansowych szeregów czasowych wielu autorów posługuje się odległością opartą na współczynniku ϱ_{ij} korelacji między zmiennymi i oraz j [Mantegna, 1999]:

$$d_{ij} = \sqrt{2(1 - \varrho_{ij})}, i, j = 1, 2, \dots, K. \quad (3)$$

Spełnia ona wszystkie aksjomaty miary odległości, a jej wartości należą do przedziału $[0,2]$. Jednak należy pamiętać, że ze względu na własności współczynnika korelacji stosowanie takiej odległości wymaga w szczególności przyjęcia założenia o rozkładzie normalnym stóp zwrotu. Ponadto, współczynnik korelacji jest obciążony ze względu na poziom ich zmienności [Forbes, Rigobon, 2002]. W związku z tym, porównywanie odległości opartych na współczynniku korelacji w okresach o różnej zmienności nie jest wskazane.

Natomiast sposób określenia miary podobieństwa dwóch skupień ściśle zależy od przyjętej metody grupowania. Do najczęściej stosowanych należą metody:

1. **pojedynczego wiązania (najbliższego sąsiedztwa)** – miarą podobieństwa dwóch skupień jest minimalna odległość między dwoma obiektami, z których każdy należy do jednego z tych skupień;
2. **pełnego wiązania (najdalszego sąsiedztwa)** – miarą podobieństwa dwóch skupień jest maksymalna odległość między dwoma obiektami, z których każdy należy do jednego z tych skupień;
3. **średniego wiązania** – miarą podobieństwa dwóch skupień jest średnia odległość między wszystkimi parami obiektów, z których każdy należy do jednego z tych skupień;
4. **Warda** – miarą podobieństwa dwóch skupień jest suma kwadratów odchyłeń wewnątrz tych skupień [Everitt i in. 2011, s. 76-77].

Niestety, każda z tych metod ma swoje wady [Everitt i in. 2011, s. 79]. Nie ma zaś jednoznacznych badań, które wskazywałyby, która z metod jest najlepsza w zastosowaniach do finansowych szeregów czasowych. Jednakże wielu autorów, posługując się różnymi kryteriami, wskazuje na przewagę metody Warda nad pozostałymi [Calinski, Harabasz, 1974; Ferreira, Hitchcock, 2009; Hossen, Siraj-Ud-Doulah, Hoque, 2015; Leon i in. 2016]. Warto także zwrócić uwagę na to, że metoda Warda, jako jedyna, opiera się na pewnej optymalizacji, a mianowicie, jest nią minimalizacja utraty informacji wynikającej z połączenia dwóch skupień w jedno [Ward, 1963]. Dodatkowo, dendrogramy, uzyskiwane tą metodą, zazwyczaj mają dużo bardziej przejrzystą strukturę i dlatego są łatwiejsze w interpretacji. Stąd, w dalszej części artykułu przede wszystkim przeprowadzono analizę wyników uzyskanych tą właśnie metodą.

4. Dane empiryczne

Prezentowane badania przeprowadzono na podstawie notowań głównych indeksów 28 europejskich giełd papierów wartościowych. Uwzględniono przy tym zarówno rynki największe, rozwinięte, jak i mniejsze, rozwijające się. Na podstawie tygodniowych

kursów zamknięcia¹ indeksów z okresu od początku stycznia 2000 do końca grudnia 2016 roku wyznaczono ich logarytmiczne stopy zwrotu. Następnie wyodrębniono dwie równoliczne próby:

- próba I – 14.01.2000-27.04.2007,
- próba II – 03.04.2009-15.07.2016,

każda po 381 obserwacji. Jednakowa liczba obserwacji zapewnia porównywalność wyników uzyskanych w obu próbach. Z analizy wykluczono okres od maja 2007 do marca 2009 roku, ponieważ zgodnie z wynikami wcześniejszych badań [Olbrys, Majewska, 2014; 2015; Majewska, 2017] był to okres dużych spadków na giełdach europejskich związanych z globalnym kryzysem finansowym (formalnej identyfikacji okresów kryzysu dokonano w przypadku 25 spośród 28 uwzględnionych indeksów). Wysoka zmienność notowań w okresie kryzysu mogłaby wpłynąć na wyniki grupowania rynków, stąd pojawiła się konieczność pominięcia tej części próby pierwotnej.

Przystępując do analizy zgromadzonych danych, w pierwszej kolejności wyznaczono podstawowe statystyki wszystkich indeksów w obu próbach (tabele: 1. i 2.).

TABELA 1.

**Podstawowe statystyki analizowanych indeksów w okresie
14.01.2000-27.04.2007 (próba I)**

Nr	Kraj	Indeks	Średnia	Odchylenie standardowe	Współczynnik asymetrii	Współczynnik ekscesu	Test Doornika-Hansena
1.	Anglia	FTSE100	0,000	0,021	-0,211 [0,093]	2,514 [0,000]	61,491 [0,000]
2.	Austria	ATX	0,004	0,022	-0,867 [0,000]	2,469 [0,000]	39,854 [0,000]
3.	Belgia	BEL20	0,001	0,026	-0,300 [0,017]	3,854 [0,000]	111,516 [0,000]
4.	Czechy	PX	0,003	0,027	-0,516 [0,000]	1,007 [0,000]	17,146 [0,000]
5.	Estonia	OMXT	0,005	0,026	0,100 [0,428]	2,377 [0,000]	58,808 [0,000]
6.	Finlandia	HEX	-0,001	0,046	-0,608 [0,000]	2,511 [0,000]	44,068 [0,000]
7.	Francja	CAC40	0,000	0,028	-0,226 [0,072]	1,975 [0,000]	41,983 [0,000]
8.	Grecja	ATHEX	0,000	0,031	-0,037 [0,767]	6,742 [0,000]	258,830 [0,000]
9.	Hiszpania	IBEX	0,001	0,026	-0,116 [0,356]	1,651 [0,000]	33,250 [0,000]
10.	Holandia	AEX	-0,001	0,030	-0,457 [0,000]	2,705 [0,000]	57,451 [0,000]
11.	Irlandia	ISEQ	0,002	0,024	-1,065 [0,000]	4,118 [0,000]	59,836 [0,000]
12.	Islandia	ICEX	0,004	0,021	-0,607 [0,000]	3,602 [0,000]	77,407 [0,000]
13.	Litwa	OMXV	0,004	0,023	0,052 [0,679]	1,583 [0,000]	31,556 [0,000]
14.	Luksemburg	LuxX	0,001	0,030	-1,541 [0,000]	16,869 [0,000]	375,329 [0,000]

¹ Dane zaczerpnięto z serwisu: [stooq.com].

15.	Łotwa	OMXR	0,005	0,036	-0,338 [0,007]	22,042 [0,000]	1032,13 [0,000]
16.	Malta	MSE	0,001	0,022	-0,051 [0,687]	2,723 [0,000]	72,773 [0,000]
17.	Niemcy	DAX	0,000	0,033	-0,193 [0,125]	1,678 [0,000]	33,100 [0,000]
18.	Norwegia	OSEAX	0,003	0,026	-1,486 [0,000]	7,132 [0,000]	88,475 [0,000]
19.	Polska	WIG20	0,002	0,034	-0,006 [0,959]	0,739 [0,003]	9,243 [0,010]
20.	Portugalia	PSI20	0,000	0,021	-0,588 [0,000]	4,050 [0,000]	95,302 [0,000]
21.	Rosja	RTSI	0,006	0,047	-0,575 [0,000]	1,576 [0,000]	25,055 [0,000]
22.	Słowacja	SAX	0,004	0,027	1,106 [0,000]	6,004 [0,000]	96,821 [0,000]
23.	Szwajcaria	SMI	0,001	0,025	0,009 [0,941]	7,304 [0,000]	287,251 [0,000]
24.	Szwecja	OMXS	0,000	0,031	-0,437 [0,001]	0,908 [0,000]	14,233 [0,001]
25.	Turcja	BIST100	0,003	0,058	-0,213 [0,090]	4,207 [0,000]	131,772 [0,000]
26.	Ukraina	UX	0,008	0,053	0,359 [0,004]	19,378 [0,000]	915,317 [0,000]
27.	Węgry	BUX	0,003	0,032	-0,253 [0,045]	0,870 [0,001]	11,999 [0,002]
28.	Włochy	FTSEMIB	0,000	0,027	-0,092 [0,463]	10,168 [0,000]	432,726 [0,000]

* W nawiasach kwadratowych podano wartości prawdopodobieństwa **p**.

Źródło: obliczenia własne.

TABELA 2.
Podstawowe statystyki analizowanych indeksów w okresie
03.04.2009-15.07.2016 (próbą II)

Nr	Kraj	Indeks	Średnia	Odchylenie standardowe	Współczynnik asymetrii	Współczynnik ekscesu	Test Doornika-Hansena
1.	Anglia	FTSE100	0,001	0,022	-0,378 [0,003]	1,934 [0,000]	36,558 [0,000]
2.	Austria	ATX	0,001	0,032	-0,458 [0,000]	2,164 [0,000]	40,551 [0,000]
3.	Belgia	BEL20	0,002	0,025	-0,529 [0,000]	1,158 [0,000]	26,566 [0,000]
4.	Czechy	PX	0,000	0,026	-0,232 [0,066]	2,627 [0,000]	65,065 [0,000]
5.	Estonia	OMXT	0,003	0,026	1,275 [0,000]	7,420 [0,000]	111,893 [0,000]
6.	Finlandia	HEX	0,001	0,029	-0,628 [0,000]	2,400 [0,000]	40,603 [0,000]
7.	Francja	CAC40	0,001	0,029	-0,429 [0,001]	1,157 [0,000]	17,641 [0,000]
8.	Grecja	ATHEX	-0,003	0,051	-0,381 [0,003]	0,819 [0,001]	12,185 [0,002]
9.	Hiszpania	IBEX	0,000	0,034	-0,311 [0,014]	0,654 [0,010]	9,061 [0,011]

10.	Holandia	AEX	0,002	0,026	-0,316 [0,012]	1,337 [0,000]	21,824 [0,000]
11.	Irlandia	ISEQ	0,003	0,027	-0,596 [0,000]	2,245 [0,000]	37,941 [0,000]
12.	Islandia	ICEX	0,003	0,018	0,064 [0,612]	2,099 [0,000]	48,937 [0,000]
13.	Litwa	OMXV	0,003	0,024	2,866 [0,000]	32,349 [0,000]	310,504 [0,000]
14.	Luksemburg	LuxX	0,001	0,028	-0,031 [0,807]	1,269 [0,000]	22,214 [0,000]
15.	Łotwa	OMXR	0,003	0,024	1,051 [0,000]	8,751 [0,000]	201,666 [0,000]
16.	Malta	MSE	0,001	0,014	0,253 [0,045]	3,972 [0,000]	119,369 [0,000]
17.	Niemcy	DAX	0,002	0,029	-0,509 [0,000]	1,697 [0,000]	27,572 [0,000]
18.	Norwegia	OSEAX	0,002	0,026	-0,315 [0,013]	3,060 [0,000]	78,150 [0,000]
19.	Polska	WIG20	0,000	0,027	-0,338 [0,007]	1,813 [0,000]	34,099 [0,000]
20.	Portugalia	PSI20	-0,001	0,030	-0,549 [0,000]	0,963 [0,000]	18,012 [0,000]
21.	Rosja	RTSI	0,001	0,045	-0,229 [0,068]	1,358 [0,000]	23,314 [0,000]
22.	Słowacja	SAX	0,000	0,025	-0,919 [0,000]	7,545 [0,000]	182,589 [0,000]
23.	Szwajcaria	SMI	0,001	0,022	-1,257 [0,000]	6,098 [0,000]	84,086 [0,000]
24.	Szwecja	OMXS	0,002	0,026	-0,455 [0,000]	2,347 [0,000]	46,073 [0,000]
25.	Turcja	BIST100	0,003	0,033	-0,404 [0,001]	0,610 [0,015]	10,728 [0,005]
26.	Ukraina	UX	0,001	0,049	-0,067 [0,593]	4,996 [0,000]	173,148 [0,000]
27.	Węgry	BUX	0,002	0,030	-0,282 [0,025]	2,572 [0,000]	61,171 [0,000]
28.	Włochy	FTSEMIB	0,000	0,034	-0,490 [0,000]	0,830 [0,001]	14,999 [0,001]

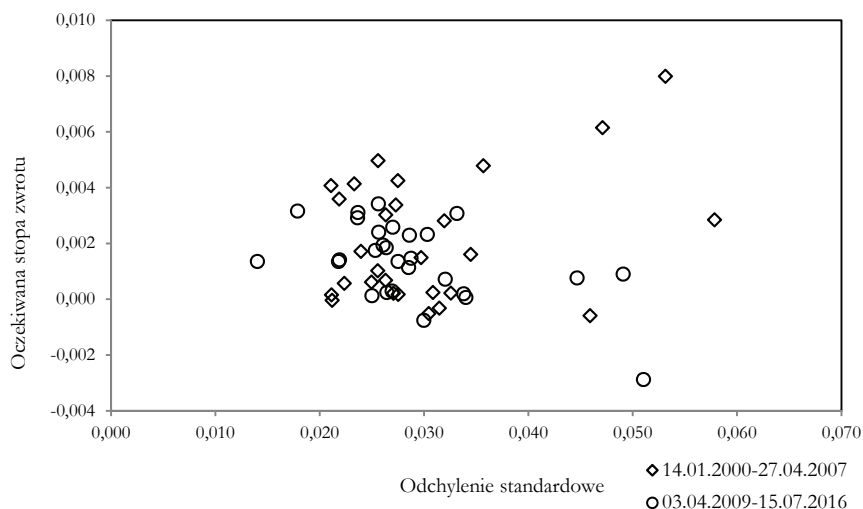
* W nawiasach kwadratowych podano wartości prawdopodobieństwa p .

Źródło: obliczenia własne.

We wszystkich przypadkach oczekiwane stopy zwrotu przyjmowały wartości zbliżone do zera, a odchylenia standardowe wielokrotnie przekraczały ich wartości bezwzględne. Dodatkowo, można zauważyć, że rozproszenie wartości tych dwóch statystyk zarówno w obrębie każdej z prób, jak i pomiędzy próbami nie jest zaniedbywalne (rysunek 1.). W takiej sytuacji jest wskazana standaryzacja zmiennych. Jeżeli bowiem odchylenia standardowe zmiennych różnią się istotnie, to niektóre zmienne mogą zdominować wyznaczone odległości [Martinez, Martinez, Solka, 2005, s. 22].

RYSUNEK 1.

Rozkład odchylenia standardowego i oczekiwanej stopy zwrotu analizowanych indeksów w okresach przed kryzysem (14.01.2000- 27.04.2007) oraz po kryzysie (03.04.2009-15.07.2016)



Źródło: opracowanie własne.

W każdej próbie rozkłady stóp zwrotu 23 spośród 28 analizowanych indeksów charakteryzowała ujemna asymetria. We wszystkich przypadkach rozkłady te były leptokurtyczne. Należy również zwrócić uwagę na wyniki testu Doornika-Hansena [Doornik, Hansen, 2008], które wskazują na to, że na poziomie istotności 0,05 w żadnym z rozważanych przypadków rozkładu stóp zwrotu nie można było uznać za normalny. W związku z tym, w dalszej części pracy do pomiaru podobieństwa indeksów wykorzystano odległość euklidesową, co nie wymagało przyjęcia żadnych dodatkowych założeń.

5. Struktura hierarchiczna rynków – wyniki badań

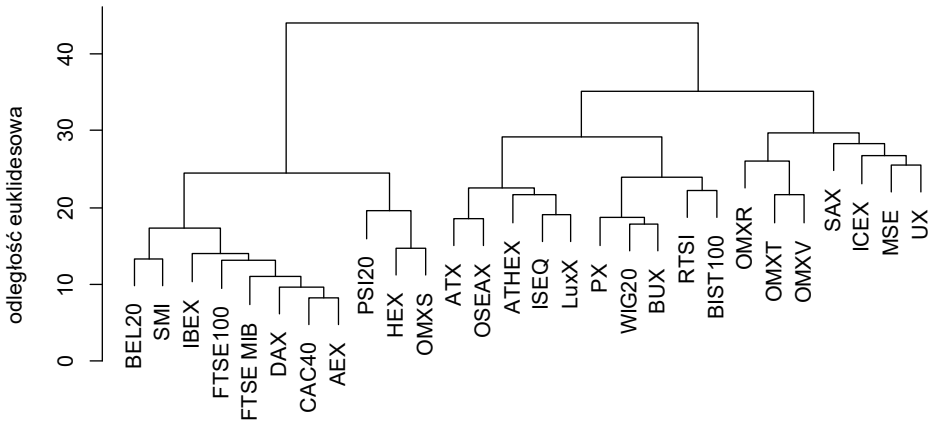
Przystępując do badania struktury rynków w obu próbach, zgodnie z wcześniejszymi ustaleniami, dokonano standaryzacji obserwacji według wzoru (2). Pozwoliło to uniknąć wpływu na uzyskane wyniki efektu skali i rozproszenia. Następnie wyznaczono odległości euklidesowe między indeksami.

Grupowanie rynków przeprowadzono najpierw metodą Warda. Dendrogram² otrzymany w próbie I (przed kryzysem) przedstawia rysunek 2.

² Wszystkie prezentowane dendrogramy uzyskano z wykorzystaniem pakietu R.

RYSUNEK 2.

Drzewo hierarchiczne uzyskane metodą Warda w próbie I
(14.01.2000-27.04.2007)



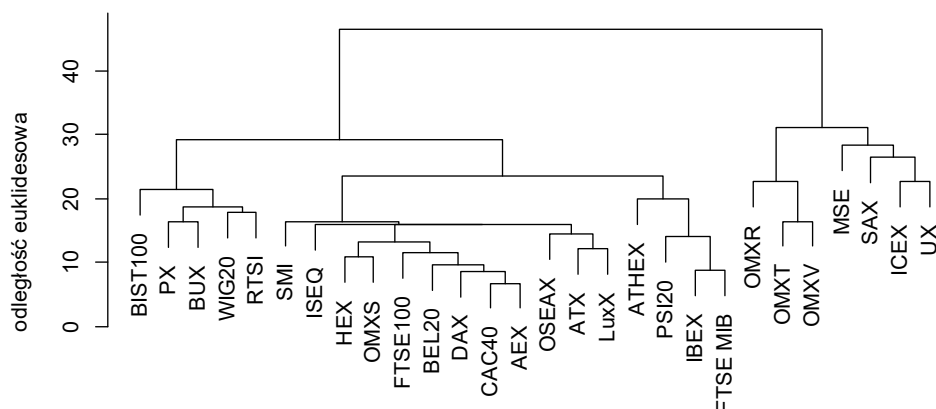
Źródło: opracowanie własne.

W uzyskanej strukturze można wskazać dwa zasadnicze skupienia. Pierwsze składało się z 11 indeksów. Są to: BEL20, SMI, IBEX, FTSE100, FTSEMIB, DAX, CAC40, AEX, PSI20, HEX i OMXS. Znalazły się tu rynki największe (francuski, niemiecki, brytyjski), jak również mniejsze (np. portugalski). Najbardziej podobne w tej grupie okazały się indeksy: francuski (CAC40) oraz holenderski (AEX). Pozostałe 17 indeksów tworzyły drugi klaster, w którym najmniej różnił się WIG20 i BUX. W tym skupieniu znalazły się m.in.: indeksy rynków wschodzących Europy Środkowej i Wschodniej (WIG20, PX, BUX, SAX, OMXV, OMXR, OMXT), a także rynków: rosyjskiego, tureckiego czy ukraińskiego. Odległości pomiędzy poszczególnymi indeksami i ich grupami w tym klastrze były większe niż w klastrze pierwszym, co oznacza, że skupiał on te rynki, które były słabiej ze sobą powiązane.

W strukturze uzyskanej w próbie przed kryzysem można również wskazać mniejsze (charakterystyczne) grupy indeksów podobnych, jak choćby: PX, WIG20 i BUX; RTSI i BIST100 czy OMXR, OMXT i OMXV.

W dalszej kolejności dokonano aglomeracji rynków w okresie po globalnym kryzysie finansowym (próba II). Jej wyniki przedstawia rysunek 3.

RYSUNEK 3.

Drzewo hierarchiczne uzyskane metodą Warda w próbie II
(03.04.2009-15.07.2016)

Źródło: opracowanie własne.

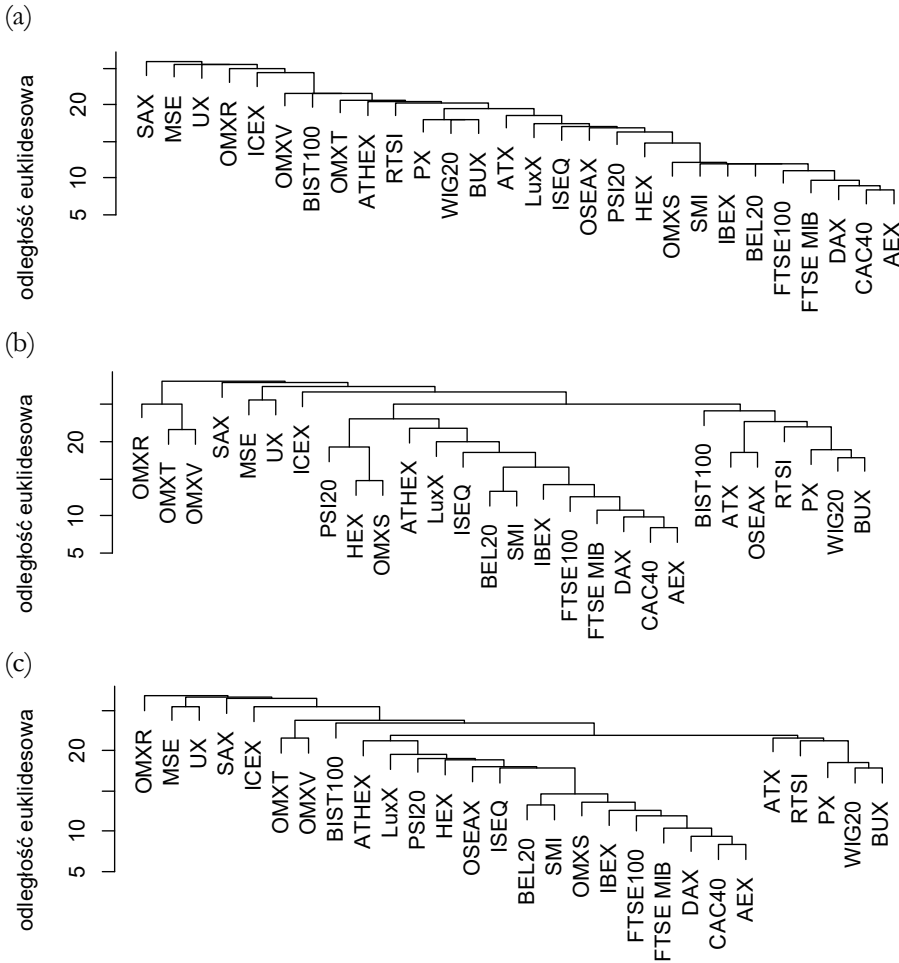
Jak widać, struktura ta różni się od uzyskanej w okresie przed kryzysem. W tym przypadku pierwszy z dwóch zasadniczych klastrow zawierał 21 indeksów, natomiast w drugim pozostało ich tylko 7 (OMXR, OMXT, OMXV, MSE, SAX, ICEX, UX). Pozostałych 10 rynków po okresie kryzysu okazało się być silniej związanymi z grupą zawierającą rynki największe. W tym skupieniu najbardziej podobnymi pozostały CAC40 i AEX, zaś w klastrze drugim OMXT i OMXV. W próbie II można także wskazać grupy rynków podobnych, wśród których ponownie znalazły się np.: czeski, polski i węgierski czy też rynki bałtyckie (litewski, lotewski i estoński). Natomiast warto zwrócić uwagę na skupienie zawierające: ATHEX, PSI20, IBEX, FTSEMIB. Jest to grupa, która wyraźnie wyodrębniła się po okresie kryzysu globalnego. Tworzyły ją indeksy rynków, które jako jedne z pierwszych zostały dotknięte europejskim kryzysem zadłużenia. Pierwsze jego symptomy pojawiły się w gospodarce greckiej już pod koniec 2009 roku, by następnie objąć rynki: Portugalii, Włoch czy Irlandii i w rezultacie, w roku 2010 już niemal cała Europa odczuła kolejny kryzys [Katsimi, Moutos, 2010; Moro, 2014].

Porównując strukturę rynków w próbach przed i po kryzysie, można również zauważyć, że niektóre indeksy wykazujące znaczne podobieństwo w próbie I (np.: HEX i PSI20, LuxX i ISEQ), w próbie II oddaliły się od siebie, co oznacza, że ich powiązania osłabły.

Jednocześnie w dalszej kolejności dokonano aglomeracji rynków w obu próbach metodami: pojedynczego, pełnego i średniego wiązania. Uzyskane dendrogramy przedstawiają rysunki: 4. i 5.

RYSUNEK 4.

Drzewa hierarchiczne uzyskane metodą: (a) pojedynczego wiązania, (b) pełnego wiązania, (c) średniego wiązania w próbie I (14.01.2000-27.04.2007)

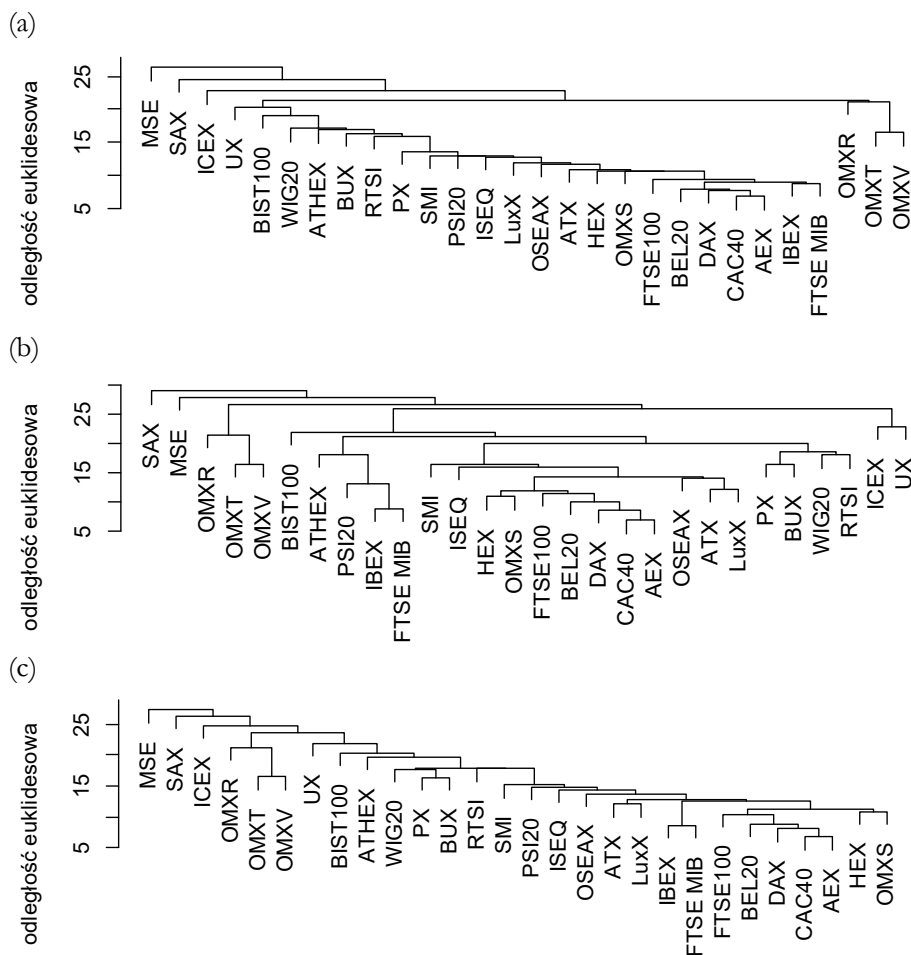


Źródło: opracowanie własne.

Drzewa uzyskane tymi metodami są oczywiście różne od prezentowanych wcześniej, jednak nie pozostają z nimi w sprzeczności. Na przykład można zauważyć pewne charakterystyczne skupienia, pojawiające się niezależnie od zastosowanej metody. W próbie przed kryzysem grupę taką tworzą np.: PX, WIG20 i BUX czy też MSE i UX. Analogicznie „trwałą” grupę tworzą: AEX, CAC40, DAX, FTSEMIB i FTSE100. Natomiast w próbie II, niezależnie od zastosowanej metody, jeden klaster tworzą: OMXV, OMXT i OMXR oraz OMXS i HEX. Można to uznać za potwierdzenie istotnego podobieństwa tych rynków.

RYSUNEK 5.

Drzewa hierarchiczne uzyskane metodą: (a) pojedynczego wiązania, (b) pełnego wiązania, (c) średniego wiązania w próbie II (03.04.2009-15.07.2016)



Źródło: opracowanie własne.

6. Podsumowanie

W pracy przedstawiono wyniki zastosowania hierarchicznych metod aglomeracyjnych do zbadania struktury europejskich rynków kapitałowych oraz wpływu na tę strukturę kryzysu finansowego lat 2007-2009. Analizie poddano indeksy główne 28 giełd europejskich w okresie od stycznia 2000 do lipca 2016 roku, przy czym wykluczono okres największej zmienności rynków związany z globalnym kryzysem finansowym.

Uzyskane wyniki wskazują na to, że ogólna struktura rynków europejskich uległa zmianie pod wpływem globalnego kryzysu finansowego z lat 2007-2009. Do pierwszego klastra, skupiającego przed kryzysem 11 najsilniej powiązanych rynków, po okresie kryzysu dołączyło 10 kolejnych. Oznacza to, że okres kryzysu wzmocnił powiązania pomiędzy większością rynków. Po jego zakończeniu odrębną grupę stanowiły jedynie indeksy: krajów bałtyckich, Słowacji, Islandii, Ukrainy i Malty. Ponadto, na uwagę zasługuje wyodrębnienie się po okresie kryzysu grupy skupiającej takie rynki jak: grecki, portugalski, hiszpański i włoski, które wcześniej należały do różnych (mniejszych) skupień, a z kolei w kolejnych miesiącach jako pierwsze zostały dotknięte europejskim kryzysem zadłużenia. Można więc przypuszczać, że wzmocnienie powiązań pomiędzy niektórymi rynkami w okresie po zakończeniu globalnego kryzysu finansowego z lat 2007-2009 mogło przyczynić się do szybszego rozprzestrzenienia się kolejnej fali kryzysu w latach 2009-2010.

Jednocześnie w badanej strukturze rynków były widoczne takie powiązania (zarówno w grupie rynków rozwiniętych, jak i rozwijających się), które pozostały niezmiennie w obu analizowanych próbach: przed kryzysem i po kryzysie. Dotyczyło to np.: rynków bałtyckich (Litwa, Łotwa, Estonia), rosyjskiego i tureckiego, polskiego i węgierskiego czy też niemieckiego, francuskiego i belgijskiego. Można tu dopatrywać się wpływu czynników geograficznych, na których istotne znaczenie zwróciło uwagę wielu autorów [np.: Bonanno i in. 2004; Coelho i in. 2007; Eryigit, Eryigit, 2009; Leon i in. 2016; Sandoval, 2013]. Jednak czynniki geograficzne należy rozumieć w szerokim sensie, włączając w nie (obok sąsiedztwa geograficznego) podobieństwa kulturowe (np. wspólny język), ekonomiczne (np.: alokacja zasobów naturalnych, wymiana handlowa, współpraca inwestycyjna) i polityczne.

Otwarte pozostaje pytanie, czy europejski kryzys zadłużenia, który od 2010 roku objął niemal całą Europę, spowodował kolejne zmiany w strukturze rynków. Kwestia ta będzie przedmiotem dalszych badań.

Literatura

- Bonanno G., Caldarelli G., Lillo F., Miccichè S., Vandewalle N., Mantegna R.N., 2004, *Networks of equities in financial markets*, „The European Physical Journal B”, no. 38, DOI: 10.1140/epjb/e2004-00129-6.
- Brida J.G., Riso W.A., 2008, *Multidimensional minimal spanning tree: The Dow Jones case*, „Physica A”, no. 387, DOI: 10.1016/j.physa.2008.05.009.
- Calinski T., Harabasz J., 1974, *A dendrite method for cluster analysis*, „Communications in Statistics”, 3:1, DOI: 10.1080/03610927408827101.
- Coelho R., Gilmore C.G., Lucey B., Richmond P., Hutzler S., 2007, *The evolution of interdependence in world equity markets – evidence from minimum spanning trees*, „Physica A”, no. 376, DOI: 10.1016/j.physa.2006.10.045.

- Doornik J.A., Hansen H., 2008, *An omnibus test for univariate and multivariate normality*, "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", no. 70, Supplement 1, DOI: 10.1111/j.1468-0084.2008.00537.
- Eryiğit M., Eryiğit R., 2009, *Network structure of cross-correlations among the world market indices*, "Physica A", no. 388, DOI: 10.1016/j.physa.2009.04.028.
- Everitt B.S., Landau S., Leese M., Stahl D., 2011, *Cluster analysis*, Wiley, Chichester.
- Ferreira L., Hitchcock D.B., 2009, *A comparison of hierarchical methods for clustering functional data*, "Communications in Statistics – Simulation and Computation", no. 38(9), DOI: 10.1080/03610910903168603.
- Forbes K., Rigobon R., 2002, *No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements*, "The Journal of Finance", no. 57 (5), DOI:10.1111/0022-1082.00494.
- Gilmore C.G., Lucey B.M., Boscia M., 2008, *An ever-closer union? Examining the evolution of linkages of European equity markets via minimum spanning trees*, "Physica A", no. 387, DOI: 10.1016/j.physa.2010.06.057.
- Hossen B., Siraj-Ud-Douhah, Hoque A., 2015, *Methods for evaluating agglomerative hierarchical clustering for gene expression data: a comparative study*, "Computational Biology and Bioinformatics", no. 3(6), DOI: 10.11648/j.cbb.20150306.12.
- Katsimi, M., Moutos, T., 2010, *EMU and the Greek crisis: The political-economy perspective*, "European Journal of Political Economy", no. 26, DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2010.08.002.
- Kolenda M., 2006, *Taksonomia numeryczna. Klasyfikacja, porządkowanie i analiza obiektów wielocebowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. O. Langego we Wrocławiu, Wrocław.
- Leon C., Kim G.-Y., Martinez C., Lee D., 2016, *Equity markets' clustering and the global financial crises*, "Borradores de Economía", no. 937.
- Majewska E., 2017, *Okresy kryzysu na rynkach strefy euro w latach 2004-2016*, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia”, nr 85(1), DOI: 10.18276/frfu.2017.1.85-29.
- Mantegna R.N., 1999, *Hierarchical structure in financial markets*, „The European Physical Journal B”, no. 11.
- Martinez W.L., Martinez A.R., Solka J.L., 2005, *Exploratory data analysis with Matlab*, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton.
- Moro B., 2014, *Lessons from the European economic and financial great crisis: A survey*, "European Journal of Political Economy", no. 34, DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2013.08.005.
- Olbrys J., Majewska E., 2014, *The 2007-2009 financial crisis on emerging markets: Quantitative identification of crisis in continent-based regions*, "Chinese Business Review", no. 13(7).
- Olbrys J., Majewska E., 2015, *Bear market periods during the 2007-2009 financial crisis: Direct evidence from the Visegrad countries*, "Acta Oeconomica", no. 65(4), DOI: 10.1556/032.65.2015.4.3.
- Onnela J.-P., Chakraborti A., Kaski K., Kertész J., Kanto A., 2003, *Asset trees and asset graphs in financial markets*, "Physica Scripta", vol. T106, DOI: 10.1238/Physica.Topical.106a00048.
- Panton D.B., Lessing P., Joy O.M., 1976, *Comovement of international equity markets: a taxonomic approach*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", no. 11(5).

- Sandoval L., 2012, *Pruning a minimum spanning tree*, “Physica A”, no. 391, DOI: 10.1016/j.physa.2011.12.052.
- Sandoval L., 2013, *Cluster formation and evolution in networks of financial market indices*, “Algorithmic Finance”, no. 2, DOI: 10.3233/AF-13015.
- Ward J.H., 1963, *Hierarchical grouping to optimize an objective function*, “Journal of the American Statistical Association”, no. 58(301).