METODY ILOŚCIOWE W BADANIACH EKONOMICZNYCH
Tom XIII/3, 2012, str. 222 – 231

STABILNOŚĆ PARAMETRÓW MODELU RYNKOWEGO SZACOWANEGO W OPARCIU O STOPY ZWROTU WIG

Marek Szymański
Katedra Organizacji i Zarządzania
Wyższa Szkoła Administracji i Biznesu im. Eugeniusza Kwiatkowskiego w Gdyni
e-mail: m.szymanski@wsaib.pl

Streszczenie: Celem artykułu jest przedstawienie problemów, z jakimi można się spotkać stosując metodę skumulowanej nadzwyczajnej stopy zwrotu, gdy pomiędzy oknem estymacji i oknem obserwacji dojdzie do zmiany koniunktury na giełdzie. Wyniki badań sugerują, że zachodzi silny związek między średnią stopą zwrotu z WIG-u w oknie estymacji i parametrami modelu rynkowego. W wyniku zmiany średniej stopy zwrotu z indeksu między oknem estymacji i oknem obserwacji oszacowany model rynkowy może okazać się nieprzydatny dla określenia wpływu badanego zdarzenia na notowania określonych akcji.

Słowa kluczowe: skumulowana nadzwyczajna stopa zwrotu, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, WIG

WSTĘP

Skumulowana nadzwyczajna stopa zwrotu (CAR – *cumulative abnormal return*) jest metodą powszechnie stosowaną do zbadania wpływu na notowania akcji określonej spółki zdarzeń takich jak: ogłoszenie planu rozwoju przez fuzje i przejęcia [Schipper, Thompson 1983], zapowiedź, akceptacja warunków i przeprowadzenie fuzji (dla wszystkich zaangażowanych spółek) [Asquith 1983, Asquith, i in. 1983, Malatesta 1983, Huang, Walkling 1987, Hamrol, Tarczyńska 2002, Magenheim, Mueller 1988], ogłoszenie wezwania do sprzedaży akcji [Bradley i in. 1983], ogłoszenie wyników finansowych spółek [Szyszka 2001a], prognozy finansowe [Chen i in. 1997, Nogalski, Szymański 2003] lub ich korekta [Szyszka 2001b], decyzje legislacyjne, administracyjne lub sądowe dotyczące fuzji [Stillman 1983, Eckbo 1983, Wier 1983, Kamma i in. 1988, Bradley, Schipani 1983], planowanie lub wprowadzenie zmian w statutach lub rozporządzeniach

spółek [Jarrell, Paulsen 1987, DeAngelo, Rice 1983, Linn, McConnell 1983, Malatesta, Walkling 1988; Ryngaert 1988], *proxy contests* [Dodd, Warner 1983], zmiany w strukturze własności [Jarrell, Paulsen 1988, Holderness, Sheehan 1988, Dann, DeAngelo 1983, Bradley, Wakeman 1983, Klein, Rosenfeld 1988, Thosar 1996], zmiany na kluczowych stanowiskach w firmie [Warner i in. 1988], stosowanie rozmaitych technik w sytuacji próby wrogiego przejęcia [Loh i in. 1995, Thosar 1996, Loh, Rathinasamy 1997, Davidson i in. 1998], zapowiedzi dotyczące wysokości dywidendy [Impson 1997], wydanie rekomendacji giełdowych [Buzała 2012] i innych.

Podstawowym założeniem metody jest istnienie zależności między stopą zwrotu z akcji określonej spółki i stopą zwrotu z określonego portfela akcji (najczęściej indeksu giełdowego). Odkrycie tej zależności pozwala sprawdzić czy po zaistnieniu badanego zdarzenia zależność jest wciąż obowiązująca, czy też zdarzenie przyniosło dodatnie lub ujemne dodatkowe stopy zwrotu. W oparciu o dane uzyskane dla różnych spółek charakteryzujących się podobnymi zdarzeniami możliwe jest określenie średniej skumulowanej nadzwyczajnej stopy zwrotu (ACAR), która może służyć jako podstawa do wyciągnięcia wniosków dotyczących rodzaju zdarzenia, nie zaś konkretnego przypadku.

Choć idea CAR wydaje się być dość prosta, a założenia dopracowane, wyniki jakie uzyskuje się badając wpływ określonego zdarzenia na notowania akcji konkretnej spółki mogą być wrażliwe na zmiany koniunktury giełdowej pomiędzy tzw. oknem estymacji i oknem obserwacji.

PROCEDURA CAR

Stosowanie CAR obejmuje cztery główne etapy:

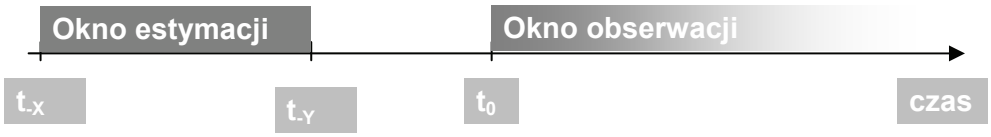
1. Wybór kluczowych dat.
2. Oszacowanie parametrów modelu rynkowego.
3. Obliczenie nadzwyczajnych stóp zwrotu.
4. Skumulowanie nadzwyczajnych stóp zwrotu.

Stosowanie metody CAR wymaga określenia trzech kluczowych dat: t_0, t_{-X} i t_{-Y} (rys.1). Pierwsza z wymienionych dat jest dniem zaistnienia zdarzenia, którego wpływ na notowania spółki jest badany. Dzień t_0 rozpoczyna tzw. okno obserwacji, czyli okres, z którego dane powinny pokazywać wpływ badanego zdarzenia na notowania spółki. Nierzadko początek okna obserwacji przesuwany jest przed dzień t_0, dzięki czemu można określić na przykład czy doszło do wykorzystania informacji poufnych.

Metodyka CAR nie wyznacza żadnych stałych dat określających granice okna estymacji. W praktyce stosuje się dowolne dwie daty sprzed dnia t_0.: -12 i -7 [Asquith 1983], -130 i -31 [Asquith i in. 1983], -308 i -109 [Ruback 1983], -210 i -61 [Kamiński, Lewandowski 2000], -60 i -16 [Buzała 2012] lub nawet

dwie daty „otaczające" dzień t_0 (np. Shipper i Thompson [1983] zastosowali okno estymacji obejmujące od -24 i +23 miesiące wokół dnia zdarzenia).

Rysunek 1. Kluczowe daty w metodzie CAR



Źródło: opracowanie własne

Na podstawie rzeczywistych obserwacji pochodzących z okna estymacji szacuje się parametry modelu rynkowego, który prezentuje związek między stopami zwrotu z akcji badanej spółki i określonego indeksu:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{mt} + e_{it} \tag{1}$$

gdzie:

R_{it} – stopa zwrotu dla waloru *i* w dniu *t*,
α_i, β_i – parametry równania regresji oszacowane na podstawie danych empirycznych,
R_{mt} – stopa zwrotu z indeksu rynkowego *m* w dniu *t*,
e_{it} – składnik resztowy.

Okno estymacji w założeniu ma obejmować dane obrazujące „normalne" zmiany cen akcji badanej spółki. W idealnych warunkach nadzwyczajne stopy zwrotu dostrzegalne w oknie obserwacji mają wskazywać dodatni lub ujemny efekt zdarzenia w porównaniu z warunkami „normalnymi"

Rzeczywista stopa zwrotu obliczana jest według wzoru:

$$R_{it} = \frac{P_{it} + D_{it}}{P_{it-1}} \tag{2}$$

gdzie:

R_{it} – stopa zwrotu dla waloru *i* w dniu *t*,
P_{it} – cena waloru i w dniu *t*,
P_{it-1} – cena waloru i w dniu *t-1*,
D_{it} – dywidenda z akcji *i*, do której prawo przyznano w dniu *t*.

Stopę zwrotu z indeksu rynkowego oblicza się w zbliżony sposób:

$$R_{mt} = \frac{P_{mt}}{P_{mt-1}} \tag{3}$$

gdzie:

R_{mt} – stopa zwrotu dla indeksu *m* w dniu *t*,
P_{it} – poziom indeksu *m* w dniu *t*,
P_{it-1} – poziom indeksu *m* w dniu *t-1*,

Różnica pomiędzy rzeczywistą stopą zwrotu z akcji *i*, a stopą zwrotu szacowaną na podstawie modelu regresji stanowi nadzwyczajną stopę zwrotu (*abnormal return* – AR):

$$AR_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i \cdot R_{mt}) \tag{4}$$

gdzie:

Ar_{it} – nadzwyczajna stopa zwrotu z akcji *i* w dniu *t*,

R_{it} – stopa zwrotu dla waloru *i* w dniu *t,*

α_i, β_i – parametry równania regresji oszacowania na podstawie danych empirycznych z okna estymacji,

R_{mt} – stopa zwrotu z indeksu *m* w dniu *t*.

Suma nadzwyczajnych stóp zwrotu w kolejnych dniach stanowi skumulowaną nadzwyczajną stopę zwrotu:

$$CAR_{i,k-n} = \sum_{t=k}^{t=n} AR_{it} \tag{5}$$

gdzie:

$CAR_{i,k-n}$ – skumulowana nadzwyczajna stopa zwrotu z akcji *i* w okresie od dnia *k* do dnia *n*,

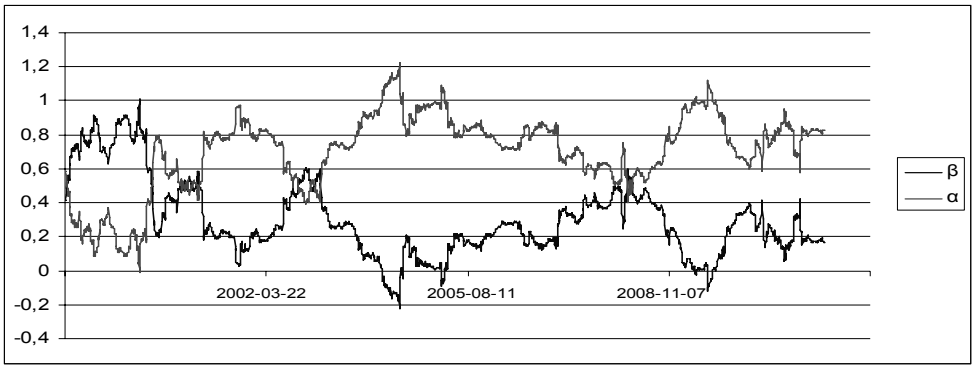
AR_{it} – nadzwyczajna stopa zwrotu z akcji *i* w dniu *t*.

Do oszacowania poziomu istotności parametrów modelu wykorzystuje się statystykę t-Studenta.

NIESTABILNOŚĆ PARAMETRÓW MODELU RYNKOWEGO – ŹRÓDŁA I SKUTKI

Parametry modelu rynkowego oszacowane w oparciu o indeks giełdowy z reguły nie są stabilne. Zmienność zarówno parametru α, jak i β może być znaczna, co widać chociażby na przykładzie akcji spółki Żywiec SA (rys. 2.).

Rysunek 2. Wartość parametrów modeli rynkowych dla stopy zwrotu z akcji Żywca



Źródło: obliczenia własne

Przedstawione na wykresie wielkości parametrów modeli obliczono na podstawie stóp zwrotu z akcji Żywca i Warszawskiego Indeksu Giełdowego (WIG) w ciągu 150 kolejnych sesji giełdowych poprzedzających dzień ustalenia modelu. Na wykresie zaprezentowano parametry 3018 modeli rynkowych ustalonych w dniach kolejnych sesji giełdowych.

Parametr α przyjmuje wartości od 0 do 1,2, podczas gdy parametr β – od -0,2 do 1. Dodatkowo na wykresie można dostrzec przeciwzależność zmian obu parametrów. W ciągu 30 sesji giełdowych (czyli relatywnie krótkiego okresu) między 10 maja 2004 r. i 22 czerwca 2004 r. oszacowany parametr β spadł z 0,1569 do 0,0878, zaś parametr α wzrósł z 0,8429 do 0,9127. Modele rynkowe Żywca oszacowane w obu zdefiniowanych wyżej dniach o oparciu o dane pochodzące ze 150 sesji poprzedzających obie daty byłyby zatem wyraźnie różne.

Zmienność parametrów modelu nie musi wpływać negatywnie na ocenę CAR jako metody badawczej. Istotna w tym kontekście jest przyczyna zmienności. Można wyodrębnić trzy główne rodzaje źródeł zmian parametrów modelu w czasie.

1. Zdarzenie dotyczące spółki. CAR jest metodą stworzoną dla zbadania wpływu określonego zdarzenia na wycenę akcji spółki. Jeśli do takiego zdarzenia dochodzi, pojawia się nadzwyczajna stopa zwrotu w oknie obserwacji. Takie nadzwyczajne stopy zwrotu mogą w przyszłości wpłynąć na kształt modelu rynkowego, jeśli znajdą się w oknie estymacji, przy okazji zwiększając wariancję składnika resztowego „nowego" modelu. W rezultacie statystyczna istotność „nowych" nadzwyczajnych stóp zwrotu może zostać niedoszacowana.
2. Zdarzenia niezwiązane ze spółką. Na notowania spółek giełdowych mogą mieć wpływ nie tylko czynniki związane z nimi bezpośrednio, ale także dotyczące innych spółek publicznych. Wzrost popytu na akcje spółki, która ogłosiła optymistyczne prognozy może współwystępować ze zmniejszonym popytem na akcje innych spółek. Zdarzenia takiego rodzaju z reguły także zwiększają wariancję składnika resztowego i wpływają na ocenę statystycznej istotności skumulowanej nadzwyczajnej stopy zwrotu.
3. Zdarzenia modelowo-fundamentalne. Parametry strukturalne modelu mogą ulegać zmianie pod wpływem wahań koniunktury giełdowej. Jeśli zmiana koniunktury będzie miała miejsce pomiędzy oknem estymacji i obserwacji efektem może być fundamentalne zaburzenie uzyskanych wyników. Model rynkowy oszacowany na podstawie danych pochodzących z okna estymacji może charakteryzować się niską wariancją składnika resztowego, ale całkowicie nie przystawać do zmienionych warunków obowiązujących w oknie obserwacji.

Trzecią przyczynę niestabilności parametrów modelu rynkowego można uznać za szczególnie nieprzyjemną dla badacza: nie zwiększa wariancji składnika resztowego i sugeruje dobre dopasowanie modelu do rzeczywistości, choć rzeczywistość w oknie obserwacji jest już inna, niż opisana modelem.

Przykładowo, jeśli w oknie estymacji średnia stopa zwrotu z WIG wynosiła 1,02, a oszacowany model rynkowy przyjął postać:

$$R_{it} = 0 + 1 \cdot R_{WIGt} + e_{it} \tag{6}$$

zaś w oknie obserwacji średnia stopa zwrotu z WIG wynosiła 0,98, to po 30 sesjach giełdowych należałoby się spodziewać spadku poziomu notować spółki o 46%. Jeśli w tym samym czasie doszło do spadku o 20%, to obliczony CAR wyniósłby 26%. Zdarzenie, jakie miało miejsce w dniu t_0 (inne niż nastanie bessy) zostałoby uznane za pozytywne dla spółki.

Jednakże możliwe jest, że warunkach bessy (spadek WIG w tempie 2% na sesję) oszacowany wcześniej model rynkowy jest nieaktualny, zaś „obowiązujący" w nowych warunkach przyjmuje postać:

$$R_{it} = 0{,}01 + 1{,}01 \cdot R_{WIGt} + e_{it} \tag{7}$$

W takiej sytuacji zamiast oczekiwać spadku o 46% w ciągu 30 kolejnych sesji, należałoby spodziewać się niewielkiej obniżki o 0,6%. W rezultacie po rzeczywistym spadku o 20%, obliczony CAR wyniósłby -19,4%. Na takiej podstawie trudno uznać zdarzenie z dnia t_0 za pozytywne.

Problemem otwartym pozostaje jednak czy parametry modelu rynkowego są czułe na zmiany stopy zwrotu z WIG.

KONIUNKTURA GIEŁDOWA A PARAMETRY MODELI RYNKOWYCH – WYNIKI BADAŃ

Badaniu poddano 10 polskich spółek publicznych reprezentujących różne sektory i należących do najdłużej notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Dla każdej z nich obliczono dzienne stopy zwrotu od 3 stycznia 1999 r. do 31 grudnia 2011, a następnie oszacowano parametry serii modeli rynkowych. Modele szacowane były w oparciu o stopę zwrotu z indeksu WIG i z akcji spółki w 150-sesyjnych oknach estymacji. Liczba oszacowanych modeli dla każdej spółki przekraczała 3000[1]. Każdy oszacowany model rynkowy charakteryzuje się wartościami parametrów strukturalnych (α i β) i średnim poziomem stopy zwrotu z WIG-u. Następnie oszacowano funkcję regresji, w której za zmienną niezależną przyjęto średni poziom stopy zwrotu z WIG w oknie estymacji, zaś za zmienną zależną – parametr β modelu rynkowego. Wyniki przedstawiono w tab. 1.

[1] W 13-letnim okresie badawczym odbyło się około 3250 sesji giełdowych. Od 150. sesji możliwe było szacowanie modeli rynkowych, każda następna sesja pozwalała obliczyć kolejną parę stóp zwrotu (z akcji spółki i WIG-u) i skonstruować nowy model (obejmujący sesje od 2 do 151, od 3 do 152 itd.). Różnice w liczbie oszacowanych modeli rynkowych dla poszczególnych spółek wynikają np. z zawieszeń notowań i innych zdarzeń uniemożliwiających obliczenie stopy zwrotu.

Tabela 1. Parametry funkcji regresji parametru β modelu rynkowego względem średniego poziomu WIG w oknie estymacji

Spółka	Liczba oszacowanych modeli rynkowych	α (t-Studenta)	β (t-Studenta)
Próchnik	3082	11,08 (1,48)	-10,24 (1,37)
Żywiec	3018	-40,63 (15,61)***	40,95 (15,73)***
Mostalexp	3104	-26,61 (3,99)***	27,89 (4,18)***
Millennium	3094	-60,52 (17,45)***	61,73 (17,79)***
Efekt	3061	-9,22 (2,06)**	9,84 (2,19)**
Vistula	3092	-50,69 (14,81)***	53,31 (14,98)***
Rafako	3103	57,45 (14,28)***	-56,70 (14,09)***
Stalexport	3104	-48,65 (7,08)***	49,91 (7,25)***
Dębica	3102	4,07 (1,5)	-3,49 (1,29)
Echo	3081	-45,38 (11,50)***	46,13 (11,69)***

Źródło: obliczenia własne
** istotne na 5-procentowym poziomie istotności i dwustronnym obszarze krytycznym
*** istotne na 1-procentowym poziomie istotności i dwustronnym obszarze krytycznym

Większość badanych spółek charakteryzuje się silną zależnością między giełdową koniunkturą i wartościami parametrów modelu rynkowego. Spośród 10 badanych spółek jedynie w Próchnik i Dębica charakteryzowały się modelami rynkowymi „nieczułymi" na zmiany średniego poziomu WIG-u. W pozostałych przypadkach zagrożenie związane z zmianą koniunktury giełdowej pomiędzy oknem estymacji i oknem obserwacji można uznać za duże. Jeśli te proporcje są charakterystyczne dla wszystkich spółek giełdowych, to w 80% przypadków obliczenia CAR dokonywane najprostszą metodą jest ryzykowne.

PODSUMOWANIE I REMEDIA

Zmiana koniunktury giełdowej między oknem estymacji i obserwacji może spowodować, że skumulowana nadzwyczajna stopa zwrotu wprowadzi badacza w błąd. Można przypisać pozytywny wpływ na wycenę spółki zdarzeniu, które w rzeczywistości zmniejszyło jej wartość; można zdarzenie w rzeczywistości pozytywne oceniać negatywnie; można także przypisać jakiekolwiek znaczenie

zdarzeniu nieistotnemu. Aby uniknąć takiego ryzyka, można zamiast najczęściej stosowanego podejścia zastosować jakąś jego modyfikację.

1. Skrócić okresu między oknem estymacji i oknem obserwacji. Dzięki takiemu podejściu zmniejsza się ryzyko wyraźnej zmiany średniego poziomu stopy zwrotu z WIG. Zamiast tego zagrożenia pojawia się wówczas ryzyko pojawienia się w oknie estymacji efektów badanego zdarzenia, jeśli rynek przewiduje jego zaistnienie.
2. Zastosować do estymacji parametrów modelu takiego okna estymacji, w którym warunki rynkowe byłyby zbliżone do warunków występujących w oknie obserwacji. Z podejściem takim wiąże się z kolei ryzyko zbytniego oddalenia obu okien. Może się wówczas okazać, że wprawdzie tempo zmian WIG-u jest w obu oknach zbliżone, ale model rynkowy oszacowany na podstawie danych z okna estymacji sprzed wielu miesięcy już się zdezaktualizował.
3. Zastosować do szacowania modelu rynkowego „sztuczny" portfel akcji zamiast WIG-u. Ciekawe może okazać się skonstruowanie portfela spółek o parametrze β zbliżonym do tegoż parametru spółki, której CAR zamierza się obliczyć. Takie podejście można spotkać w literaturze [Asquith 1983], zaś jego zalety wydają się być oczywiste: spółki o zbliżonym parametrze β mogą mieć zbliżoną „czułość" obu parametrów na zmiany koniunktury rynkowej. W rezultacie na ewentualne zmiany zareagują podobnie, co z kolei pozwoli na ujawnienie rzeczywistej skumulowanej nadzwyczajnej stopy zwrotu bez względu na skalę zmiany WIG między oknem estymacji i oknem obserwacji.

BIBLIOGRAFIA

Asquith P. (1983) Merger bids, uncertainty, and stockholder returns, Journal of Financial Economics, nr 11, str. 51-83.

Asquith P., Bruner R. F., Mullins D. W., Jr. (1983) The gains to bidding firms from merger, Journal of Financial Economics, nr 11, str. 121-139.

Bradley M., Desai A., Han Kim E. (1983) The rationale behind interfirm tender offers, Journal of Financial Economics, nr 11 str. 183-206.

Bradley M., Schipani C. A. (1991) The Economic Importance of the Business Judgment Rule: An Empirical Analysis of the Trans Union Decision and Subsequent Delaware Legislation [w:] Sametz A. W. (red.) The Battle for Corporate Control: Shareholder Rights, Stakeholder Interest, and Managerial Responsibility, Salomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions, Leonard N. Stern School of Business, New York University, New York, str. 105-129.

Bradley M., Wakeman L. M. (1983) The wealth effects of targeted share repurchases, Journal of Financial Economics, nr 11 str. 301-328.

Buzała P. (2012) reakcja inwestorów na rekomendacje giełdowe. Implikacje dla efektywności rynku akcji [w:] D. Zarzecki (red.) Zarządzanie finansami. Upowszechnianie i transfer wyników badań, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin, str. 11-20.

Chen C., Lin J. W., Sauer D. (1997) Earning announcements, quality and quantity of information, and stock price changes, The Journal of Financial Research Vol. XX, 4, str. 483-502.

Dann L. W., DeAngelo H. (1983) Standstill agreements, privately negotiated stock repurchases, and the market for corporate control, Journal of Financial Economics, nr 11, str. 275-300.

Davidson W. N. III, Pilger Th., Szakmany A. (1998) Golden Parachutes, Board and Committee Composition, and Shareholder Wealth, The Financial Review, nr 33, 4, str. 17-32.

DeAngelo H., Rice E. M. (1983) Antitakeover charters amendments and stockholder wealth, Journal of Financial Economics, nr 11, str. 329-360.

Dodd P., Warner J. B. (1983) On corporate governance: A study of proxy contest, Journal of Financial Economics, nr 11, str. 401-438.

Eckbo B E. (1983) Horizontal mergers, collusion, and stockholder wealth, Journal of Financial Economics, nr 11, str. 241-273.

Hamrol M., Tarczyńska J. (2002) Wpływ fuzji i przejęć na wartość rynkową przediębiorstw w Polsce [w:] Duraj J. (red.) Przedsiębiorstwo na rynku kapitałowym, KAiSP Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, str. 131-140.

Holderness C. G., Sheehan D. P. (1988) The Role of Majority Shareholders in Publicly Held Corporations: An Exploratory Analysis, Journal of Financial Economics, nr 20, str. 317-346.

Huang Y-S., Walkling R. A. (1987) Target abnormal returns associated with acquisition announcements. Payment, acquisition form, and managerial resistance, Journal of Financial Economics, nr 19, str. 329-349.

Impson M. 1997 Market reaction to dividend-decrease announcement: public utilities vs unregulated industrial firms, „The Journal of Financial Research" nr XX/3, str. 407-422.

Jarrell G. R., Paulsen A. B. (1987) Shark repellents and stock prices: The effect of antitakeover amendments since 1980, Journal of Financial Economics, nr 19, str. 127-168.

Jarrel G. A., Paulsen A. B. (1988) Dual-Class Recapitalization as Antitakeover Mechanism: The Recent Evidence, Journal of Financial Economics, nr 20, str. 129-152.

Kamma S., Weintrop J., Wier P. (1988) Investors' Perception of the Delaware Supreme Court Decision in Unocal v. Mesa, Journal of Financial Economics, nr 20, str. 419-430.

Klein A., Rosenfeld J. (1988) Targeted Share Repurchase and Top Management Changes, Journal of Financial Economics, nr 20, str. 493-506.

Linn S. C., McConnell J. J. (1983) An empirical investigation of the impact of 'antitakeover' amendments on common stock prices, Journal of Financial Economics, nr 11, str. 361-399.

Loh Ch., Bezjak J. R., Toms H. (1995) Voluntary Corporate Divestitures as Antitakeover Mechnisms, The Financial Review, nr 30, 1, str. 41-60.

Loh Ch., Rathinasamy R. S. (1997) The Impact of Antitakeover Devices on the Valuations Consequences of Voluntary Corporate Selloffs, The Financial Review, nr 32, 3, str. 691-708.

Magenheim E. B., Mueller D. C. (1988) Are Acquiring-Firm Shareholders Better Off After an Acquisition? [w:] Coffee J. C., Lowenstein L., Rose-Ackerman S. (red.) Knights, Raiders, and Targets, Oxford University Press, New York, Oxford, str. 171-193.

Malatesta P. H. (1983) The wealth effect of merger activity and the objective functions of merging firms, Journal of Financial Economics, nr 11, str. 155-181.

Malatesta P. H., Walkling R. A. (1988) Poison pill securities: Stockholder wealth, profitability, and ownership structure, Journal of Financial Economics, nr 20, str. 347-376.

Nogalski B., Szymański M. (2003) Sterowanie wartością spółki giełdowej za pomocą prognozy zysku [w:] Duraj J. (red.) Wartość przedsiębiorstwa – z teorii i praktyki zarządzania, Szkoła Wyższa im. Pawła Włodkowica w Płocku, Uniwersytet Łódzki, Wydawnictwo Naukowe Novum, Płock-Łódź, str. 65-73.

Ryngaert M. (1988) The Effect of Poisson Pill Securities on Shareholders Wealth, Journal of Financial Economics, nr 20, str. 377-417.

Schipper K., Thompson R. (1983) Evidence on the capitalized value of merger activity for acquiring firms, Journal of Financial Economics, nr 11, str. 85-119.

Stillman R. (1983) Examining antitrust policy towards horizontal mergers, Journal of Financial Economics, nr 11, str. 225-240.

Szyszka A. (2001a) Reakcje inwestorów. Kwartalne raporty finansowe, Nasz rynek kapitałowy, nr 1(133), str. 30-38.

Szyszka A. (2001b) Reakcje inwestorów. Korekty prognoz finansowych, Nasz rynek kapitałowy, nr 2(134), str. 89-92.

Thosar S. (1996) Tenders Offers and Target Management Responses: Managerial Entrenchment Versus Stockholder Interest Revisited, The Financial Review, nr 31, 1, February, str. 87-104.

Warner J. B., Watts R. L., Wruck K. H. (1988) Stock Prices and Top Management Changes, Journal of Financial Economics, nr 20, str. 461-492.

Wier P. (1983) The costs of antimerger lawsuits: Evidence from the stock market, Journal of Financial Economics, nr 11, str. 207-224.

STABILITY OF MARKET MODEL PARAMETERS ESTIMATED USING DAILY RETURNS OF WARSAW STOCK EXCHANGE INDEX

Abstract: The aim of this paper is describing problems one can face using the CAR method, when the market direction change occurs between the estimation window and the event window. Such situation can cause the market model is inappriopriate to market conditions in the event window. Consequently calculated cumulative abnormal return becomes useless as a measure of market reaction to the event.

Keywords: cumulative abnormal return, Warsaw Stock Exchange, Warsaw Stock Exchange Index