

Agata Gluzicka

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

WPŁYW ŚWIATOWYCH RYNKÓW FINANSOWYCH NA GIEŁDĘ PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W WARSZAWIE

Wprowadzenie

Na sytuację Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie wpływają nie tylko zmiany zachodzące w sektorze gospodarczym, politycznym, czy finansowym kraju, ale również zmiany zachodzące na rynkach finansowych całego świata. Analizując notowania indeksów reprezentujących giełdy poszczególnych krajów, można zaobserwować podobieństwa w zachowaniu notowań. Dotychczas przeprowadzone badania empiryczne wykazały, że giełda nowojorska ma silny wpływ na światowe rynki giełdowe, w tym także na Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie.

Celem artykułu jest przeprowadzenie analizy wpływu największych światowych rynków finansowych reprezentowanych przez główne indeksy giełdowe na polski rynek finansowy.

Od początku istnienia rynków finansowych obserwowano powiązania występujące między zachowaniem notowań na różnych giełdach. Czynniki, takie jak: powszechna globalizacja, rozwój komunikacji oraz rozwój technik informatycznych umożliwiających dostęp do informacji giełdowych, stale przyczyniają się do wzmacniania zależności między zmianami zachodzącymi na rynkach różnych krajów. Obecnie przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych, inwestorzy giełdowi kierują się zarówno informacjami o sytuacji rodzimego rynku, jak również biorą pod uwagę wiadomości dotyczące rynków zagranicznych.

Prezentowane w literaturze przedmiotu badania empiryczne prowadzone nad współzależnością rynków giełdowych dowiodły, że wzorcem, za którym podążają pozostałe rynki inwestycyjne na całym świecie jest giełda nowojorska. Również na polskim rynku giełdowym można zaobserwować wpływy rynku amerykańskiego.

W badaniach dotyczących wpływu silnych rynków giełdowych na rynki innych krajów są wykorzystywane różne narzędzia statystyczne i ekonometryczne. Do przeprowadzenia analizy zależności między rynkami finansowymi można zastosować standardowy model liniowy, konstruowany za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów, jak również analizę korelacji pomiędzy indeksami reprezentującymi poszczególne giełdy [Dalkir, 2009] czy też analizę kointegracji [Bachman, Choi, Jeon, Kopecky, 1996] oraz analizę częstotliwości [Bodard, Candelon, 2009]. Współzależność rynków finansowych jest również badana za pomocą modeli wektorowej autoregresji (modele *VAR*), modeli wyboru dyskretnego, modeli typu GARCH czy też za pomocą modelowania opartego na łańcuchach Markowa. Wykorzystywane są również testy reakcji na nieprzewidywalne informacje.

W literaturze przedmiotu zostały omówione badania dotyczące wpływu rynków światowych na polski rynek kapitałowy. W przykładowych badaniach za pomocą testu przyczynowości wykazano silną zależność polskiego rynku od rynku amerykańskiego, nie otrzymano natomiast przeciwnej zależności [Dudek, 2009]. Analizy dotyczące zależności rynku polskiego od ważniejszych rynków światowych, przeprowadzone za pomocą modeli czynnikowych, dowiodły z kolei zależność giełdy polskiej od rynków europejskich [Augustyński, 2011].

W artykule zostaną przedstawione wyniki badań dotyczących istnienia współzależności między indeksami reprezentującymi wybrane największe giełdy światowe, ze szczególnym uwzględnieniem rynku polskiego. Badania dotyczyły porównania zależności między polskim rynkiem giełdowym a wybranymi rynkami światowymi w trzech okresach, kształtowanych ostatnim kryzysem ekonomicznym. Badania nad zależnością między indeksami zostały poprzedzone oceną indeksów pod względem stopy zwrotu i ryzyka. Do pomiaru ryzyka wykorzystano takie miary, jak wariancja, średnia Giniego oraz poziom bezpieczeństwa. Analiza współzależności została natomiast przeprowadzona za pomocą współczynnika korelacji oraz jednorównaniowego modelu liniowego.

1. Wybrane miary ryzyka

Ryzyko inwestycyjne może być oceniane za pomocą różnych miar, dzięki czemu możemy analizować różne parametry rozkładu stóp zwrotu inwestycji, a tym samym różne aspekty ryzyka. Jako klasyczną miarę ryzyka inwestycyjnego, z którą najczęściej są porównywane inne mierniki, przyjmuje się wariancję (V) stopy zwrotu określaną następującym wzorem:

$$V = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (R_t - R)^2, \quad (1)$$

gdzie R – oczekiwana stopa zwrotu, R_t – stopa zwrotu indeksu zrealizowana w okresie t , n – liczba okresów, z których pochodzą dane.

Kolejną miarą ryzyka, którą zastosowano w badaniach jest średnia różnica Giniego. Miara ta jest definiowana jako wartość oczekiwana bezwzględnych różnic pomiędzy każdymi dwoma obserwacjami zmiennej losowej. W analizie ryzyka inwestycyjnego przyjmuje się następującą postać średniej różnicy Giniego [Yitzhaki, 1982; Shalit, Yitzhaki, 2005]:

$$\Gamma = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{i=1}^n |R_i - R_k| p_i p_k, \quad (2)$$

gdzie R_i oznacza możliwe wartości stopy zwrotu danej akcji występujące z prawdopodobieństwem p_i . Im niższa wartość średniej Giniego, tym niższe ryzyko, a rozkład stóp zwrotu jest bardziej zbliżony do rozkładu równomiernego. Średnia Giniego to przykład miary ryzyka, która nie jest powszechnie stosowana w analizach odnoszących się do polskiego rynku finansowego, jednak liczne badania empiryczne dotyczące zastosowania średniej różnicy Giniego wykazały podobieństwo między własnościami tej miary a własnościami wariancji. Istotną cechą średniej różnicy Giniego jest to, że może być stosowana dla dowolnego rozkładu stóp zwrotu, podczas gdy stosowanie wariancji jest ograniczone do normalnego rozkładu stóp zwrotu. Stosowanie tych dwóch miar do porządkowania indeksów według miary ryzyka pozwala na otrzymanie podobnych rankingów, czasami nawet identycznych, stąd miary te można stosować zamiennie [Gluzicka, 2011].

Ryzyko może być również rozumiane jako zagrożenie bądź strata. Przykładem miary w ten sposób interpretującej ryzyko jest *Value-at-Risk (VaR)*, czyli wartość narażona na ryzyko (wartość zagrożona), którą definiujemy jako maksymalną wartość, jaką można stracić w wyniku inwestycji dla danego okresu oraz przy założonym poziomie tolerancji [Rockaffeler, Uryasev, 2000]. Dla stopy zwrotu z danej inwestycji wartość *VaR* określa się wzorem:

$$\Pr(R \leq R_\alpha) = \alpha,$$

gdzie R_α oznacza kwantyl rozkładu stopy zwrotu odpowiadający zadanemu poziomowi ufności α . Powyższy zapis oznacza, że z prawdopodobieństwem równym poziomowi ufności α zajdzie zdarzenie polegające na tym, że wartość stopy zwrotu inwestycji na końcu okresu będzie mniejsza lub równa obecnej wartości stopy zwrotu inwestycji pomniejszonej o wartość *VaR*.

VaR może być obliczane za pomocą m.in. metody wariancji-kowariancji, metody symulacji Monte Carlo czy metody symulacji historycznej. Stosowanie tego ostatniego podejścia nie wymaga założenia o normalnym rozkładzie stopy zwrotu danego waloru. Warto zwrócić uwagę, że stosując metodę symulacji historycznej otrzymujemy zgodność pomiędzy wartością VaR a miarą zwaną poziomem bezpieczeństwa (kryterium Roya). Poziom bezpieczeństwa jest taką stopą zwrotu, że osiągnięcie niższej od niej wartości jest mało prawdopodobne [Jajuga, Jajuga, 2002]:

$$\Pr(R \leq R_b) = \alpha,$$

gdzie R_b – poziom bezpieczeństwa, α – wartość prawdopodobieństwa bliska zeru. W tym przypadku im większa jest wartość poziomu bezpieczeństwa, tym mniejsze jest ryzyko.

Przedstawione powyżej miary ryzyka w dalszej części zastosowano do analizy ryzyka wybranych rynków finansowych reprezentowanych głównymi indeksami giełdowymi.

2. Narzędzia analizy współzależności między indeksami giełdowymi

Do badania zależności między indeksami są stosowane liczne narzędzia statystyczne i ekonometryczne. Jednym z takich narzędzi jest współczynnik korelacji stóp zwrotu indeksu. Współczynnik korelacji określa siłę oraz kierunek powiązania stóp zwrotu tych indeksów i jest definiowany następującym wzorem:

$$\rho_{12} = \frac{\sum_{i=1}^m p_i (R_{1i} - R_1)(R_{2i} - R_2)}{s_1 s_2}, \quad (3)$$

gdzie ρ_{12} – współczynnik korelacji stóp zwrotu indeksów, R_k – oczekiwana stopa zwrotu k-tego indeksu, s_k – odchylenie standardowe k-tego indeksu, R_{ki} – możliwe stopy zwrotu k-tego indeksu ($k = 1, 2$).

Znak współczynnika korelacji wskazuje na kierunek powiązania stóp zwrotu indeksów. Wartość bezwzględna współczynnika korelacji wskazuje natomiast na siłę powiązania stóp zwrotu indeksów. Im wyższa wartość bezwzględna, tym silniejsze powiązanie między indeksami [Jajuga, Jajuga, 2002].

Innym narzędziem stosowanym w analizach zależności między wielkościami ekonomicznymi jest jednorównaniowy model liniowy o postaci:

$$R_{\text{WIG20}} = \alpha_0 + \sum_{t=1}^n \sum_k \alpha_{t-q,k} R_{t-q,k}, \quad (4)$$

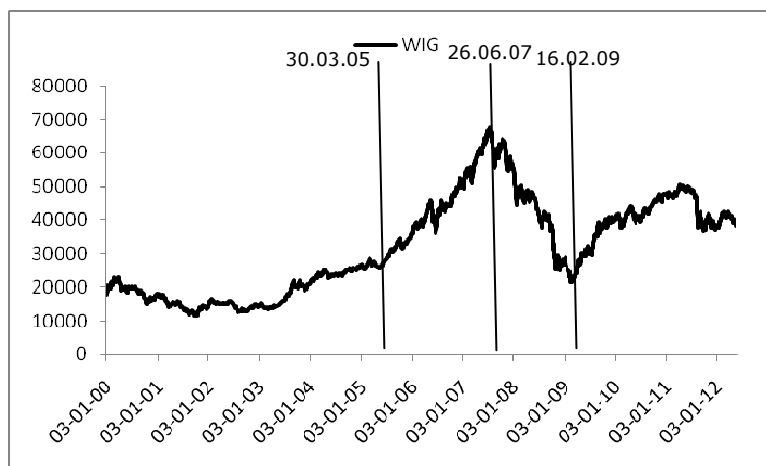
gdzie R_{WIG20} oznacza stopę zwrotu indeksu WIG20, $R_{t-q,k}$ – stopa zwrotu k-tego indeksu, $\alpha_{t-q,k}$ – parametr modelu dla k-tego indeksu, α_0 – wyraz wolny modelu, q – rząd opóźnień ($q = 1, 2, \dots, n-1$), k – analizowane indeksy.

Powyższy jednorównaniowy model liniowy pozwala na określenie jak zmienność indeksu WIG20 zależy od zmienności innych analizowanych indeksów. Do oszacowania tego modelu wykorzystuje się metodę najmniejszych kwadratów.

3. Zależność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie od wybranych rynków światowych

Analizując notowania dowolnego indeksu giełdowego na przestrzeni ostatnich kilku lat, można zaobserwować trzy wyraźne okresy: okres polepszającej się koniunktury (okres wzrostów notowań), okres kryzysu ekonomicznego (długotrwały spadek notowań) oraz okres odbicia (okres ponownych wzrostów notowań). Na potrzeby prowadzonych badań, podziału na poszczególne podokresy dokonano na podstawie notowań indeksu WIG20. Analizując dzienne notowania tego indeksu w okresie 1.01.2000-30.06.2012, można wyodrębnić następujące okresy:

- okres I: 30.03.2005-25.06.2007 (okres długotrwałych wzrostów notowań),
- okres II: 26.06.2007-13.02.2009 (okres ciągłych spadków notowań),
- okres III: 14.02.2009-30.06.2012 (okres ponownych wzrostów notowań).



Rys. 1. Notowania indeksu WIG20 w okresie 01.01.2000-30.06.2012

Badania empiryczne dotyczyły analizy zależności pomiędzy indeksem WIG20 reprezentującym rynek polski a następującymi indeksami giełdowymi: ALL_ORD (Australia), BOVESPA (Brazylia), B-SHARES (Chiny), BUENOS (Argentyna), BUX (Węgry), CAC40 (Francja), DAX (Niemcy), DJIA (Stany Zjednoczone), EOE (Holandia), FT-SE100 (Anglia), HANGSENG (Hong Kong), MEXICIPC (Meksyk), NIKKEI (Japonia), SASESLCT (Chile), SMI (Szwajcaria), TSE-300 (Kanada).

W pierwszej części badań analizowane rynki zostały ocenione ze względu na stopę zwrotu oraz ryzyko. Dla każdego indeksu w poszczególnych okresach została wyznaczona dzienna średnia stopa zwrotu oraz ryzyko mierzone w sensie wariancji, średniej różnicy Giniego i poziomu bezpieczeństwa dla poziomu ufności 0,95 oraz 0,99. Dla każdego okresu zostały utworzone rankingi indeksów według malejącej stopy zwrotu oraz według rosnących miar ryzyka. Pozycja 1 oznacza indeks o najwyższej stopie zwrotu lub najniższym ryzyku. Otrzymane rankingi przedstawiono w tab. 1-3.

Tabela 1

Rankingi analizowanych indeksów w I okresie

Nazwa indeksu/kraj	Stopa zwrotu	Wariancja	Średnia Giniego	Var 0,99	Var 0,95
ALL_ORD/AUSTRALIA	8	2	2	2	2
BOVESPA/BRAZYLIA	3	11	13	14	15
B-SHARES/CHINY	1	14	17	17	17
BUENOS/ARGENTYNA	7	10	11	12	14
BUX/WĘGRY	13	13	15	13	16
CAC40/FRANCJA	12	6	6	7	7
DAX/NIEMCY	5	8	8	9	9
DJIA/USA	14	1	1	1	1
EOE/HOLANDIA	11	5	5	5	6
FTSE100/W. BRYTANIA	16	15	9	3	3
HANGSENG/HONGKONG	17	17	16	10	10
MEXICIPC/MEKSYK	2	9	10	16	12
NIKKEI/JAPONIA	15	16	12	11	11
SASESLCT/CHILE	6	7	7	8	8
SMI/SZWAJCARIA	9	4	3	4	5
TSE300/KANADA	10	3	4	6	4
WIG20/POLSKA	4	12	14	15	13

Tabela 2

Rankingi analizowanych indeksów w II okresie

Nazwa indeksu/kraj	Stopa zwrotu	Wariancja	Średnia Giniego	Var 0,99	Var 0,95
1	2	3	4	5	6
ALL_ORD/AUSTRALIA	11	2	2	1	1
BOVESPA/BRAZYLIA	1	15	15	16	15
B-SHARES/CHINY	7	16	17	14	17
BUENOS/ARGENTYNA	12	12	12	8	10
BUX/WĘGRY	16	14	13	15	11

cd. tabeli 2

1	2	3	4	5	6
CAC40/FRANCJA	13	6	8	6	4
DAX/NIEMCY	9	7	5	4	5
DJIA/USA	8	5	6	11	6
EOE/HOLANDIA	14	11	11	12	13
FTSE100/W. BRYTANIA	5	3	3	5	8
HANGSENG/HONGKONG	3	17	16	17	16
MEXICIPC/MEKSYK	6	9	9	13	12
NIKKEI/JAPONIA	15	8	7	7	7
SASESLCT/CHILE	2	1	1	3	2
SMI/SZWAJCARIA	10	4	4	2	9
TSE300/KANADA	4	10	10	9	3
WIG20/POLSKA	17	13	14	10	14

Tabela 3

Rankingi analizowanych indeksów w III okresie

Nazwa indeksu/kraj	Stopa zwrotu	Wariancja	Średnia Giniego	Var 0,99	Var 0,95
ALL ORD/AUSTRALIA	14	2	2	1	2
BOVESPA/BRAZYLIA	8	12	12	13	9
B-SHARES/CHINY	3	14	14	9	14
BUENOS/ARGENTYNA	1	16	16	15	15
BUX/WĘGRY	2	17	17	17	17
CAC40/FRANCJA	15	10	11	8	12
DAX/NIEMCY	9	8	8	3	8
DJIA/USA	11	4	3	4	6
EOE/HOLANDIA	12	9	10	12	10
FTSE100/W. BRYTANIA	13	7	7	7	5
HANGSENG/HONGKONG	6	13	13	16	13
MEXICIPC/MEKSYK	5	6	6	10	7
NIKKEI/JAPONIA	17	11	9	11	11
SASESLCT/CHILE	7	1	1	2	1
SMI/SZWAJCARIA	16	3	4	6	3
TSE300/KANADA	10	5	5	5	4
WIG20/POLSKA	4	15	15	14	16

Na podstawie otrzymanych rankingów można zaobserwować, że rynek polski reprezentowany przez indeks WIG20 w każdym z analizowanych okresów był rynkiem wysokiego ryzyka na tle badanych indeksów. Bez względu na miarę jaką mierzone ryzyko, WIG20 zajmował jedno z ostatnich miejsc w rankingach. Pod względem stopy zwrotu w pierwszym okresie wzrostu notowań indeks był z kolei jednym z najbardziej zyskowych (4 miejsce w rankingu). Okres kryzysu przyniósł zdecydowane pogorszenie zyskowności naszego indeksu, natomiast w okresie III indeks WIG20 ponownie był indeksem charakteryzującym się wysoką stopą zwrotu.

Kolejna część badań dotyczyła analizy zależności między indeksami, którą w pierwszej kolejności przeprowadzono za pomocą współczynników korelacji. Otrzymane wartości współczynników dla poszczególnych okresów przedstawiono w tab. 4-6.

Tabela 4

Wartości współczynników korelacji między indeksami – okres I

	ALLOR	BOVES	BSHAR	BUENO	BUX	CAC40	DAX	DIJA	EOE	FT-SE	HANGS	MEXIC	NIKKEI	SASES	SMI	TSE	WIG20
ALLOR	1,000																
BOVES	0,370	1,000															
B-SHARE	0,147	0,182	1,000														
BUENO	0,311	0,566	0,162	1,000													
BUX	0,074	0,243	0,074	0,133	1,000												
CAC40	0,198	0,534	0,119	0,532	0,221	1,000											
DAX	0,265	0,497	0,097	0,501	0,180	0,911	1,000										
DIJA	0,326	0,587	0,166	0,514	0,168	0,752	0,726	1,000									
EOE	0,207	0,483	0,098	0,499	0,201	0,922	0,881	0,714	1,000								
FT-SE	0,352	0,413	0,134	0,363	0,299	0,554	0,600	0,497	0,545	1,000							
HANGS	0,313	0,489	0,223	0,486	0,153	0,523	0,500	0,502	0,493	0,386	1,000						
MEXIC	0,344	0,644	0,199	0,554	0,170	0,615	0,578	0,633	0,577	0,419	0,556	1,000					
NIKKEI	0,543	0,426	0,131	0,324	0,142	0,437	0,460	0,457	0,444	0,425	0,451	0,397	1,000				
SASESLCT	0,297	0,431	0,196	0,380	0,164	0,430	0,434	0,469	0,409	0,328	0,433	0,460	0,305	1,000			
SMI	0,155	0,485	0,089	0,511	0,170	0,830	0,789	0,668	0,812	0,501	0,497	0,578	0,379	0,419	1,000		
TSE-300	0,406	0,559	0,206	0,574	0,139	0,599	0,556	0,616	0,579	0,464	0,448	0,543	0,412	0,401	0,515	1,000	
WIG20	0,179	0,450	0,108	0,435	0,294	0,571	0,477	0,429	0,535	0,345	0,421	0,517	0,195	0,311	0,514	0,447	1,000

Tabela 5

Wartości współczynników korelacji między indeksami – okres II

	ALLOR	BOVES	BSHAR	BUENO	BUX	CAC40	DAX	DJIA	EOE	FT-SE	HANG	MEXIC	NIKKEI	SASES	SMI	TSE-	WIG20
ALLOR	1,000																
BOVES	0,486	1,000															
BHARE	0,186	0,337	1,000														
BUENO	0,499	0,764	0,213	1,000													
BUX	0,234	0,626	0,160	0,561	1,000												
CAC40	0,330	0,708	0,156	0,623	0,798	1,000											
DAX	0,422	0,726	0,161	0,665	0,802	0,923	1,000										
DJIA	0,421	0,705	0,200	0,592	0,730	0,792	0,758	1,000									
EOE	0,320	0,716	0,172	0,619	0,785	0,921	0,897	0,802	1,000								
FT-SE	0,571	0,667	0,168	0,627	0,571	0,731	0,769	0,632	0,674	1,000							
HANG	0,438	0,787	0,363	0,627	0,683	0,768	0,753	0,787	0,777	0,637	1,000						
MEXIC	0,465	0,837	0,273	0,712	0,662	0,739	0,754	0,772	0,746	0,668	0,786	1,000					
NIKKEI	0,651	0,612	0,193	0,569	0,340	0,475	0,541	0,522	0,417	0,668	0,541	0,639	1,000				
SASES	0,416	0,656	0,122	0,587	0,477	0,612	0,627	0,527	0,636	0,606	0,557	0,692	0,510	1,000			
SMI	0,289	0,597	0,129	0,529	0,751	0,809	0,779	0,768	0,771	0,541	0,694	0,639	0,394	0,487	1,000		
TSE-	0,293	0,601	0,218	0,534	0,591	0,707	0,654	0,653	0,725	0,422	0,641	0,630	0,307	0,462	0,623	1,000	
WIG20	0,206	0,616	0,158	0,557	0,741	0,742	0,772	0,644	0,782	0,531	0,660	0,657	0,373	0,479	0,672	0,515	1,000

Tabela 6

Wartości współczynników korelacji między indeksami – okres III

	ALLOR	BOVES	BSHAR	BUENO	BUX	CAC40	DAX	DJIA	EOE	FT-SE	HANGS	MEXICI	NIKKEI	SASES	SMI	TSE-	WIG20
ALLOR	1,000																
BOVES	0,452	1,000															
BSHAR	0,329	0,418	1,000														
BUENO	0,447	0,759	0,385	1,000													
BUX	0,217	0,507	0,151	0,509	1,000												
CAC40	0,359	0,652	0,263	0,645	0,726	1,000											
DAX	0,393	0,626	0,237	0,650	0,677	0,919	1,000										
DJIA	0,487	0,771	0,398	0,728	0,552	0,772	0,774	1,000									
EOE	0,356	0,667	0,253	0,670	0,716	0,936	0,885	0,755	1,000								
FT-SE	0,560	0,667	0,318	0,635	0,536	0,747	0,782	0,745	0,733	1,000							
HANGS	0,484	0,741	0,501	0,714	0,534	0,701	0,678	0,767	0,692	0,673	1,000						
MEXIC	0,480	0,803	0,397	0,706	0,497	0,665	0,665	0,778	0,655	0,678	0,735	1,000					
NIKKEI	0,552	0,494	0,287	0,528	0,351	0,529	0,555	0,636	0,515	0,588	0,580	0,522	1,000				
SASES	0,447	0,660	0,305	0,604	0,428	0,545	0,561	0,582	0,555	0,573	0,552	0,599	0,425	1,000			
SMI	0,343	0,607	0,227	0,590	0,642	0,877	0,845	0,746	0,848	0,730	0,622	0,618	0,514	0,521	1,000		
TSE-	0,319	0,601	0,213	0,571	0,472	0,605	0,593	0,587	0,619	0,481	0,602	0,638	0,394	0,477	0,559	1,000	
WIG20	0,211	0,549	0,212	0,527	0,739	0,756	0,709	0,573	0,747	0,551	0,580	0,550	0,320	0,424	0,667	0,498	1,000

Analiza współczynników korelacji wykazała, że w drugim okresie analizowane indeksy charakteryzowały się zdecydowanie silniejszą współzależnością niż w okresach wzrostów notowań. We wszystkich analizowanych okresach między krajami europejskimi odnotowano silniejszą korelację niż w przypadku pozostałych państw. W poszczególnych okresach najsilniejszą korelacją charakteryzowały się następujące pary: Holandia i Francja oraz Niemcy i Francja. W każdym przypadku korelacja była na poziomie wyższym niż 0,90. Najsłabszą korelację otrzymano dla indeksu brazylijskiego BOVESPA.

Analizując zależności korelacji Polski z innymi krajami, zaobserwowano w I okresie silny związek z Francją, Holandią i Szwajcarią – wartość współczynnika powyżej 0,50. W drugim i trzecim okresie wystąpiła silna korelacja Polski z Węgrami, Francją, Niemcami i Holandią – powyżej 0,70. Odnośnie do związku rynku polskiego z rynkami pozaeuropejskimi warto zwrócić uwagę na nasilającą się z okresu na okres zależność z rynkiem amerykańskim.

W drugim etapie badań empirycznych analizowano wpływ gospodarek światowych na polski rynek finansowy. W tym celu posłużono się jednorównaniowym modelem liniowym opisanym równaniem (4).

Ze względu na różnice w czasie pod uwagę wzięto również zmienne opóźnione. Rozważane były modele z opóźnieniami do 5 rzędu, natomiast w artykule zostały zaprezentowane wnioski dotyczące modelu z opóźnieniem rzędu pierwszego:

$$R_{WIG20} = \alpha_0 + \sum_{t=1}^n \sum_k \alpha_{t,k} R_{t,k} + \alpha_{t-1,k} R_{t-1,k} .$$

W pozostałych przypadkach otrzymano analogiczne wnioski. Wartości współczynników oraz błędy standardowe dla modeli z poszczególnych okresów przedstawiono w tab. 7-9. Zapis INDEKS_1 oznacza współczynnik modelu dla danego indeksu dla opóźnienia t-1.

Na podstawie otrzymanych wartości, m.in. błędów standardowych szacowanych parametrów, możemy wnioskować, że otrzymano modele dobrze dopasowane. Najlepsze dopasowanie otrzymano w okresie III, kiedy to błędy standardowe nie przekroczyły 10%. W pozostałych dwóch okresach błędy standardowe nie były większe niż 20%. Otrzymane w większości przypadków dodatnie wartości współczynników modeli wskazują, że wzrost stóp zwrotu indeksu WIG20 był spowodowany głównie wzrostem notowań indeksów europejskich. W pierwszym okresie wzrost stóp zwrotu polskiego indeksu był spowodowany wzrostem stóp zwrotu m.in. indeksu australijskiego, węgierskiego, francuskiego, niemieckiego (opóźniony), holenderskiego, angielskiego (opóźniony), szwajcarskiego, kanadyjskiego oraz indeksu giełdy w Hong Kongu. W okresie II wpływ obcych rynków giełdowych nie był już tak znaczący,

o czym świadczą niższe niż w poprzednim okresie otrzymane wartości współczynników modelu. Do rynków, które wpłynęły na zmiany giełdy polskiej w okresie kryzysu należą rynek węgierski, francuski (opóźniony), niemiecki, holenderski i japoński. W okresie III polski rynek giełdowy był pod wpływem rynku węgierskiego, francuskiego, niemieckiego (opóźniony) i holenderskiego.

Tabela 7

Wartości współczynników modelu liniowego dla okresu I

Indeks	Współ.	Błąd stand.	Indeks	Współ.	Błąd stand.
ALL_ORD	0,2443	0,1278	EOE	0,2162	0,1926
ALL_ORD_1	-0,1083	0,1174	EOE_1	-0,0015	0,1928
BOVESPA	0,0497	0,0580	FT_SE100	0,0692	0,1218
BOVESPA_1	-0,0096	0,0577	FT_SE100_1	0,1527	0,1217
B_SHARES	-0,0096	0,0218	HANGSENG	0,1657	0,0820
B_SHARES_1	0,0221	0,0216	HANGSENG_1	-0,0763	0,0819
BUENOS	0,0379	0,0594	MEXICIPC	0,2447	0,0670
BUENOS_1	0,0437	0,0595	MEXICIPC_1	-0,0764	0,0667
BUX	0,1495	0,0335	NIKKEI	-0,2786	0,0759
BUX_1	0,1013	0,0340	NIKKEI_1	0,0050	0,0753
CAC40	0,6126	0,2323	SASESLCT	-0,0264	0,0803
CAC40_1	-0,6313	0,2307	SASESLCT_1	0,0179	0,0807
DAX	-0,3496	0,1741	SMI	0,2152	0,1447
DAX_1	0,1855	0,1722	SMI_1	0,2429	0,1454
DJIA	-0,3360	0,1566	TSE_300	0,2313	0,1170
DJIA_1	-0,0315	0,1639	TSE_300_1	0,1364	0,1181

Tabela 8

Wartości współczynników modelu liniowego dla okresu II

Indeks	Współ.	Błąd stand.	Indeks	Współ.	Błąd stand.
ALL_ORD	-0,1841	0,0832	EOE	0,3417	0,1215
ALL_ORD_1	0,0367	0,0763	EOE_1	-0,3184	0,1117
BOVESPA	0,0079	0,0659	FT_SE100	-0,1480	0,0932
BOVESPA_1	-0,0323	0,0660	FT_SE100_1	0,0607	0,1007
B_SHARES	0,0197	0,0333	HANGSENG	0,0612	0,0637
B_SHARES_1	-0,0237	0,0324	HANGSENG_1	0,0735	0,0610
BUENOS	0,1362	0,0616	MEXICIPC	0,1626	0,0923
BUENOS_1	-0,0381	0,0581	MEXICIPC_1	-0,0563	0,0894
BUX	0,2675	0,0625	NIKKEI	0,1670	0,0761
BUX_1	-0,0099	0,0643	NIKKEI_1	0,0300	0,0662
CAC40	0,0260	0,1542	SASESLCT	-0,1241	0,0851
CAC40_1	0,4950	0,1502	SASESLCT_1	0,0632	0,0830
DAX	0,2250	0,1341	SMI	0,1089	0,0841
DAX_1	-0,3241	0,1400	SMI_1	-0,0751	0,0896
DJIA	-0,1478	0,1020	TSE_300	-0,1520	0,0664
DJIA_1	-0,0014	0,1037	TSE_300_1	0,0767	0,0683

Tabela 9

Wartości współczynników modelu liniowego dla okresu III

INDEKS	Współ.	Błąd stand.	INDEKS	Współ.	Błąd stand.
ALL_ORD	-0,0841	0,0759	EOE	0,1911	0,0982
ALL_ORD_1	0,0226	0,0621	EOE_1	-0,1318	0,0975
BOVESPA	0,1018	0,0657	FT_SE100	-0,0497	0,0744
BOVESPA_1	0,0065	0,0650	FT_SE100_1	-0,0943	0,0757
B_SHARES	0,0119	0,0317	HANGSENG	0,1155	0,0591
B_SHARES_1	-0,0493	0,0321	HANGSENG_1	0,0211	0,0590
BUENOS	-0,0342	0,0480	MEXICIPC	0,0954	0,0741
BUENOS_1	0,0634	0,0471	MEXICIPC_1	0,0521	0,0736
BUX	0,3158	0,0346	NIKKEI	-0,1127	0,0464
BUX_1	0,0072	0,0348	NIKKEI_1	0,0209	0,0465
CAC40	0,2787	0,1089	SASESLCT	-0,0702	0,0656
CAC40_1	-0,0623	0,1124	SASESLCT_1	0,0076	0,0655
DAX	0,1085	0,0930	SMI	0,0382	0,0842
DAX_1	0,1883	0,0935	SMI_1	-0,0566	0,0839
DJIA	-0,1461	0,0921	TSE_300	0,0317	0,0622
DJIA_1	-0,0021	0,0933	TSE_300_1	0,0304	0,0658

Warto zwrócić uwagę, że w każdym z analizowanych okresów wzrost stopy zwrotu indeksu amerykańskiego powodował spadek stóp zwrotu indeksu WIG20. W każdym przypadku współczynnik indeksu DJIA i indeksu opóźnionego miał wartość ujemną. Podobny wpływ na indeks polski miał w okresach wzrostu notowań indeks rynku japońskiego.

Biorąc dodatkowo pod uwagę informacje na temat zyskowności oraz ryzyka analizowanych indeksów, możemy stwierdzić, że indeks polski był pod wpływem zarówno indeksów wysokiego ryzyka, jak i indeksów o niskim ryzyku.

Podsumowanie

W artykule zostały przedstawione wyniki badań dotyczących zależności polskiego rynku giełdowego od wybranych rynków światowych. Analiza zależności została przeprowadzona za pomocą współczynników korelacji oraz jednorównaniowego modelu liniowego szacowanego za pomocą metody najmniejszych kwadratów. Przeprowadzone badania wykazały, że polski rynek giełdowy pozostaje pod wpływem głównie rynków europejskich. Sytuacja taka wystąpiła zarówno w przypadku okresów o długotrwałych wzrostach notowań, jak również w okresach stopniowych spadków notowań indeksu WIG20. Przeprowadzone badania wykazały, że na polski indeks giełdowy mają wpływ zarówno indeksy charakteryzujące się niskim ryzykiem, jak również indeksy wysokiego ryzyka.

Literatura

- Augustyński I. (2011): *Wpływ giełd światowych na główne indeksy giełdowe w Polsce*. Finansowy Kwartalnik Internetowy „e-Fnanse”, Vol. 7, nr 1, <http://www.e-fnanse.com>.
- Bachman D., Choi J.J., Jeon B.N., Kopecky K.J. (1996): *Common Factors in International Stock Prices: Evidence from a Cointegration Study*. „International Review of Financial Analysis”, (5/1).
- Bodart V., Candelon B. (2009): *Evidence of Interdependence and Contagion Using a Frequency Domain Framework*. „Emerging Markets Review” (10/2).
- Dalkir M. (2009): *Revisiting Stock Market Index Correlations*. „Finance Research Letters”, (6/1).
- Dudek A. (2009): *Wpływ sytuacji na amerykańskiej giełdzie papierów wartościowych na zachowania inwestorów w Polsce – analiza ekonometryczna*. W: *Ekonomiczne problemy funkcjonowania współczesnego świata*. Red. D. Kopycińska, Szczecin.
- Gluzicka A. (2011): *Analiza ryzyka rynków finansowych w okresach gwałtownych zmian ekonomicznych*. W: *Zastosowania badań operacyjnych. Zarządzanie projektami, decyzje finansowe, logistyka*. Red. E. Konarzewska-Gubała. Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu nr 238.
- Jajuga K., Jajuga T. (2002): *Inwestycje. Instrumenty finansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Rockaffeler R.T., Uryasev S. (2000): *Optimization of Conditional Valut-at-Risk*. „Journal of Risk”, No. 2.
- Shalit H., Yitzhaki S. (2005): *The Mean – Gini Efficient Portfolio Frontier*. „The Journal of Financial Research”, Vol. XXVII.
- Yitzhaki S. (1982) *Stochastic Dominance, Mean Variance and Gini's Mean Difference*. „American Economic Review”, 72.

INFLUENCE THE GLOBAL FINANCE MARKETS TO THE STOCK EXCHANGE IN WARSAW

Summary

The situation of the Stock Exchange in Warsaw affect both changes in the Polish sector of economy, political or financial, as well as changes in the financial markets in other countries. Analyzing stock market trading indices representing different countries, you can see the similarities in the behavior of trading indexes. The study showed that the trend in the global market shares (for which follow other global exchanges) determines the New York Stock Exchange.

The purpose of this article is to analyze the impact of the world's largest financial markets in the Polish financial market. The analysis will be conducted on the basis of quotations selected indexes representing various countries.