

Blanka Łęt

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Wydział Informatyki i Gospodarki
Elektronicznej, Katedra Matematyki Stosowanej
blanka.let@ue.poznan.pl

BADANIE PRZYCZYNOWOŚCI W SENSIE GRANGERA W RYZYKU POMIĘDZY AKCJAMI Z WYBRANYCH SEKTORÓW GPW W WARSZAWIE¹

Streszczenie: W artykule przedstawiono wyniki badania zależności przyczynowych w sensie Grangera w ryzyku pomiędzy akcjami w kilku sektorach Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. W celu wykrycia zależności przyczynowych zastosowano procedurę testową zaproponowaną przez Honga, Liu i Wanga [2009]. Metoda ta polega na badaniu współczynników korelacji pomiędzy szeregami czasowymi zawierającymi informacje o przekroczeniach przez zwrot danej spółki wartości zagrożonej VaR.

Słowa kluczowe: ryzyko, przyczynowość w sensie Grangera, wartość zagrożona.

Klasyfikacja JEL: G15, Q47.

GRANGER CAUSALITY IN RISK ANALYSIS WITHIN SELECTED WARSAW STOCK EXCHANGE SECTORS

Abstract: This paper presents the results of a study in causal relationships, in the sense of Granger causality-in-risk, among stocks from various Warsaw Stock Exchange sectors. In order to identify the causal relationships the testing procedure introduced by Hong, Liu and Wang [2009] was used. The test results in most cases indicate the existence of causality in risk regarding the instruments examined.

Keywords: risk, Granger causality, value at risk.

¹ Praca finansowana ze środków budżetowych na naukę w latach 2010–2013 jako projekt badawczy N N111 035139.

Wstęp

Zazwyczaj celem inwestora jest uzyskanie możliwie najwyższego zysku przy zachowaniu określonego poziomu ryzyka. Umiejętne prognozowanie wielkości ryzyka jest zatem jednym z ważnych elementów strategii inwestycyjnej. Znajomość zależności przyczynowych w sensie Grangera może pozwolić na uzyskanie lepszych prognoz również w zakresie ryzyka.

Celem badania jest analiza zależności przyczynowych w sensie Grangera w ryzyku pomiędzy akcjami w kilku wybranych sektorach Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. Weryfikacji istnienia zależności przyczynowych dokonano z zastosowaniem procedury testowej zaproponowanej przez Honga, Liu i Wanga [2009]. Metoda ta polega na badaniu współczynników korelacji pomiędzy szeregami czasowymi zawierającymi informacje o przekroczeniach przez zwrot danej spółki wartości zagrożonej VaR .

Do dotychczasowych badań empirycznych z zakresu przyczynowości w sensie Grangera na polskim rynku kapitałowym należy między innymi analiza zależności w średniej, wariancji oraz w zakresie zależności nieliniowych przeprowadzona przez Osińską [2008]. Badanie przeprowadzone w niniejszej pracy stanowi uzupełnienie tych wyników o wnioski dotyczące przyczynowości w ryzyku.

1. Przyczynowość w sensie Grangera w ryzyku

Pojęcie przyczynowości w sensie Grangera w ryzyku wprowadzili w 2009 r. Hong, Liu i Wang, którzy definicję tego pojęcia skonstruowali na wzór przyczynowości w wariancji. Jak stwierdzają Hong, Liu i Wang [2009], sama wariancja nie jest w stanie w dobry sposób oddać wielkości ryzyka, w przypadku ekstremalnych ruchów na rynkach finansowych. Wariancja odzwierciedla zarówno oczekiwaną wartość ponadprzeciętnych strat, jak i zysków. Ryzyko natomiast jest odzwierciedleniem niepewności, co do możliwych strat, jakie może przynieść inwestycja w instrument finansowy.

Ponadto wystąpienie zależności przyczynowych w ryzyku pomiędzy dwoma instrumentami może wystąpić mimo odrzucenia podobnych hipotez w odniesieniu do średnich i wariancji warunkowych [Hong, Liu i Wang 2009], ponieważ przyczynowość w ryzyku może pojawić się między innymi w sytuacji, gdy występują wspólne zmiany kurtozy lub skośności.

Przyczynowość w sensie Grangera w ryzyku związana jest z przepływem informacji na rynkach finansowych. Z tego powodu określa się ją mianem przyczynowości informacyjnej [Osińska 2011]. Inwestorzy, w reakcji na napływające informacje, podejmują decyzje, skutkujące ruchami kapitału finansowego pomiędzy rynkami [Osińska 2008]. W ten sposób ryzyko jednego instrumentu finansowego może poprzedzać ryzyko innych instrumentów.

Hong, Liu i Wang [2009] proponują, by weryfikować hipotezę, że obecność dużej niepewności na jednym rynku pozwala lepiej prognozować wystąpienie podobnego ryzyka na innym. Niech X_t i Y_t oznaczają stacjonarne procesy stochastyczne z czasem dyskretnym i niech $\mathcal{F}_{t,XY} = \{X_{t-j}, Y_{t-j}; j > 0\}$ oznacza zbiór wszystkich informacji dostępnych w chwili t , a $\mathcal{F}_{t,X} = \{X_{t-j}, j > 0\}$ podobny zbiór z wyłączeniem informacji na temat przeszłych wartości Y_t .

Mówimy, że Y_t nie jest przyczyną w sensie Grangera w ryzyku dla pozycji długiej X_t , jeżeli:

$$P(X_t \leq -VaR_{X_t}^1(\alpha) | \mathcal{F}_{t-1,X}) = P(X_t \leq -VaR_{X_t}^1(\alpha) | \mathcal{F}_{t-1,XY}), \quad (1)$$

gdzie $VaR_{X_t}^1(\alpha)$ oznacza wartość zagrożoną X_t dla pozycji długiej na poziomie tolerancji α . W analogiczny sposób możemy zdefiniować brak przyczynowości w ryzyku dla pozycji krótkiej. Przez $VaR_{X_t}^1(\alpha)$ na poziomie tolerancji α rozumiemy wartość przeciwną do kwantyla rzędu α warunkowego rozkładu X_t :

$$P(X_t \leq -VaR_t^1(\alpha) | \mathcal{F}_{t-1,X}) = \alpha. \quad (2)$$

W naszym przypadku za X_t obierzemy procentowy zwrot logarytmiczny r_t , zdefiniowany jako:

$$r_t = 100 \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right), \quad (3)$$

gdzie P_t oznacza cenę instrumentu finansowego w chwili t .

Niech:

$$r_t = \mu_t + y_t, \quad (4)$$

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad (5)$$

gdzie $\mu_t = E(r_t | \mathcal{F}_{t-1,r})$, $\sigma_t^2 = E(y_t^2 | \mathcal{F}_{t-1,r}) = \text{var}(r_t | \mathcal{F}_{t-1,r})$, a $\varepsilon_t \sim iid(0,1)$.

Wówczas:

$$VaR_{t+1}^l(\alpha) = -\mu_t(1) - \sigma_t(1)z_\alpha, \quad (6)$$

gdzie z_α oznacza kwantyl rzędu rozkładu zmiennej ε_t , a $\mu_t(1)$ oraz $\sigma_t(1)$ oznaczają jednodniowe prognozy średniej warunkowej i zmienności uzyskane poprzez dopasowanie odpowiedniego modelu, np. ARMA dla średniej i GARCH, APARCH lub EGARCH dla wariancji warunkowej. Szerzej na temat tych modeli piszą m.in. Doman i Doman [2009].

2. Testy przyczynowości

Niech:

$$I_{r_t}^l = 1\left(r_t \leq -VaR_{r_t}^l(\alpha)\right) = \begin{cases} 0 & r_t > -VaR_{r_t}^l(\alpha) \\ 1 & r_t \leq -VaR_{r_t}^l(\alpha) \end{cases}, \quad (7)$$

oznacza funkcję wskaźnikową ryzyka dla pozycji długiej. Hong, Liu i Wang [2009] proponują poddać testowaniu następującą zmodyfikowaną wersję hipotezy (1):

$$E\left\{I_{r_{X,t}} \mid \mathcal{F}_t \setminus r_{Y,t}\right\} = E\left\{I_{r_{X,t}} \mid \mathcal{F}_t\right\} \quad (8)$$

oraz zalecają stosowanie statystyki testowej:

$$Q1 = \frac{T \sum_{j=1}^{T-1} k^2 \left(\frac{j}{M+1} \right) r^2(j) - C(k)}{\sqrt{2D(k)}}, \quad (9)$$

gdzie T oznacza liczebność próby, a wartości $C(k)$ i $D(k)$ wyznaczane są jako:

$$C(k) = \sum_{j=1}^{T-1} \left(1 - \frac{j}{T} \right) k^2 \left(\frac{j}{M+1} \right), \quad (10)$$

$$D(k) = \sum_{j=1}^{T-1} \left(1 - \frac{j}{T} \right) \left(1 - \frac{j+1}{T} \right) k^4 \left(\frac{j}{M+1} \right). \quad (11)$$

Przez $r(j)$ w powyższych wzorach rozumiemy estymator współczynnika korelacji pomiędzy szeregami $I_{r_{X,t}}$ oraz $I_{r_{Y,t}}$, to jest $r(j) = \hat{\rho}(j)$, gdzie:

$$\rho(j) = \frac{E(I_{rX,t-j}, I_{rY,t})}{\sqrt{E(I_{rX,t}^2)E(I_{rY,t}^2)}}, \quad j = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (12)$$

Rozkład statystyki Q1 jest zbieżny do standaryzowanego rozkładu normalnego, jeżeli M dąży do nieskończoności. Funkcja $k(z)$, stosowana w rozpatrywanej procedurze testowej może być zdefiniowana na wiele sposobów. Często wykorzystywaną funkcją wagową jest funkcja Bartletta:

$$k(z) = \begin{cases} 1 - |z|, & |z| < 1 \\ 0, & |z| \geq 1 \end{cases} \quad (13)$$

Opisany powyżej test został skonstruowany przez Honga [2001] jako narzędzie do weryfikacji hipotezy o przyczynowości w sensie Grangera w wariancji. Podobną funkcję spełnia test Cheunga i Ng [1996], którego statystyka testowa ma rozkład $\chi^2(M)$ i wyraża się wzorem:

$$CHN = T \sum_{j=1}^M r^2(j). \quad (14)$$

3. Analiza empiryczna

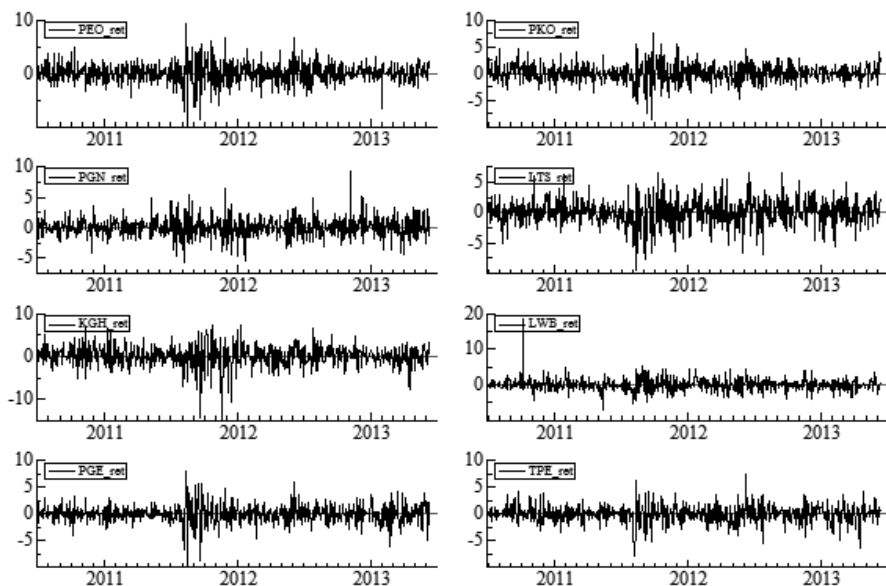
Dane

W pracy poddano analizie cztery sektory Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie:

- sektor bankowy reprezentowany przez spółki Pekao (PEO) i PKO BP (PKO)
- sektor paliwowy reprezentowany przez spółki PGNiG (PGN) i Lotos (LTS)
- sektor surowcowy reprezentowany przez spółki KGHM Polska Miedź (KGH) i Lubelski Węgiel Bogdanka (LWB)
- sektor energetyczny reprezentowany przez spółki PGE Polska Grupa Energetyczna (PGE) i Tauron Polska Energia (TPE)

Wybór sektorów podyktowany był zainteresowaniami własnymi autorki natomiast spółki reprezentujące sektor dobierane były z uwzględnieniem kapitalizacji spółki i płynności akcji na giełdzie.

Badanie przeprowadzono dla zwrotów z okresu od 1.07.2010 r. do 10.06.2013 r. Rysunek 1 przedstawia procentowe zwroty logarytmiczne badanych spółek w rozpatrywanym okresie. Na podstawie poniższych wykresów można stwierdzić, że największym podobieństwem przebiegu charakteryzują się zwroty spółek należących do sektora bankowego. Notowania wszystkich akcji podlegały stosunkowo dużej zmienności w drugiej połowie 2011 r.



Rysunek 1. Procentowe zwroty logarytmiczne w okresie 1.07.2010 do 10.06.2013 r.

Tabela 1 przedstawia najważniejsze statystyki opisowe rozpatrywanych szeregów. Wszystkie spółki z wyjątkiem TPE charakteryzowały się dodatnią, ale bliską zeru średnią stopą zwrotu. Szereg odpowiadający akcjom spółki KGHM cechował się najwyższym odchyleniem standardowym i jednocześnie najwyższą średnią.

Tabela 1. Statystyki opisowe dla szeregów w okresie od 1.07.2010 r. do 10.06.2013 r.

Sektor	Spółka	Min	Średnia	Max	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza nadwyżkowa
Bankowy	PEO	-9,7223	0,0235	9,2146	1,9054	-0,2131	2,7714
	PKO	-8,6023	0,0198	7,5790	1,6888	-0,1347	2,2091
Paliwowý	PGN	-5,6695	0,0965	9,1852	1,5863	0,3328	2,4489
	LTS	-9,5310	0,0557	6,4875	2,1497	-0,2979	1,1789
Surowcowý	KGH	-14,8880	0,1143	7,4206	2,4056	-0,8638	4,7548
	LWB	-7,0345	0,0683	18,3630	1,6786	1,7646	19,2960
Energetyczny	PGE	-9,6652	0,0013	8,1132	1,6707	-0,3329	4,1390
	TPE	-7,9133	-0,0015	7,5877	1,5963	-0,2454	2,8365

Wyniki testów przyczynowości

Do badanych szeregów czasowych dopasowano modele GARCH, APARCH i EGARCH z rozkładem – t -Studenta lub rozkładem GED. Rodzaj modelu dobranego do analizowanych szeregów zwrotów został zamieszczony w tabeli 2.

Tabela 2. Dobór modelu do badanych szeregów procentowych zwrotów logarytmicznych

Sektor	Spółka	Model dla średniej	Model zmienności	Rozkład
Bankowy	PEO	ARMA(2,0)	EGARCH(1,1)	t -Studenta
	PKO	–	GARCH(1,1)	t -Studenta
Paliwowy	PGN	ARMA(1,0)	APARCH(1,1)	t -Studenta
	LTS	–	EGARCH(1,0)	t -Studenta
Surowcowy	KGH	stała	GARCH(1,1)	t -Studenta
	LWB	–	APARCH(1,1)	t -Studenta
Energetyczny	PGE	ARMA(5,0)	APARCH(1,1)	GED
	TPE	–	APARCH(1,1)	t -Studenta

Badanie przyczynowości w sensie Grangera w ryzyku przeprowadzono dla pozycji długiej, przy czym za poziom tolerancji wartości zagrożonej VaR przyjęto 5%. Bierzemy pod uwagę szerokie spektrum wartości parametru M pozwalające uwzględnić wpływ informacji odpowiadających różnym horyzontom czasowym. Począwszy od informacji z poprzedniego dnia ($M = 1$), tygodnia ($M = 5$) i z okresu bliskiego miesięcowi giełdowemu ($M = 20$), aż do wartości $M = 100$ (niemal półroczne opóźnienie).

W zależności od wartości tego parametru bierzemy pod uwagę wskazania innych testów. W przypadku danych dziennych dla opóźnień do dwóch tygodni włącznie zaleca się, by brać pod uwagę wyniki testu Cheunga i Ng, natomiast dla dalszych odstępów czasowych – test Honga z wybraną funkcją wagową [Osińska 2008].

Tabela 3 zawiera wyniki testów przyczynowości w ryzyku pomiędzy wymienionymi wcześniej parami spółek w badanych sektorach. W trzech sektorach wykryto silne i trwałe zależności przyczynowe w sensie Grangera w ryzyku. W sektorze bankowym ekstremalne spadki kursu spółki PEO poprzedzały wystąpienie ryzyka ponadprzeciętnej straty na akcjach spółki PKO. Podobne zależności wykryto dla pary PGN – LTS oraz KGH – LWB, przy czym w przypadku spółek z sektora paliwowego i surowcowego występowała sytuacja, w której kierunek zależności pokrywał się z relacją, jaka

występuje pomiędzy kapitalizacją danej spółki: ryzyko inwestycji w większą spółkę (PGN oraz KGH) poprzedzało ryzyko inwestycji w spółkę mniejszą (LTS oraz LWB). Paradoksalnie, w przypadku sektora bankowego sytuacja była odwrotna, ale tu różnica w wielkości spółek jest bardzo mała. Być może wykryty w tym przypadku kierunek zależności wynika zatem z innych czynników.

Tabela 3. Wyniki testów przyczynowości z podziałem na sektory dla danych z okresu od 1.07.2010 r. do 10.06.2013 r.

Sektor	Wyniki testu						
Bankowy	H_0	PEO nie jest przyczyną w sensie Grangera w ryzyku dla PKO					
	M	1	5	10	20	50	100
	wartość statystyki testowej	3,1664*	9,6487*	11,6709	1,5971*	4,7572**	5,3221**
	H_0	PKO nie jest przyczyną w sensie Grangera w ryzyku dla PEO					
	M	1	5	10	20	50	100
	wartość statystyki testowej	3,1664*	5,5022	10,0951	0,0310	0,2680	0,5376
Paliwowy	H_0	PGN nie jest przyczyną w sensie Grangera w ryzyku dla LTS					
	M	1	5	10	20	50	100
	wartość statystyki testowej	0,1543	15,9618**	19,6594**	2,3424**	1,9177**	1,3747*
	H_0	LTS nie jest przyczyną w sensie Grangera w ryzyku dla PGN					
	M	1	5	10	20	50	100
	wartość statystyki testowej	0,1860	2,4052	7,8743	0,2084	2,2051**	3,6328**
Surowcowy	H_0	KGH nie jest przyczyną w sensie Grangera w ryzyku dla LWB					
	M	1	5	10	20	50	100
	wartość statystyki testowej	0,0355	17,6350**	19,0509**	2,8111**	1,7503**	1,5938**
	H_0	LWB nie jest przyczyną w sensie Grangera w ryzyku dla KGH					
	M	1	5	10	20	50	100
	wartość statystyki testowej	2,9460*	4,7232	7,7499	-0,2660	1,2931*	2,5431**

cd. tabeli 3

Sektor	Wyniki testu						
	H_0	PGE nie jest przyczyną w sensie Grangera w ryzyku dla TPE					
Energetyczny	M	1	5	10	20	50	100
	Wartość statystyki testowej	0,3649	2,0545	5,9516	-0,6829	-0,3549	-0,0498
	H_0	TPE nie jest przyczyną w sensie Grangera w ryzyku dla PGE					
	M	1	5	10	20	50	100
	Wartość statystyki testowej	4,1838**	6,3288	9,2644	0,8819	0,9179	0,3669

Dla opóźnień od $M = 1$ do $M = 10$ do zastosowano test Cheunga i Ng, dla opóźnień od $M = 20$ do $M = 200$ do test Honga z wagami z funkcji Bartletta. Przypadki, dla których odrzucono hipotezę zerową na poziomie istotności 10% i 5%, zostały wyróżnione symbolami odpowiednio * i **.

W ostatnim analizowanym sektorze energetycznym hipotezę o braku przyczynowości odrzucono tylko w jednym przypadku dla dziennego opóźnienia notowań spółki PGE względem TPE. Po uwzględnieniu pozostałych opóźnień stwierdzamy, że pomiędzy badanymi spółkami tego sektora zależności o charakterze przyczynowym w sensie Grangera w ryzyku były nieistotne.

Zakończenie

W artykule przedstawiono wyniki badań mających na celu wykrycie zależności przyczynowych w sensie Grangera w ryzyku pomiędzy wybranymi akcjami w czterech sektorach Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie.

Przedstawione wyniki testów w większości przypadków wskazują na występowanie przyczynowości w zakresie ryzyka pomiędzy badanymi instrumentami. Najsilniejsze i najtrwalsze zależności wykryto w sektorze bankowym, paliwowym i surowcowym. W przypadku sektora energetycznego następstwo czasowe ryzyka inwestycji w badane spółki było krótkotrwałe.

Uzyskane wyniki nie wyczerpują całkowicie zagadnienia. Podobnej analizie warto byłoby poddać pozostałe sektory Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie, co pozwoliłoby uzyskać całościowy obraz zależności przyczynowych w ryzyku na rodzimym rynku kapitałowym. Ponadto analiza mogłaby zostać również przeprowadzona w odniesieniu do pozycji krótkiej dla różnych poziomów tolerancji wartości zagrożonej.

Bibliografia

- Cheung, Y.W., Ng, L.K., 1996, *A Causality-in-Variance Test and its Application to Financial Market Prices*, Journal of Econometrics, vol. 72, s. 33–48.
- Doman, M., Doman, R., 2009, *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*, Wolters Kluwer Polska, Kraków.
- Hong, Y., 2001, *A Test for Volatility Spillover with Application to Exchange Rates*, Journal of Econometrics, vol. 103, s. 183–224.
- Hong, Y., Liu, Y., Wang, S., 2009, *Granger Causality in Risk and Detection of Extreme Risk Spillover between Financial Markets*, Journal of Econometrics, vol. 150, s. 271–287.
- Osińska, M., 2008, *Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych*, Wydawnictwo Naukowe UMK, Toruń.
- Osińska, M., 2011, *On the Interpretation of Causality in Granger's Sense*, Dynamic Econometric Models, vol. 11, s. 129–139.