

Paweł Kliber

Akademia Ekonomiczna w Poznaniu

PRZENOSZENIE ZMIENNOŚCI MIĘDZY AKCJAMI A INDEKSEM GIEŁDOWYM NA GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W WARSZAWIE

1. Wstęp

W artykule zaprezentowano metody analizy przenoszenia zmienności do analizy polskiego rynku giełdowego. Pierwotnie analiza zmienności dotyczyła reakcji rynków finansowych na wydarzenia z rynków innych krajów. Posługiwano się nią, aby wyjaśnić takie zjawiska, jak kryzysy ekonomiczne przenoszące się z kraju do kraju. W ostatnich latach poświęcono temu zjawisku wiele uwagi ze względu na kryzysy walutowe (argentyński, rosyjski, dalekowschodni). Odpowiednią literaturę można znaleźć np. w pozycjach [1; 6; 7].

Analiza przenoszenia zmienności znajduje jednak zastosowanie także w badaniu różnych aktywów notowanych na tym samym rynku. Pomaga ona ustalić, czy jeden z nich nie jest instrumentem dominującym, na który przede wszystkim zwracają uwagę inwestorzy. Przykłady takiej analizy dla polskiego rynku finansowego (pożyczki międzybankowe) można znaleźć w [8].

W tej pracy zbadane zostanie przenoszenie zmienności między indeksem giełdowym WIG a dwudziestoma akcjami wchodzącymi w skład indeksu WIG20. Dzięki temu uda się odpowiedzieć na pytanie, czy wśród tych spółek istnieje taka, która ma nieproporcjonalnie duży wpływ na sytuację na polskiej giełdzie (zaburzenia w notowaniach cen takiej akcji miałyby znaczny wpływ na WIG) oraz czy zmiany cen akcji zależą raczej od sytuacji w spółkach, czy też może od ogólnej sytuacji na giełdzie.

2. Przenoszenie zmienności

Jednym z podstawowych pojęć związanych z przenoszeniem zmienności jest „zarażanie” (*contagion*). Istnieje kilka definicji tego pojęcia, jednak zazwyczaj stosuje się je do

opisu sytuacji, w której gwałtowny wzrost zmienności na jednym rynku powoduje zwiększenie się powiązań z innym rynkiem. Zatem wzrost zmienności na pewnym rynku (interpretowany często jako kryzys) rozprzestrzenia się na pozostałe rynki. W prezentowanym podejściu należy to interpretować w ten sposób, że nagle zmiana w zmienności ceny pewnych aktywów (akcji) powoduje zmianę zmienności ceny innych aktywów. W dalszej części artykułu przedstawiona będzie formalna analiza „zarażania” omówiona w [5].

Zakładamy, że na rynku notowane są trzy akcje, a ich stopy zwrotu w normalnej sytuacji rynkowej (bez kryzysu) opisuje układ równań:

$$\begin{cases} r_{1t} &= \mu_1 + \lambda_1 w_t + \delta_1 u_{1t}, \\ r_{2t} &= \mu_2 + \lambda_2 w_t + \delta_2 u_{2t}, \\ r_{3t} &= \mu_3 + \lambda_3 w_t + \delta_3 u_{3t}. \end{cases} \quad (1)$$

Wartości μ_1 , μ_2 i μ_3 to średnie stopy zwrotu akcji. Zmienna w_t to zmienna losowa reprezentująca ryzyko rynkowe (wspólne dla wszystkich akcji), a zmienne u_{1t} , u_{2t} , u_{3t} odpowiadają za ryzyko indywidualne związane z poszczególnymi akcjami. Zakładamy, że zmienne w_t , u_{1t} , u_{2t} , u_{3t} mają standardowe rozkłady normalne $N(0,1)$, są niezależne (tj. $E(u_{it}u_{jt}) = 0$ dla $i \neq j$ i $E(u_{it}w_t) = 0$) oraz tworzą procesy niezależnych zmiennych losowych (tj. $E(u_{it}u_{is}) = 0$ i $E(w_t w_s) = 0$ dla $s \neq t$). Stopy zwrotu akcji są ze sobą skorelowane tylko dlatego, że działają na nie wspólny czynnik rynkowy. Kowariancja stóp zwrotu dowolnych dwóch akcji wynosi $\text{cov}(r_{it}, r_{jt}) = \lambda_i \lambda_j$. Zatem w przypadku normalnej sytuacji na rynku ceny akcji opisuje model CAPM (zob. [11]).

Założmy teraz, że istnieje „zarażanie” między akcją pierwszą a drugą. Niech p_{it} oznacza stopy zwrotu akcji w sytuacji kryzysu. Stopy zwrotu p_{it} są opisane następującym układem równań:

$$\begin{cases} p_{1t} &= \mu_1 + \lambda_1 w_t + \delta_1 u_{1t}, \\ p_{2t} &= \mu_2 + \lambda_2 w_t + \delta_2 u_{2t} + \gamma u_{1t}, \\ p_{3t} &= \mu_3 + \lambda_3 w_t + \delta_3 u_{3t}. \end{cases} \quad (2)$$

Niespodziewany „kryzys” związany z pierwszą akcją ma też wpływ na stopę zwrotu akcji drugiej, przy czym jest to wpływ bezpośredni, a nie poprzez wspólny czynnik rynkowy, jak w równaniu (1). Kowariancja stóp zwrotu akcji pierwszej i drugiej zwiększyła się do $\text{cov}(p_{1t}, p_{2t}) = \lambda_1 \lambda_2 + \gamma \delta_1$.

3. Testowanie „zarażania”

W literaturze zaproponowano wiele metod testowania przenoszenia zmienności i „zarażania”. Wykorzystywano modele wyboru dyskretnego, modele GARCH, modelowania oparte na łańcuchach Markowa, a także korzystano z testów reakcji na nieprzewidywalne informacje. Przegląd tych metod można znaleźć w artykule [5].

W tej pracy autor skorzystał z modelu ukrytych łańcuchów Markowa oraz z testu reakcji na szoki opisanego w [12]. Metoda ta została zaproponowana w [7] do analizy przenoszenia zmienności między rynkami finansowymi różnych krajów. W artykule [8] wykorzystano ją do analizy przenoszenia zmienności wzdłuż krzywej dochodowości w Polsce.

Niech x_t i y_t oznaczają zmienności dwóch aktywów. Każdy z tych procesów może się znajdować w jednym z dwóch stanów. Stany te oznaczmy x^h i x^l dla procesu x_t oraz y^h i y^l dla procesu y_t . W każdym stanie zmienna ma rozkład normalny, ale parametry tego rozkładu (wartość oczekiwana i wariancja) zależą od stanu, w jakim zmienna się znajduje. Łącznie możliwe są zatem cztery stany systemu: (x^h, y^h) , (x^h, y^l) , (x^l, y^h) , (x^l, y^l) – będą one ponumerowane właśnie w takiej kolejności. Proces zmiany stanów jest łańcuchem Markowa z macierzą przejścia Π . Należy zwrócić uwagę, że stany systemu nie są obserwowalne – można obserwować jedynie realizacje zmiennych x_t i y_t . Przedstawiony model zalicza się zatem do modeli typu ukrytych łańcuchów Markowa (*hidden Markov chains*) lub modeli ze zmianą reżimów (*regime switching*).

Jeżeli zmienność przenosi się z procesu x_t na proces y_t , to proces y_t przyjmuje stan, w jakim x_t znajdował się poprzednio, co oznacza, że macierz przejścia ma postać:

$$\Pi = \begin{bmatrix} p_1 & 0 & 1-p_1 & 0 \\ p_1 & 0 & 1-p_1 & 0 \\ 0 & p_2 & 0 & 1-p_2 \\ 0 & p_2 & 0 & 1-p_2 \end{bmatrix}. \quad (3)$$

Do sprawdzania, czy macierz przejścia rzeczywiście ma postać (3), posłużono się testem ilorazu wiarygodności. Przedstawiony model estymowano dwukrotnie, posługując się metodą największej wiarygodności. W pierwszej estymacji przyjęto, że macierz przejścia Π może być dowolna, a w drugiej estymacji przyjęto macierz przejścia o postaci (3), a zatem na parametry modelu nałożono odpowiednie restrykcje. Oznaczono przez L i L_* maksymalny logarytm wiarygodności odpowiednio dla modelu bez restrykcji i modelu z restrykcjami. Wiadomo (zob. np. [9, s. 156]), że wielkość $2(L - L_*)$ ma asymptotyczny rozkład χ^2_J , przy czym liczba stopni swobody J jest równa liczbie narzuconych restrykcji, czyli w naszym przypadku – 10. Hipotezą zerową w tym teście jest to, że rzeczywiste dane są generowane przez proces odpowiadający modelowi z restrykcjami, natomiast hipotezą alternatywną – że restrykcje są nieuprawnione.

4. Dane

W pracy wykorzystano dane na temat cen 20 akcji, które wchodziły w skład indeksu WIG20 w połowie lutego 2007 r.¹ oraz dane na temat poziomu indeksu

¹ Były to: Agora, Bioton, BPH, BRE, BZWBK, CEZ, GTC, Kęty, KGHM, Lotos, MOL, Netia, Pekao, PGNiG, PKN Orlen, PKO BP, Polimex – Mostostal, Prokom, TP SA, TVN.

WIG. Dla większości akcji badano okres 1 grudnia 2004 r.-6 lutego 2007 r. Dla niektórych akcji nie były dostępne dane *intraday* w całym tym okresie. W tych przypadkach uwzględniono późniejszy moment początkowy okresu badań. Przypadki te to: Bioton (moment początkowy: 16.03.2005 r.), CEZ (25.10.2006 r.), Lotos (9.06.2005 r.), MOL (22.12.2004 r.), PGNiG (23.09.2005 r.) i TVN (6.12.2004 r.). Dane pobrano z serwisu internetowego stooq.com.

Na podstawie danych *intraday* obliczono zmienności zrealizowaną (zob. np. [4, s. 181]). Szeregi zmienności zrealizowanych potraktowano następnie jako dane do procedury testowania przenoszenia zmienności, opisanej w poprzednim punkcie.

5. Wyniki testów

Tabela 1 przedstawia wyniki opisanych testów przy poziomie istotności 0,05. „Tak” w odpowiedniej kolumnie oznacza, że nie można było odrzucić hipotezy o przenoszeniu zmienności z WIG-u do akcji lub z akcji do indeksu. Jak widać, dla większości akcji wykryto przenoszenie zmienności z WIG-u. Wyjątkiem są akcje GTC i Polimexu. Co więcej – w przeszło połowie przypadków wykryto też przenoszenie zmienności z akcji do WIG-u. W takich przypadkach możemy mówić o współzależności (*interdependence*, zob. np. [7]) między akcją a indeksem.

Tabela 1. Wyniki testów ograniczeń przy badaniu przenoszenia zmienności

Spółka	WIG->akcja	Akcja->WIG
Agora	Tak	Tak
Bioton	Tak	Nie
BPH	Tak	Tak
BRE	Tak	Tak
BZWBK	Tak	Nie
CEZ	Tak	Tak
GTC	Nie	Nie
Kęty	Tak	Tak
KGHM	Tak	Tak
Lotos	Tak	Tak
MOL	Tak	Tak
Netia	Tak	Nie
Pekao	Tak	Tak
PGNiG	Tak	Tak
PKN Orlen	Tak	Tak
PKO BP	Tak	Tak
Polimex	Nie	Nie
Prokom	Tak	Nie
TP SA	Tak	Nie
TVN	Tak	Tak

Źródło: obliczenia własne.

6. Model VAR przenoszenia zmienności

Przedstawione wyniki testów dotyczą jedynie przenoszenia zmienności w następujących po sobie dniach. Aby sprawdzić, jak wygląda przenoszenie szoku zmienności w dłuższym okresie, zastosujemy sposób zaproponowany w artykule [3]. Polega on na estymacji modelu VAR(1) (modelu autoregresji wektorowej rzędu pierwszego) oraz analizie reakcji zmiennych w modelu na zaburzenia w wartości pewnych innych zmiennych (*impulse response*). W celu pomiaru tej reakcji posłużymy się dekompozycją Cholewskiego macierzy wariancji-kowariancji zmiennych w modelu. Wyniki przedstawiają tab. 2 i 3. Tabela 2 zawiera reakcje zmienności spółek giełdowych na zaburzenia zmienności WIG-u (dla 5 kolejnych dni sesyjnych). Tabela 3 zawiera reakcje WIG-u na zmiany zmienności poszczególnych spółek².

Tabela 2. Odpowiedź zmienności spółek na zamiany w zmienności WIG-u

Opóźnienie	1	2	3	4	5	Razem
Agora	9,6445	11,8207	4,3773	1,2085	0,6103	27,6612
Bioton	1,5867	0,8611	-4,6110	-2,8384	-1,0785	-6,0801
BPH	0,6353	-7,7800	0,6355	3,1155	1,1369	-2,2568
BRE	-3,6580	8,9257	3,6716	0,7494	-0,6985	8,9903
BZWBK	30,3577	11,5802	4,7874	3,6581	0,2239	50,6073
CEZ	-9,7468	-1,3316	0,7698	0,4287	-0,4994	-10,3793
GTC	0,7841	16,9994	2,9555	-2,1959	-2,2605	16,2826
Kęty	17,8788	13,5930	5,7104	0,4491	-4,7060	32,9253
KGHM	-1,1293	3,4652	2,8291	1,0526	-0,0996	6,1181
Lotos	-2,1663	0,9268	0,0895	-0,3931	-0,5138	-2,0569
MOL	-11,2294	-5,0621	-6,3699	-1,4973	-0,6264	-24,7851
Netia	-11,5654	5,6801	-9,4342	-6,4966	-1,8710	-23,6871
Pekao	-5,1911	0,5492	-2,0158	-0,8966	-0,2098	-7,7642
PGNiG	2,0982	0,0033	0,3048	-0,0522	-0,3879	1,9661
PKN	3,1559	2,0277	-0,0275	-0,7997	-0,5486	3,8078
PKO BP	-2,6934	1,2849	0,6512	0,4556	0,2595	-0,0422
Polimex	-3,7913	3,3063	4,3476	0,6881	0,4817	5,0324
Prokom	-2,8346	7,0342	0,9592	0,7464	0,9752	6,8803
TP SA	1,0328	-0,7833	-2,4876	-1,2844	-0,5180	-4,0405
TVN	3,9811	-7,9755	-4,1980	-1,3956	0,2724	-9,3156

Źródło: obliczenia własne.

² Ze względu na ograniczenie objętości artykułu nie przedstawiono w nim wykresów reakcji impulsowej wszystkich zmiennych. Można je uzyskać od autora, wysyłając list na adres: p.kliber@ae.poznan.pl.

Tabela 3. Odpowiedź zmienności WIG-u na zmiany w zmiennościach akcji

Opóźnienie	1	2	3	4	5	Razem
Agora	-0,2853	-0,1609	-0,0189	0,0102	0,0284	-0,4265
Bioton	0,0933	-0,0395	-0,0434	-0,0440	-0,0223	-0,0559
BPH	-0,1870	-0,0559	-0,1180	0,0012	-0,0052	-0,3649
BRE	-0,3650	-0,2561	-0,0312	-0,0340	0,0242	-0,6622
BZWBK	-0,1769	-0,2837	-0,0529	-0,0170	-0,0098	-0,5403
CEZ	0,2755	0,1373	0,0087	0,0225	-0,0059	0,4379
GTC	0,0987	-0,0407	0,0822	-0,0420	-0,0090	0,0891
Kęty	0,4833	-0,0599	0,0360	-0,0279	-0,0188	0,4127
KGHM	-0,3066	0,0235	0,0931	-0,0260	0,0301	-0,1859
Lotos	-0,4759	0,0227	-0,0521	-0,0133	-0,0051	-0,5237
MOL	0,4701	-0,0475	0,0307	-0,0492	-0,0191	0,3851
Netia	-0,1719	-0,2049	0,0052	-0,0724	-0,0042	-0,4481
Pekao	-0,1336	0,0276	0,1235	0,0418	0,0137	0,0731
PGNiG	0,1691	0,1575	-0,1445	-0,0402	-0,0469	0,0950
PKN	0,2766	-0,0029	-0,0229	-0,0227	-0,0262	0,2019
PKO BP	-0,1612	-0,0339	-0,0523	0,0210	-0,0054	-0,2318
Polimex	-0,4789	0,1323	-0,1269	0,0008	-0,0235	-0,4963
Prokom	-0,1742	-0,0736	0,0863	0,0264	0,0283	-0,1067
TP SA	-0,3340	-0,0313	-0,0151	0,0188	-0,0049	-0,3666
TVN	0,2386	0,0244	0,0640	0,0089	0,0056	0,3416

Źródło: obliczenia własne.

7. Wnioski

Najważniejszym wnioskiem wypływającym z przeprowadzonych badań jest to, że przenoszenie zmienności na polskiej giełdzie przebiega raczej od indeksu giełdowego do poszczególnych spółek. Widać to zarówno w wynikach testów, przedstawionych w tab. 1, jak i w analizie odpowiedzi impulsowej z tab. 2-3. Oznacza to, że zaburzenia zmian cen akcji na GPW w Warszawie są spowodowane raczej czynnikiem rynkowym niż indywidualnymi przyczynami. Gwałtowne zmiany cen przejawiają się od razu w zmianach większości akcji (czego wyrazem są zmiany w WIG-u), a następnie przenoszą się na pozostałe akcje. Porównanie tab. 2 i 3 wyraźnie pokazuje, że reakcje zmienności poszczególnych akcji na zmiany zmienności WIG-u są o rząd wielkości większe niż reakcje w drugą stronę. Przyczyną tego może być duży udział inwestycji zagranicznych (inwestorzy „przerzucają” swoje pieniądze między Polską a innymi krajami) lub skłonność inwestorów krajowych do poszukiwania alternatywnych lokat pieniędzy („przerzucanie” pieniędzy między giełdą a np. rynkiem pieniężnym). W takich przypadkach zmiany w atrakcyjności polskiej giełdy jako miejsca lokat kapitału dotyczą całego rynku i powodują „zarażanie” także spółek mających dobre wyniki. Należy zwrócić uwagę, że efekt ten jest raczej związany z giełdą, a nie z koniunkturą gospodarki Polski, ponieważ dotyczy także zagranicznych spółek notowanych na GPW w Warszawie. W

badanej próbie były dwie takie spółki: CEZ (Czechy) i MOL (Węgry). W obu przypadkach stwierdzono współzależność z indeksem giełdowym (tab. 1), a reakcja na zmiany WIG-u była dla tych spółek dość silna (tab. 2).

Literatura

- [1] Avouyi-Dovi S., Jondeau E., *Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve*, Working Paper from Banque de France, 1999.
- [2] Cohen B.H., *Monetary Policy Procedures and Volatility Transmission along the Yield Curve* CGFS (Committee on the Global Financial System) Publications, 1999.
- [3] Diebold F.X., Yilmaz K., *Volatility Contagion*, Working Paper, 2006.
- [4] Doman M., Doman R., *Ekonometryczne modelowanie dynamiki polskiego rynku finansowego*, AE, Poznań 2004.
- [5] Dungey M., Fry R., Gonzáles-Hermosillo B., Martin V.L., *Empirical Modeling of Contagion: a Review of Methodologies*, IMF Working Paper, WP/04/78, 2003.
- [6] Forbes K., Rigobon R., *No Contagion, only Interdependence: Measuring Stock Markets Comovements*, „Journal of Finance” 2002, vol. 57, s. 2223-61.
- [7] Gallo G.M., Otranto E., *Volatility Transmission in Financial Markets: A New Approach*, Working Paper, 2005.
- [8] Kliber A., *Volatility Transmission along the Yield Curve in Polish Financial Market*, artykuł prezentowany na konferencji „Macromodels 2006”, 2006.
- [9] Maddala G.S., *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
- [10] Pericoli M., Sbracia M., *A Primer on Financial Contagion*, „Journal of Economic Surveys” 2003, vol. 17, s. 571-608.
- [11] Sharpe W.F., *Portfolio Theory and Capital Markets*, McGraw-Hill, New York 1970.
- [12] Sola M., Spagnolo F., Spagnolo N., *A Test for Volatility Spillovers*, „Economic Letters” 2002, vol. 76, s. 77-84.

VOLATILITY TRANSMISSION BETWEEN STOCKS AND INDEX IN THE POLISH STOCK MARKET

Summary

In the paper, we use the methods of volatility transmission analysis to conduct Polish stock market research. We try to check out if the volatility shocks are being transferred from market index to individual stock or if this movement has opposite direction. The second question was whether there are some stocks that cause vola-

tility crises in the whole market. To find this out we performed research concerning market index of the Polish stock market and twenty largest companies in this market. We used Markov regime switching models to test if there is transmission from index to stock volatility or from stock to index. We conducted also an input response analysis in the VAR model to find out reactions of volatility. We have found the contagion from index to stock in almost all stocks. In the greater part of the stock we have also found interdependence with the index. The impulse response analysis shows that stocks in the Polish market are sensitive rather to the changes concerning whole market than to the individual shocks.