

Marcin Stanisław Niedużak

Studia Doktoranckie Wydziału Zarządzania
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

Badanie występowania transakcji z wykorzystaniem informacji poufnych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Streszczenie

Niniejsze opracowanie stanowi syntetyczne przybliżenie jednego z wielu efektów występujących na światowych rynkach finansowych, a mianowicie kwestii wykorzystywania informacji poufnych i ich wpływu na ceny instrumentów finansowych (ang. *insider trading*). W pracy podjęto próbę empirycznej weryfikacji nadużyć rynkowych w czasie rzeczywistym z zastosowaniem modeli klasy GARCH. Na podstawie oszacowanej zmienności stóp zwrotu trzech spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie wyselekcjonowano transakcje podejrzane o występowanie potencjalnych nadużyć rynkowych. Zgodnie z definicją otrzymane wyniki nie są dowodem zaistnienia sytuacji nielegalnych transakcji, lecz jedynie podejrzeniem ich wystąpienia, podlegającym w dalszej kolejności weryfikacji innymi metodami.

Słowa kluczowe: informacja poufna, transakcje z wykorzystaniem informacji poufnych, insider trading, model GARCH, warunkowa wariancja, analiza w czasie rzeczywistym.

1. Wprowadzenie

Informacja i sposób jej pozyskiwania mają zasadnicze znaczenie dla uczestników rynku kapitałowego. Szczególnie istotna staje się więc informacja poufna, niedostępna szerokiemu gronu inwestorów. W teorii finansów tematyka ta jest szeroko omawiana w kontekście pojęcia informacyjnej efektywności rynku, w której nawiązuje się do definicji E.F. Famy [1970]. Zgodnie z nią „ceny zawsze w pełni odzwierciedlają dostępną informację”. Przyjęcie takiej hipotezy prowadzi do konkluzji, że każda informacja ważna z punktu widzenia rynku powinna znaleźć natychmiastowe odzwierciedlenie w cenie. W rzeczywistości rynki kapitałowe nie są w stanie od razu zdyskontować wszystkich informacji, czego potwierdzeniem jest występowanie anomalii rynkowych, takich jak na przykład insider trading.

Ekonomiści, prawnicy, a nawet filozofowie wciąż prowadzą szerokie rozważania i dyskusje na temat wykorzystywania informacji poufnych na rynkach kapitałowych. Rozważano zarówno skutki wprowadzenia regulacji prawnych zakazujących takiej praktyki, jak i skutki niepodejmowania żadnych kroków przeciw temu zjawisku. Badano skutki transakcji inwestorów posiadających poufne informacje dla nich samych (np. [Kerr 1980]) i dla pozostałych uczestników rynku (m.in. [Seyhun 1986]). Szeroko omawiany jest także problem aktywności inwestorów lepiej poinformowanych w zakresie zdarzeń takich, jak ogłoszenia prognoz zysków firmy, ogłoszenie wysokości wypłacanej dywidendy lub jej zmiana, upadłość spółki, split akcji, zmiana ratingu i inne (zob. np. [Ma, Sun i Yur-Austin 2000]). Choć skutki transakcji z wykorzystaniem poufnych informacji są szeroko omawiane w literaturze przedmiotu, naukowcom nadal nie udało się jednoznacznie ustalić ich zyskowości ani wartości samej informacji o takich transakcjach.

Celem niniejszego artykułu jest przedstawienie sposobu badania wpływu transakcji zawieranych przez inwestorów mających dostęp do poufnych informacji na ceny akcji, a także omówienie i interpretacja otrzymanych wyników. W badaniu empirycznym wykorzystano informacje o cenach akcji spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. W dotychczasowej literaturze przedmiotu odnoszącej się do nadużyć rynkowych stosunkowo niewiele miejsca poświęcano badaniom w czasie rzeczywistym, skupiając się przede wszystkim na statystycznym potwierdzeniu wystąpienia tej anomalii, a nie na problemie samego wykrywania tego zjawiska. Przez tego typu badanie należy rozumieć możliwość zastosowania modelu nie tylko do danych historycznych, ale również do bieżących notowań rynkowych. Podejście to daje możliwość analizowania aktualnego stopnia zaangażowania inwestorów lepiej poinformowanych w transakcje giełdowe. Należy zwrócić uwagę na pracę R. Cholewińskiego [2009], w której opisany został model dopuszczający możliwość wykrywania nadużyć rynkowych właśnie w czasie rzeczywistym.

2. Insider oraz insider trading – znaczenie pojęć

Niemal na całym świecie na rynkach kapitałowych zostały wprowadzone różnego rodzaju regulacje prawne, które mają na celu ochronę obrotu papierami wartościowymi przed wpływem niewłaściwego użycia poufnych informacji. Podstawową regulacją Unii Europejskiej jest tak zwana dyrektywa „Market Abuse”¹, a w Polsce ustawa o obrocie instrumentami finansowymi² i inne³. Regulacje te wyznaczają krąg podmiotów mających bezwzględny zakaz umyślnego wykorzystywania informacji poufnych do zawierania transakcji na rachunek własny lub cudzy – są to członkowie władz administracyjnych, członkowie zarządu, rady nadzorczej i inne osoby mające dostęp do poufnych informacji (ang. *insiders*).

Insider trading w literaturze jest określany jako wykorzystywanie informacji poufnych, niedostępnych dla innych uczestników rynku w celu zawarcia korzystnych transakcji bądź niezgłoszenie transakcji odpowiedniemu organowi. Na wszystkich rozwiniętych rynkach finansowych nadużycie to jest zakazane, ponieważ godzi w prawo wszystkich uczestników rynku do równego i powszechnego dostępu do informacji. Można się spotkać z dwojakim podejściem do znaczenia insider tradingu. Z jednej strony, w wyniku działalności tej grupy inwestorów na rynek dużo szybciej docierają nowe poufne informacje. Wówczas ceny papierów wartościowych szybciej dostosowują się do aktualnej sytuacji notowanych firm. Z drugiej strony jednak, w zdecydowanej większości wypadków występowanie nadużyć obniża zaufanie inwestorów do rynku oraz wprowadza nierównowagę pomiędzy inwestorami.

3. Badania empiryczne dotyczące transakcji z wykorzystaniem informacji poufnych

Insider trading jest nielegalny w wielu rozwijających się państwach. Badania empiryczne poświęcone temu zagadnieniu można generalnie podzielić na dwie grupy. Do pierwszej zaliczają się badania związane z działalnością inwestorów lepiej poinformowanych, a więc między innymi opisujące zyskowność ich transakcji lub wpływ na innych inwestorów. Drugą grupę badań stanowią prace na temat aktywności insiderów na rynku dotyczącej innych istotnych zdarzeń: ogłoszeń prognoz

¹ Więcej: Dyrektywa 2003/6/WE Parlamentu Europejskiego i Rady z dnia 28 stycznia 2003 r. (Dz.Urz. UE L 96, s. 16), Dyrektywa Komisji 2004/72/WE z dnia 29 kwietnia 2004 r. (Dz.Urz. UE L 162, s. 70).

² Ustawa z dnia 29 lipca 2005 r. o obrocie instrumentami finansowymi (Dz.U. nr 183, poz. 1538).

³ Ustawa z dnia 29 lipca 2005 r. o nadzorze nad rynkiem kapitałowym (Dz.U. nr 183, poz. 1537), Ustawa z dnia 21 lipca 2006 r. o nadzorze nad rynkiem finansowym (Dz.U. nr 157, poz. 1119).

zysków, ogłoszeń wysokości wypłacanej dywidendy lub zmiany jej wysokości, upadłości spółki czy splitu akcji.

Jednym z najistotniejszych problemów, z jakimi musi się zetknąć badacz, jest kwestia rozdzielenia wpływu transakcji inwestora lepiej poinformowanego na cenę waloru i wpływu ukazania się jakiejś ważnej informacji na tę cenę. Kiedy takie ogłoszenie ma wpływ na wycenę notowanej firmy, uczestnik rynku mający świadomość wartości nowej informacji dokonuje transakcji. W konsekwencji po pewnym czasie wartość notowanych akcji zaczyna odzwierciedlać także i informacje poufne. Niestety przy tak ogromnej ilości napływających w jednym momencie na rynek informacji rozróżnienie wpływu ogłoszeń i wpływu transakcji inwestora lepiej poinformowanego na cenę jest praktycznie niemożliwe.

Dowody empiryczne dostarczone przez J. Jaffe [1974], H.N. Seyhuna [1986, 1988], J. Madurę i K.J. Wianta [1995] pokazują, że działania insiderów wywierają znaczny wpływ na ceny rynkowe akcji. H.N. Seyhun [1988] w swojej pracy oszacował koszt tego typu transakcji ponoszony przez pozostałych uczestników rynku. Wykazał, że oczekiwane zyski inwestorów wykorzystujących poufne informacje są tym mniejsze, im większa jest spółka [Gurgul 2006, s. 82–85].

A. Zingg, S. Lang i D. Wyttenbach [2007] przedstawili badanie, w którym próbowali rozstrzygnąć, jaka jest zależność aktywności inwestorów lepiej poinformowanych od wielkości przedsiębiorstwa. Autorzy ci wykazali, że w przypadku małych przedsiębiorstw aktywność ta jest największa i najbardziej znacząca. Natomiast nie udało się rozstrzygnąć, czy istotnie większy wpływ na rynek mają transakcje o większej wartości, czy też silniej na cenę oddziałuje większa liczba mniejszych zintegrowanych transakcji w tym samym okresie.

M. Firth, T.Y. Leung i O.M. Rui [2009] w swoim artykule podjęli próbę odpowiedzi na pytanie, czy na rynku w Hongkongu, podobnie jak na rynku amerykańskim i brytyjskim, informacja o sprzedaży akcji przez inwestora lepiej poinformowanego jest dla rynku istotniejsza niż informacja o kupnie akcji. Autorzy wykazali, że ta grupa inwestorów dokonuje zakupu, gdy ceny akcji spadają, a sprzedaży, gdy ceny rosną. Ponadto pokazali, że transakcje kupna przynoszą tym inwestorom mniejsze korzyści niż transakcje sprzedaży.

M.A. Biesta, R.Q. Doeswijk i H.A. Doker [2003] wykazali, że insiderzy są w stanie generować z wykorzystaniem poufnych informacji większe od innych inwestorów zyski. Pokazali również, że naśladując działania inwestorów większych instytucji, również możemy spodziewać się ponadprzeciętnych zysków.

W literaturze znaleźć można także pozycje prezentujące badania empiryczne przeprowadzane na danych pochodzących z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. T.P. Wiśniewski [2004] podjął próbę odpowiedzi na większość opisanych wcześniej kwestii, wykorzystując dane z polskiego rynku. Pokazał, że zyskowość transakcji z wykorzystaniem poufnych informacji była statystycznie

wyższa niż przeciętnego inwestora. Ponadto jeśli inwestor lepiej poinformowany dokonał kupna (sprzedaży) papierów wartościowych, wkrótce ceny rosły (spadały).

Temat zyskowności strategii naśladownictwa na polskim rynku poruszył również H. Gurgul [2006, s. 91–94]. Na podstawie porównania specjalnie utworzonego portfela testowego z portfelem referencyjnym wykazał, że inwestorzy naśladowujący jedynie transakcje kupna insiderów ponieśliby stratę. Z drugiej strony, ci inwestorzy, którzy sprzedawaliby swoje akcje zaraz po tym, jak sprzedaży dokonał inwestor lepiej poinformowany, osiągnęliby zysk większy od przeciętnego. H. Gurgul zauważył również, że inwestorzy ci byli skłonni kupować akcje tuż przed rozpoczynającą się hossą oraz że dokonywali transakcji kupna nawet wtedy, gdy ceny akcji znacznie spadały. Wykazał, że informacja o transakcji dokonanej z wykorzystaniem informacji poufnych ma wpływ nie tylko na cenę papierów wartościowych, ale i na wielkość obrotów.

Zdecydowana większość badań empirycznych na temat tego rodzaju transakcji oparta jest na danych dziennych. Dane śróddzienne (ang. *intraday*), rozważane jedynie w znikomej liczbie prac, są bardziej narażone na różnego rodzaju wahania – według autora badania wpływu insiderów na rynek powinny opierać się właśnie na nich. Gdy inwestor lepiej poinformowany dokonywał transakcji, rynek był w stanie zareagować i zdyskontować nową informację w cenie waloru. Wątpliwe jest to, że w tym dniu nie wystąpiła inna równie ważna dla inwestorów informacja, która także miała wpływ na wycenę akcji spółki. Dlatego też dane *intraday* lepiej oddają naturę postawionego problemu. Badanie empiryczne, które podejmuje tę kwestię, zawiera praca R. Cholewińskiego [2009], który zaproponował model ekonometryczny szacujący występowanie nadużyć rynkowych w czasie rzeczywistym. Podejście to ma wiele wspólnego z klasyczną analizą zdarzeń, ale różni się od niej w bardzo istotnej kwestii. Metodologia analizy zdarzeń bazuje na danych *ex post*, badacz ma już dość precyzyjną wiedzę na temat treści i samego momentu zdarzenia. Jego zadaniem jest więc podać statystyczny dowód wpływu wykrytego zdarzenia. Natomiast model R. Cholewińskiego może bez przeszkód być wykorzystywany właśnie do wykrywania nadużyć rynkowych w dowolnym okresie notowań.

4. Struktura ekonometryczna modelu

W artykule R. Cholewińskiego do badań wykorzystano model zaproponowany przez N. Monteiro, Q. Zamana i S. Leitterstorfa [2007] będący odmianą modelu równowagi rynku kapitałowego CAMP, który dopuszcza również autokorelacje i warunkową heteroskedastyczność stóp zwrotu. Równanie modelu przedstawia się następująco:

$$R_t = \alpha + \beta R_{m,t} + \rho R_{t-1} + \gamma R_{m,t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim D(0, \sigma_t^2) \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega_0 + \omega_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \omega_2 \sigma_{t-1}^2, \quad (2)$$

gdzie:

R_t oznacza stopę zwrotu ceny danej akcji w dwóch następujących po sobie ustalonych okresach t i $t - 1$;

$R_{m,t}$ oznacza stopę zwrotu z portfela rynkowego w tym samym czasie;

σ_t^2 określa warunkową wariancję stopy zwrotu R_t , zadaną przez proces GARCH(1, 1).

Różnicę pomiędzy aktualną, zaobserwowaną stopą zwrotu R_t a jej teoretyczną wartością, tj. $\hat{\alpha} + \hat{\beta}R_{m,t} + \hat{\rho}R_{t-1} + \hat{\gamma}R_{m,t-1}$, zdefiniujemy jako ponadprzeciętną stopę zwrotu (ang. *abnormal return*).

M. Minenna [2003] zaproponował sposób badania nadużyć rynkowych w czasie rzeczywistym, oparty na prognozowanych przedziałach stóp zwrotu. Jeśli R_t oznacza stopę zwrotu danego papieru wartościowego, informacja o możliwych nadużyciach rynkowych będzie generowana, gdy R_t znajdzie się poza przedziałem:

$$[\hat{R}_{t|t-1} - z_{\alpha/2} \hat{\sigma}_{\hat{R}_{t|t-1}}, \hat{R}_{t|t-1} + z_{1-\alpha/2} \hat{\sigma}_{\hat{R}_{t|t-1}}], \quad (3)$$

gdzie:

$\hat{R}_{t|t-1}$ jest wartością oczekiwaną stopy zmian w chwili t względem informacji posiadanych do chwili $t - 1$ włącznie;

$\hat{\sigma}_{\hat{R}_{t|t-1}}$ oznacza pierwiastek warunkowej wariancji procesu w chwili t , wyznaczonej warunkowo względem informacji posiadanych do chwili $t - 1$ włącznie;

$z_{\alpha/2}$ i $z_{1-\alpha/2}$ oznaczają kwantyle rozkładu składnika losowego odpowiednio o rzędach $\alpha/2$ oraz $1 - \alpha/2$.

W badaniu opartym na prognozowanych przedziałach różnica pomiędzy aktualną stopą zwrotu a jej aproksymatą staje się znana w chwili zaobserwowania aktualnego notowania. W badaniach empirycznych różnica ta wliczana jest w długość przedziału, który zależy od częstotliwości rozważanych notowań cen papierów wartościowych. Modele o wąskich przedziałach stosowane są więc do badań czasu rzeczywistego. Zauważyć należy również, że maksymalne opóźnienie pomiędzy zaistnieniem potencjalnego nadużycia rynkowego a jego wykryciem za pomocą modelu ekonometrycznego jest ograniczone przez wybór przedziału czasowego zawierającego kolejne notowania.

Użycie danych *intraday* nie powinno implikować jednakowego obciążenia wszystkich punktów notowań. Nieciągłość transakcji wymaga odseparowania od siebie ceny zamknięcia i ceny otwarcia akcji oraz nieco innego podejścia do tych wielkości. Cena otwarcia odzwierciedla wszystkie zlecenia przyjęte jeszcze przed rozpoczęciem sesji giełdowej. Cena zamknięcia jest determinowana podczas

fixingu zamknięcia. Model uwzględniający różnice dla tych dwóch odmiennych sytuacji uzyskano z równań (1) i (2) następująco:

$$R_{0,t} = \alpha_0 + \beta_0 R_{0,m,t} + \rho_0 R_{1,t-1} + \gamma_0 R_{1,m,t-1} + \varepsilon_{0,t}, \quad (4)$$

$$R_{1,t} = \alpha_1 + \beta_1 R_{1,m,t} + \rho_1 R_{0,t} + \gamma_1 R_{0,m,t} + \varepsilon_{1,t}, \quad (5)$$

$$\varepsilon_t = [\varepsilon_{0,t}, \varepsilon_{1,t}]' \sim D(0, H_t), \quad (6)$$

gdzie:

$R_{0,t}$, $R_{0,m,t}$ oznacza stopę zwrotu pomiędzy ceną otwarcia w dniu t i ceną zamknięcia z poprzedniej sesji odpowiednio akcji oraz portfela rynkowego;

$R_{1,t}$, $R_{1,m,t}$ oznacza stopę zwrotu pomiędzy ceną zamknięcia i ceną otwarcia w danym dniu;

H_t oznacza macierz wariancji-kowariancji ε_t , którą opisano wielowymiarowym procesem GARCH.

Parametry oryginalnego modelu N. Monteiro, Q. Zamana i S. Leitterstorfa [2007] były oszacowane przy dwóch znaczących założeniach. Po pierwsze, przyjęto warunkowy rozkład normalny w procesie GARCH, co jest często odrzucane, zwłaszcza dla danych o dużej częstotliwości. Po drugie, zakłada się, że parametry modelu są stałe w czasie. Natomiast badania rynkowe (np. [Emerson, Hall i Zalewska-Mitura 1987, Zalewska-Mitura i Hall 1999, Rockinger i Urga 2000, Worthington i Higgs 2003]) pokazują, że warunek ten najczęściej nie jest spełniony. Modele nieuwzględniające dostosowania się rynku mogą błędnie wskazywać ponadprzeciętne stopy zwrotu. Jedno z rozwiązań tego problemu polega na potraktowaniu parametrów modelu jako zmiennych losowych, których dynamikę opisuje proces stochastyczny. A. Zalewska i S.G. Hall [1999] oraz M. Rockinger i G. Urga [2000] proponują, aby przyjąć proces błędzenia losowego w celu modelowania zmienności parametrów modelu:

$$\xi_t = \xi_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim D(0, \sigma_\xi^2), \quad (7)$$

gdzie:

ξ_t jest dowolnym parametrem strukturalnym przedstawionego modelu;

v_t oznacza innowację w procesie, z zerową średnią i wariancją równą σ_ξ^2 ;

D jest pewnym rozkładem, zwykle zadany jako rozkład normalny.

Gdy $\sigma_\xi^2 \rightarrow 0$, to parametr ξ_t w (7) staje się stały dla każdego $t, t + 1, \dots, T$. Należy wspomnieć, że parametry w równaniu modelu GARCH pozostają niezmiennie. Wówczas ostatecznie model opisany w artykule R. Cholewińskiego [2009] przedstawia się następująco:

1) dla danych *intraday*:

$$\begin{aligned} R_t &= \alpha_t + \beta_t R_{m,t} + \rho_t R_{t-1} + \gamma_t R_{m,t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim D(0, \sigma_t^2) \\ \xi_t &= \xi_{t-1} + \nu_t, \quad \nu_t \sim D(0, \sigma_\xi^2), \quad \xi_t \in \{\alpha, \beta, \rho, \gamma\} \\ \sigma_t^2 &= \varpi_0 + \varpi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \varpi_2 \sigma_{t-1}^2, \end{aligned}$$

2) dla danych z otwarcia i zamknięcia sesji notowań:

$$\begin{aligned} R_{0,t} &= \alpha_0 + \beta_0 R_{0,m,t} + \rho_0 R_{1,t-1} + \gamma_0 R_{1,m,t-1} + \varepsilon_{0,t}, \\ R_{1,t} &= \alpha_1 + \beta_1 R_{1,m,t} + \rho_1 R_{0,t} + \gamma_1 R_{0,m,t} + \varepsilon_{1,t}, \\ \xi_t &= \xi_{t-1} + \nu_t, \quad \nu_t \sim D(0, \sigma_\xi^2), \quad \xi_t \in \{\alpha_0, \beta_0, \rho_0, \gamma_0, \alpha_1, \beta_1, \rho_1, \gamma_1\}, \\ \varepsilon_t &= [\varepsilon_{0,t}, \varepsilon_{1,t}]' \sim D(0, H_t). \end{aligned}$$

Błąd średniokwadratowy MSE dla prognozy $R_t, R_{0,t}, R_{1,t}$ na pierwszy okres wykorzystywany jest do standaryzacji reszt oraz do budowy przedziału predykcyjnego. Podobnie błąd średniokwadratowy MSE dla $\rho_t, \rho_{0,t}, \rho_{1,t}$ umożliwia przeprowadzenie testu *t*-Studenta w badaniu istotności autokorelacji stóp zwrotu papierów wartościowych [Cholewiński 2009, s. 263–267].

W niniejszym artykule wykorzystano model określony równaniami (1), (2), (4) i (5), odchodząc jednak od zmienności parametrów modelu określonego równaniem (7), kosztem rozważenia dwóch alternatywnych warunkowych rozkładów składnika losowego, to jest rozkładu normalnego i rozkładu *t*-Studenta. W przypadku szacowania parametrów równania (6) postąpiono zgodnie z propozycją R. Cholewińskiego, a więc do szacowania macierzy H_t przyjęto model stałych warunkowych współczynników korelacji – model CCC (ang. *constant conditional correlation*), zaproponowany przez T. Bollersleva [1990]. Macierz wariancji-kowariancji H_t wygląda wówczas następująco:

$$H_t = \begin{bmatrix} \sigma_{0,t}^2 & \delta \cdot \sigma_{0,t} \cdot \sigma_{1,t} \\ \delta \cdot \sigma_{0,t} \cdot \sigma_{1,t} & \sigma_{1,t}^2 \end{bmatrix} \quad (8)$$

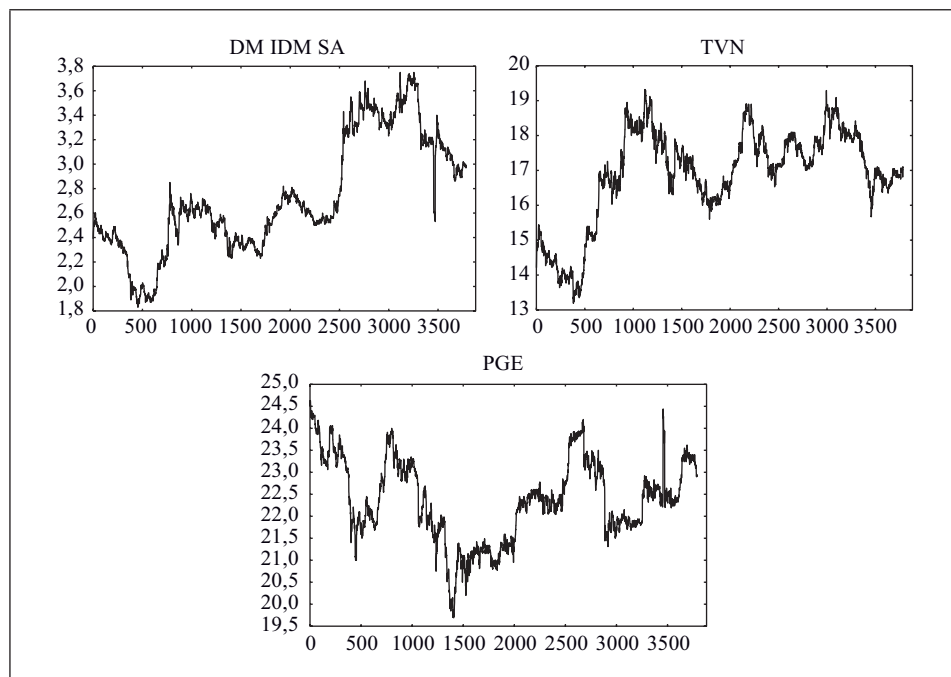
$$\begin{bmatrix} \sigma_{0,t}^2 \\ \sigma_{1,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} \circ \begin{bmatrix} \varepsilon_{0,t}^2 \\ \varepsilon_{1,t}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} \circ \begin{bmatrix} \sigma_{0,t-1}^2 \\ \sigma_{1,t-1}^2 \end{bmatrix}, \quad (9)$$

gdzie $\begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix}$ to wektory wymiaru 2×1 , \circ oznacza standardowe mnożenie macierzy. Macierz H_t jest dodatnio określona dla każdego $\delta \in [-1, 1]$, jeśli tylko $\sigma_{0,t}^2 \neq \sigma_{1,t}^2$ dla każdego t . Aby zapewnić stacjonarność macierzy wariancji-kowariancji, wystarczy sprawdzić, czy $\begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} \leq 1$. Parametr δ jest współczynnikiem warunkowej korelacji i zgodnie z modelem CCC narzuca jej stałość w czasie, która w rzeczywistości niestety bardzo często nie jest spełniona. Stacjonarność

i dodatnią określoność macierzy H_t można otrzymać, stosując model BEKK opisany przez Y. Babę, R.F. Engle'a, D.F. Krafra i K.F. Kronera [Baba *et al.* 1991], ale dla ograniczenia liczby szacowanych parametrów przyjęto model CCC.

5. Wyniki przeprowadzonego badania empirycznego

Zaprezentowany model został oszacowany dla trzech spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie: Domu Maklerskiego IDM SA, TVN SA oraz PGE Polskiej Grupy Energetycznej SA. Do określenia stóp zwrotu portfela rynkowego wykorzystano notowania Warszawskiego Indeksu Giełdowego – WIG. Na rys. 1 zaprezentowane zostały wykresy przebiegu zmienności notowań cen akcji rozważanych spółek.



Rys. 1. Przebieg zmian cen akcji DM IDM SA, TVN i PGE w okresie od 4 stycznia 2010 r. do 31 grudnia 2010 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych <http://bossa.pl>, dostęp: 3.09.2011.

W badaniu wykorzystano półgodzinne dane *intraday* w okresie od 4 stycznia 2010 r. do 31 grudnia 2010 r. Częstotliwość danych śróddziennych została dobrana

Tabela 1. Rezultaty estymacji dla danych śróddziennych

Parametr	Rozkład składnika losowego					
	DM IDM SA		TVN		PGE	
	normalny	<i>t</i> -Studenta	normalny	<i>t</i> -Studenta	normalny	<i>t</i> -Studenta
α	0,00036412 (0,00034222) [1,063] {0,2873}	-0,0001827 (0,00007572) [-2,413] {0,0158}	0,00003027 (0,00008738) [0,3464] {0,729}	0,00005049 (0,00004882) [-1,034] {0,3009}	0,00001 (0,00005962) [0,1688] {0,8659}	0,00000716 (0,00003539) [-0,2024] {0,8396}
β	0,00212689 (0,00158825) [1,339] {0,1805}	1,13647 (0,0655999) [17,32] {0}	0,00227958 (0,00082282) [2,77] {0,0056}	0,00190019 (0,00118484) [1,604] {0,1088}	0,001198 (0,00073138) [1,638] {0,1014}	0,00116698 (0,00058112) [2,008] {0,0446}
ρ	-0,103079 (0,0763528) [-1,350] {0,1770}	-0,157445 (0,0165045) [-9,54] {0}	-0,149426 (0,0213674) [-6,993] {0}	-0,14127 (0,0160096) [-8,824] {0}	-0,12316 (0,0226121) [-5,447] {0,00000005}	-0,129899 (0,0155503) [-8,353] {0}
γ	0,00374873 (0,00135375) [2,769] {0,0056}	0,31121 (0,042646) [7,298] {0}	0,000243553 (0,00091742) [0,2655] {0,7906}	0,000726221 (0,00458351) [0,1584] {0,8741}	0,00030008 (0,00106209) [0,2825] {0,7775}	-0,00007505 (0,00374241) [-0,02006] {0,984}
ϖ_0	0,00000524 (0,00000435) [1,205] {0,2283}	0,00004867 (0,00000796) [6,112] {0}	0,00001176 (0,0000024) [4,891] {0,000001}	0,00003027 (0,00001537) [1,969] {0,049}	0,00000109 (0,0000004) [2,692] {0,0071}	0,00000685 (0,00001878) [3,651] {0,0003}
ϖ_1	0,0993012 (0,150521) [0,6697] {0,5094}	0,331603 (0,0801107) [4,139] {0,0000348}	0,186676 (0,0477754) [3,907] {0,00000933}	1,77164 (1,0058) [1,761] {0,0782}	0,0285687 (0,0215079) [1,328] {0,1841}	0,659616 (0,190548) [3,462] {0,0005}
ϖ_2	0,881171 (0,106827) [8,249] {0,00000001}	0,00048913 (0,00022221) [2,201] {0,0277}	0,473853 (0,0761005) [6,227] {0}	0,35282 (0,0385571) [9,515] {0}	0,909262 (0,0337719) [26,92] {0}	0,479188 (0,0476723) [10,05] {0}
Liczba stopni swobody	-	2,69414 (0,18596) [14,50] {0}	-	2,18371 (0,1136) [19,22] {0}	-	2,37113 (0,120504) [19,68] {0}

Uwaga: błędy standardowe ukazane są w okrągłych nawiasach, statystyka *t* w nawiasach kwadratowych, a wartość *p* w nawiasach klamrowych.

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem Gretl 1.9.7.

z myślą o minimalizacji długości przedziału czasowego przy możliwym wyeliminowaniu okresów, w których nie odnotowano żadnych transakcji. W trakcie każdej sesji odnotowano 15 obserwacji, czyli notowań od godziny 9 do godziny 16 (3690 w całej próbie). Zbiór notowań nie jest wolny od luk, dlatego w wykorzystanych

danych śróddziennych występowały również braki notowań dla części godzin. Do badania przyjęto wówczas najbliższą występującą w bazie cenę akcji. Kursy otwarcia i zamknięcia sesji notowań pochodzą z tego samego okresu co dane śróddzienne, w związku z tym cen otwarcia i cen zamknięcia jest 246.

Tabela 2. Rezultaty estymacji modeli opisujących ceny otwarcia sesji giełdowych

Parametr	Rozkład składnika losowego					
	DM IDM SA		TVN		PGE	
	normalny	<i>t</i> -Studenta	normalny	<i>t</i> -Studenta	normalny	<i>t</i> -Studenta
α_0	0,00098434 (0,00063634) [1,547] {0,1219}	0,0004745 (0,0004503) [1,054] {0,2920}	0,00022725 (0,00053231) [0,4269] {0,6695}	0,0002713 (0,0005552) [0,4885] {0,6252}	-0,00088698 (0,00039173) [-2,264] {0,0236}	-0,00087379 (0,00032311) [-2,704] {0,0068}
β_0	1,55154 (0,0701797) [22,11] {0}	1,38354 (0,0941468) [14,70] {0}	1,07564 (0,138613) [7,76] {0}	1,11183 (0,14229) [7,814] {0}	0,73398 (0,0855515) [8,579] {0}	0,652243 (0,106041) [6,151] {0}
ρ_0	0,0017992 (0,0310101) [0,05802] {0,9537}	-0,0194976 (0,026526) [-0,7350] {0,4623}	-0,196529 (0,0364663) [-5,389] {0,00000007}	-0,194743 (0,0369749) [-5,267] {0,0000001}	-0,109432 (0,0530667) [-2,062] {0,0392}	-0,146956 (0,0389329) [-3,775] {0,0002}
γ_0	0,283435 (0,102755) [2,758] {0,0058}	0,0932714 (0,0564002) [1,654] {0,0982}	0,305047 (0,0827317) [3,687] {0,0002}	0,28363 (0,0836121) [3,392] {0,0007}	0,100569 (0,0902711) [1,114] {0,2652}	0,132975 (0,0526738) [2,525] {0,0116}
a_1	0,00004046 (0,00001059) [3,817] {0,0001}	0,00006742 (0,00002455) [2,746] {0,006}	0,00000149 (0,00000291) [0,5144] {0,607}	0,00000619 (0,0000158) [0,3909] {0,6958}	0,00003746 (0,00001713) [2,187] {0,0287}	0,00002256 (0,00001057) [2,134] {0,0329}
b_1	1,31145 (0,893832) [1,467] {0,1423}	0,126846 (0,108746) [1,166] {0,2434}	0,0406839 (0,0395798) [1,028] {0,304}	0,0435003 (0,102723) [0,4235] {0,672}	0,0989185 (0,154732) [0,6393] {0,5226}	0,188799 (0,155926) [1,211] {0,226}
c_1	-0,0110491 (0,0118928) [-0,9291] {0,3529}	0,0452779 (0,0885901) [0,5111] {0,6093}	0,937581 (0,0542347) [17,29] {0}	0,868528 (0,301915) [2,877] {0,004}	-0,00916938 (0,146551) [-0,06257] {0,9501}	0,275061 (0,263347) [1,044] {0,2963}
Liczba stopni swobody	-	3,14976 (0,837485) [3,761] {0,0002}	-	7,75481 (3,86719) [2,005] {0,0449}	-	3,21094 (0,801898) [4,004] {0,0000622}

Uwaga: błędy standardowe ukazane są w okrągłych nawiasach, statystyka *t* w nawiasach kwadratowych, a wartość *p* w nawiasach klamrowych.

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem Gretl 1.9.7.

Tabela 3. Rezultaty estymacji modeli opisujących ceny zamknięcia sesji giełdowych

Parametr	Rozkład składnika losowego					
	DM IDM SA		TVN		PGE	
	normalny	<i>t</i> -Studenta	normalny	<i>t</i> -Studenta	normalny	<i>t</i> -Studenta
α_1	-0,0014546 (0,00116413) [-1,25] {0,2115}	-0,00116729 (0,0010856) [-1,075] {0,2823}	-0,00087887 (0,00094619) [-0,9289] {0,353}	-0,00110024 (0,00101059) [-1,089] {0,2763}	0,0001987 (0,0006926) [0,2869] {0,7742}	0,00009907 (0,0006844) [0,1448] {0,8849}
β_1	1,30181 (0,125303) [10,39] {0}	1,24041 (0,126054) [9,84] {0}	1,15277 (0,135803) [8,489] {0}	1,14224 (0,139545) [8,185] {0}	0,787838 (0,0839569) [9,384] {0}	0,803704 (0,0898546) [8,944] {0}
ρ_1	-0,212941 (0,16191) [-1,315] {0,1884}	-0,358366 (0,251107) [-1,427] {0,1535}	-0,610695 (0,120968) [-5,048] {0,0000004}	-0,607951 (0,125701) [-4,836] {0,0000013}	-0,430794 (0,119036) [-3,619] {0,0003}	-0,440509 (0,127263) [-3,461] {0,0005}
γ_1	0,352756 (0,311646) [1,132] {0,2577}	0,519093 (0,408421) [1,271] {0,2037}	0,900068 (0,249232) [3,611] {0,0003}	0,91319 (0,264891) [3,447] {0,0006}	0,0841978 (0,144767) [0,5816] {0,5608}	0,115019 (0,154278) [0,7455] {0,456}
a_1	0,000077 (0,00002965) [2,597] {0,0094}	0,00006837 (0,00004772) [1,433] {0,152}	0,00000253 (0,00000326) [0,7763] {0,4376}	0,00000251 (0,00000368) [0,681] {0,4959}	0,00005693 (0,00002964) [1,921] {0,0547}	0,00005442 (0,00002825) [1,927] {0,054}
b_1	0,220287 (0,108999) [2,021] {0,0433}	0,204888 (0,150918) [1,358] {0,1746}	0,0258524 (0,0247537) [1,044] {0,2963}	0,0225198 (0,0258895) [0,8698] {0,3844}	0,105832 (0,118082) [0,8963] {0,3701}	0,137563 (0,136956) [1,004] {0,3152}
c_1	0,635629 (0,0898333) [7,076] {0}	0,671558 (0,193179) [3,476] {0,0005}	0,96054 (0,0313142) [30,67] {0}	0,963945 (0,0355347) [27,13] {0}	0,360029 (0,252632) [1,425] {0,1541}	0,357788 (0,242263) [1,477] {0,1397}
Liczba stopni swobody	-	4,76836 (1,45093) [3,286] {0,001}	-	17,3024 (15,6227) [1,108] {0,2681}	-	15,1489 (16,0144) [0,946] {0,3442}

Uwaga: błędy standardowe ukazane są w okrągłych nawiasach, statystyka *t* w nawiasach kwadratowych, a wartość *p* w nawiasach klamrowych.

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem Gretl 1.9.7.

Zaprezentowane w tabeli 1 wyniki estymacji modelu dla danych śróddziennych pokazują, że tylko w modelu dla spółki TVN dla warunkowego rozkładu *t*-Studenta składnika losowego wyraz wolny był istotny statystycznie na poziomie 0,1. Całkowicie odmienną sytuację mamy w przypadku parametru ρ , który był istotny prawie

we wszystkich badanych przypadkach, i to już na poziomie 1%. Oznacza to, że próba wykazywała istotną autokorelację stóp zwrotu cen akcji rozważanych spółek w badanym okresie. Ponadto stopa zwrotu cen akcji spółek w czasie $t - 1$ ujemnie wpływała na stopy zwrotu bezpośrednio po nich następujące. W przypadku wszystkich trzech spółek parametr wskazujący na zależność stopy zwrotu danej akcji od ogólnej sytuacji na rynku wyrażonej stopą zwrotu portfela rynkowego w tym samym czasie był dodatni. Ponadto w połowie rozważanych przypadków parametr ten był istotny na poziomie 5%.

Wartościową informację niosą wyniki szacowania liczby stopni swobody w modelach dla warunkowego rozkładu t -Studenta składnika losowego. Liczba stopni swobody w tych modelach istotnie różni się od zera, lecz jest bardzo niska i oscyluje w granicach 2–3. Tak niewielka liczba stopni swobody sugeruje, że rozkład składnika losowego znacznie odbiega od rozkładu normalnego w związku z częstszym występowaniem nietypowych skrajnych obserwacji.

Wyniki szacowania modeli cen otwarcia i cen zamknięcia sesji giełdowych wskazano w tabelach 2 i 3.

We wszystkich oszacowanych modelach na stopę zwrotu ceny otwarcia i ceny zamknięcia w chwili t istotny dodatni wpływ miała stopa zwrotu portfela rynkowego w tym samym czasie t . Zauważyć należy również fakt, że ujemne parametry ρ_i modeli dla spółek TVN i PGE były istotne na poziomie 0,05. Oznacza to istotny statystycznie ujemny wpływ stopy zwrotu zarówno ceny otwarcia, jak i ceny zamknięcia w czasie $t - 1$ na stopę zwrotu ceny akcji danej spółki w czasie t . W równaniu warunkowej wariancji składnika losowego prawie w każdym przypadku wystąpił nieistotny współczynnik b_i , co oznacza, że na warunkową wariancję nie wpływała istotnie wartość kwadratu reszt dla $t - 1$. Analizując otrzymane wyniki, należy również zauważyć, że dodatnie były wszystkie parametry określające autokorelację warunkowej wariancji z wyjątkiem c_i cen akcji DM IDM SA i PGE dla rozkładu normalnego.

Liczby stopni swobody w modelach cen otwarcia były istotne na poziomie 0,05 i wyższe od 3. Natomiast w modelach cen zamknięcia jedynie dla DM IDM SA liczba stopni swobody istotnie różniła się od zera. Zaprezentowane wyniki sugerują, że dla prognozowania korzystne staje się odejście od modeli cechujących się warunkowym normalnym rozkładem składnika losowego. Warto więc rozważyć rozkłady o grubszych ogonach niż dla rozkładu normalnego, na przykład przyjmując rozkład t -Studenta.

Oszacowane modele zostały wykorzystane do tworzenia sygnałów określających potencjalne wystąpienie nadużyć rynkowych. Sygnały takie były generowane za każdym razem, gdy rzeczywista stopa zwrotu znalazła się poza przedziałem opisanym w (3) dla 5-proc. poziomu ufności. Sygnały te porównano również pod kątem tego, czy sygnał wykazany za pomocą oszacowanego modelu dla

normalnego rozkładu reszt został również wykazany dla modelu z rozkładem t -Studenta. Wyniki tego porównania zarówno dla danych śróddziennych, jak i dla cen otwarcia i zamknięcia zawarte zostały w tabelach 4 i 5.

Tabela 4. Sygnały generowane przez modele dla danych *intraday*

Wygenerowane sygnały	DM IDM SA	TVN	PGE
Rozkład normalny składnika losowego w modelu	109	226	159
Rozkład t -Studenta składnika losowego w modelu	21	3	10
Wykryte równocześnie przez oba modele	19	3	10

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem MS Excel.

Analizując otrzymane wyniki dla danych śróddziennych, zaobserwować można zdecydowanie mniejszą liczbę sygnałów określających potencjalne wystąpienie nadużycia generowanych w wypadku przyjęcia rozkładu t -Studenta jako warunkowego rozkładu składnika losowego. Różnica w liczbie sygnałów jest szczególnie duża w przypadku spółki TVN. Wyniki badania wykazują również, że prawie wszystkie sygnały wygenerowane z użyciem modelu z rozkładem t -Studenta jako warunkowym rozkładem składnika losowego zostały również zaobserwowane przez model z rozkładem normalnym. Oznacza to, że jeśli badalibyśmy, czy na rynku występowały transakcje z wykorzystaniem poufnych informacji, to szczególną uwagę należałoby zwrócić na sygnały identyfikowane przez model z rozkładem t -Studenta.

Tabela 5. Sygnały generowane przez modele dla estymacji cen otwarcia i cen zamknięcia

Sygnały wygenerowane przez modele dla cen otwarcia			
Sygnały	Modele		
	DM IDM SA	TVN	PGE
Rozkład normalny składnika losowego w modelu	57	47	34
Rozkład t -Studenta składnika losowego w modelu	12	32	7
Wykryte równocześnie przez oba modele	12	32	7
Sygnały wygenerowane przez modele dla cen zamknięcia			
Sygnały	Modele		
	DM IDM SA	TVN	PGE
Rozkład normalny składnika losowego w modelu	30	45	47
Rozkład t -Studenta składnika losowego w modelu	9	36	40
Wykryte równocześnie przez oba modele	9	36	40

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem MS Excel.

Warte zaznaczenia jest to, że naprawdę niewielka jest liczba wykrytych sygnałów w porównaniu z ogólną liczbą wykorzystanych danych śróddziennych.

W przypadku danych dla cen otwarcia i zamknięcia liczba wygenerowanych sygnałów stanowi około 15% całej próby. Otrzymane wyniki estymacji dla notowań cen otwarcia i zamknięcia sesji giełdowych sugerują, że przyjęcie rozkładu *t*-Studenta w znaczny sposób zmniejsza liczbę wykrytych sygnałów. Zauważalna jest również nieco większa liczba sygnałów dla cen otwarcia niż dla cen zamknięcia. Należy również zwrócić uwagę, że w całej próbie każdy sygnał potencjalnego nadużycia wygenerowany z użyciem modelu z rozkładem *t*-Studenta został także wychwycony przez model z rozkładem normalnym. Nasuwa się więc tutaj podobny wniosek jak przy danych *intraday*, a mianowicie badanie obecności insidera na rynku należałoby zacząć od dokładniejszego przeanalizowania notowań, dla których sygnał wygenerowały równocześnie oba modele.

6. Podsumowanie

Celem niniejszego artykułu było przybliżenie pojęcia transakcji z wykorzystaniem informacji poufnych oraz sposobu badania wpływu tych transakcji na ceny akcji w czasie rzeczywistym. Wykorzystano model opisany przez R. Cholewińskiego [2009], z tą jednak różnicą, że przy założeniu stałości parametrów modelu w czasie rozważono dwa różne warunkowe rozkłady składnika losowego: rozkład normalny i rozkład *t*-Studenta. Wykorzystanie danych śróddziennych jest ważnym krokiem w kierunku poszerzenia badań z zakresu wykrywania nadużyć rynkowych w czasie rzeczywistym. Zaproponowany model klasy GARCH należy traktować jako wstępną, w dużym stopniu uproszczoną wersję modelu, którego szczegółowa specyfikacja winna podlegać dalszej weryfikacji. Kontynuacja prowadzonych badań będzie polegała przede wszystkim na wprowadzeniu zmienności parametrów w czasie, odzwierciedleniu śróddziennych wahań cyklicznych notowań oraz dalsze testowanie postaci warunkowego rozkładu składnika losowego.

W artykule podjęto próbę porównania wyników uzyskanych z zastosowaniem w modelach innego podejścia do warunkowego rozkładu składnika losowego. Wyniki jednoznacznie pokazują, że odejście od standardowych uproszczeń w estymowanych modelach, takich jak na przykład założenie normalnego warunkowego rozkładu składnika losowego, zdecydowanie ogranicza liczbę momentów, co do których podejrzewa się wystąpienie nadużyć rynkowych. Sygnały te mogą być niezwykle istotnymi informacjami dla instytucji finansowych zajmujących się wykrywaniem przestępstw finansowych. Zaznaczyć należy jednak, że sygnał taki nie jest dowodem wystąpienia przestępstwa, lecz jedynie wyrażeniem podejrzenia, że w tym momencie takie nadużycie mogło mieć miejsce.

Literatura

- Baba Y. et al. [1991], *Multivariate Simultaneous Generalized ARCH*, Discussion Paper 92-5, November, Department of Economics, University of California, San Diego.
- Biesta M.A., Doeswijk R.Q., Doker H.A. [2003], *The Profitability of Insider Trading in the Dutch Stock Market*, Working Papers, September, <http://ssrn.com/abstract=498042>.
- Bollerslev T. [1990], *Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Approach*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 72, iss. 3.
- Cholewiński R. [2009], *Real-Time Market Abuse Detection with a Stochastic Parameter Model*, „Central European Journal of Economic Modeling and Econometrics”, vol. 1, iss. 3.
- Dyrektywa 2003/6/WE Parlamentu Europejskiego i Rady z dnia 28 stycznia 2003 r. (Dz.Urz. UE L 96).
- Dyrektywa Komisji 2004/72/WE z dnia 29 kwietnia 2004 r. (Dz.Urz. UE L 162).
- Emerson R., Hall S.G., Zalewska-Mitura A. [1987], *Evolving Market Efficiency with an Application to Some Bulgarian Shares*, „Economics of Planning”, vol. 30, iss. 2.
- Fama E.F. [1970], *Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work*, „Journal of Finance”, vol. 25, iss. 2.
- Firth M., Leung T.Y., Rui O.M. [2009], *Insider Trading in Hong Kong: Tests of Stock Returns and Trading Frequency*, Working Papers, no. 4, January, <http://ssrn.com/abstract=1336454>.
- Gurgul H. [2006], *Analiza zdarzeń na rynkach akcji. Wpływ informacji na ceny papierów wartościowych*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków.
- Jaffe J. [1974], *Special Information and Insider Trading*, „Journal of Business”, vol. 47, iss. 3.
- Kerr H.S. [1980], *The Battle of Insider Trading vs. Market Efficiency*, „Journal of Portfolio Management”, vol. 6, nr 4.
- Ma Y., Sun H.L., Yur-Austin J. [2000], *Insider Trading around Stock Split Announcements*, „The Journal of Applied Business Research”, vol. 16, iss. 3.
- Madura J., Wiant K.J. [1995], *Information Content of Bank Insider Trading*, „Applied Financial Economics”, vol. 5, iss. 4.
- Minenna M. [2003], *The Detection of Market Abuse on Financial Markets: A Quantitative Approach*, „Quaderni di Finanza”, vol. 54, May.
- Monteiro N., Zaman Q., Leitterstorf S. [2007], *Updated Measurement of Market Cleanliness*, Financial Securities Authority Occasional Papers 25, March.
- Rockinger M., Urga G. [2000], *The Evolution of Stock Markets in Transition Economies*, „Journal of Comparative Econometrics”, vol. 28, iss. 3.
- Seyhun H.N. [1986], *Insider Profits, Cost of Trading, and Market Efficiency*, „Journal of Financial Economics”, vol. 16, iss. 2.
- Seyhun H.N. [1988], *The Information Content of Aggregate Insider Trading*, „Journal of Business”, vol. 61, iss. 1.
- Ustawa z dnia 29 lipca 2005 r. o obrocie inwestycjami finansowymi (Dz.U. nr 183, poz. 1538).
- Ustawa z dnia 29 lipca 2005 r. o nadzorze nad rynkiem kapitałowym (Dz.U. nr. 183, poz. 1537).

- Ustawa z dnia 21 lipca 2006 r. o nadzorze nad rynkiem finansowym (Dz.U. nr 157, poz. 1119).
- Wiśniewski T.P. [2004], *Empirical Evidence on Economic and Financial Aspects of Intensive Insider Trading*, <http://opus.kobv.de/euv/volltexte/2007/13/pdf/wisniewski.tomasz.pdf>, Frankfurt.
- Worthington A.C., Higgs H. [2003], *Weak-form Market Efficiency in European Emerging and Developed Stock Markets*, School of Economics and Finance Discussion Papers and Working Papers, series 159, September.
- Zalewska-Mitura A., Hall S.G. [1999], *Examining the First Stages of Market Performance: a Test for Evolving Market Efficiency*, *Economic Letters*, vol. 64 (1).
- Zingg A., Lang S., Wyttenbach D. [2007], *Insider Trading in the Swiss Stock Market*, „*Swiss Journal of Economics and Statistics*”, vol. 143, nr 3.

Insider Trading on the Warsaw Stock Exchange

The article serves as an introduction to one phenomenon occurring on world financial markets – the use of confidential information and its influence on financial tools, commonly referred to as insider trading. Using the GARCH model, the article presents an empirical verification of market abuse occurring in real time. Alerts concerning the possible existence of market abuse were selected on the basis of the estimated variability of returns of three companies listed on the Warsaw Stock Exchange. However, the results of this analysis do not prove the existence of insider trading on the Warsaw Stock Exchange, but do hint at its existence, which would have to be investigated by the authorities.

Keywords: confidential information, insider trading, GARCH model, conditional covariance, real-time analysis.