

# Studium wydarzeń: Reakcja inwestorów na publiczne wezwania do sprzedaży akcji

## 1. Wprowadzenie

Publiczne wezwania do sprzedaży akcji należą do jednych z bardziej spektakularnych wydarzeń na rynku kapitałowym. Podmioty wzywające często starają się zachęcić dotychczasowych akcjonariuszy do odsprzedaży akcji, oferując im odpowiednią premię powyżej aktualnej wartości walorów. Stąd też przypuszczenia lub plotki o ewentualnym wezwaniu z reguły wywołują wzrost kursu akcji, podobnie jak samo ogłoszenie wezwania.

Badania poświęcone publicznym wezwaniom do sprzedaży akcji prowadzi się najczęściej w dwóch aspektach. Przedmiotem zainteresowania może być wysokość premii płaconej dotychczasowym akcjonariuszom przez firmę przejmującą w procesie fuzji i akwizycji. Alternatywnie zwraca się uwagę na sposób kształtowania się dodatkowych stóp zwrotu w okresie bezpośrednio przed i po ogłoszeniu wezwania w kontekście efektywności informacyjnej rynku. Zgodnie z pół-silną (średnią) formą hipotezy o efektywności rynku powinniśmy obserwować stopniowe narastanie dodatkowych stóp zwrotu już przed ogłoszeniem komunikatu (na podstawie nieoficjalnych informacji docierających na rynek). Natomiast dodatkowe stopy zwrotu nie powinny występować w okresie po-ogłoszeniowym. W tym czasie bowiem rynek powinien już właściwie zdyskontować informację i uwzględnić możliwość uzyskania premii w związku z wezwaniem.

## 2. Metodyka badań

### 2.1. Obliczanie anormalnych stóp zwrotu

W literaturze napotkać można szereg propozycji obliczania anormalnych stóp zwrotu na potrzeby studiów wydarzeń<sup>1</sup>. Najczęściej

---

<sup>1</sup> J.Y. Cambell, A.W. Lo, A.C. MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, 1997, s. 149-179, N. Strong, *Modelling Abnormal Returns: A Review Article*, Journal of Business Finance & Accounting, Vol. 19, Issue 1, 1992, s. 533-553

wykorzystywaną metodą obliczania anormalnych stóp zwrotu, w szczególności w badaniach w których uwaga koncentruje się na okresie od kilku do kilkudziesięciu dni wokół danego wydarzenia jest tzw. model rynkowy (ang. *market model*). Zakłada on, że stopy zwrotu z waloru  $j$  są generowane w procesie, który może zostać opisany następującym równaniem:

$$\tilde{R}_{jt} = \alpha_j + \beta_j \tilde{R}_{mt} + \tilde{u}_{jt}, \quad (1)$$

gdzie  $\tilde{u}_{jt}$  jest nie skorelowanym elementem resztowym, o wartości oczekiwanej zero. Równanie (1) dzieli zatem stopę zwrotu z waloru  $j$  na komponent systemowy, liniowo zależny od zwrotu z portfela rynkowego oraz składnik niesystemowy,  $\tilde{u}_{jt}$ , który jest niezależny od zachowania się rynku, jako całości. Przyjmuje się, że efekt zdarzenia specyficznego wyłącznie dla spółki  $j$ , będzie całkowicie ujęty w składniku niesystemowym. Tym samym zakłada się, że sygnał informacyjny dotyczący tego wydarzenia pozostaje bez wpływu na stopę zwrotu z portfela rynkowego. Anormalne stopy zwrotu w analizowanym okresie około ogłoszeniowym obliczane są zatem w następujący sposób:

$$\hat{u}_{jt} = R_{jt} - (\hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j R_{mt}). \quad (2)$$

Następnie dla każdego waloru  $j$  obliczana jest skumulowana anormalna stopa zwrotu (ang. *Cumulated Abnormal Return - CAR*) w okresie od dnia  $k$  do dnia  $t$ :

$$CAR_{j,t-k} = \sum_{t=k}^t \hat{u}_{jt} \quad (3)$$

W dalszej kolejności obliczana jest przeciętna skumulowana anormalna stopa zwrotu (ang. *Average Cumulated Abnormal Return - ACAR*), jako średnia arytmetyczna skumulowanych stóp zwrotu wszystkich  $n$  analizowanych walorów, których dotyczyło wydarzenie o podobnym charakterze.

$$ACAR_{t-k} = \frac{\sum_{j=1}^n CAR_{j,t-k}}{n} \quad (4)$$

Parametry  $\hat{\alpha}_j$  oraz  $\hat{\beta}_j$  z równania (2) szacowane są uprzednio poprzez obserwację relacji między stopami zwrotu z waloru  $j$  i zwrotami z portfela rynkowego w tzw. okresie estymacji. Szacowanie następuje zazwyczaj za pomocą zwykłej metody najmniejszych kwadratów lub z wykorzystaniem uogólnionej metody najmniejszych kwadratów.

W pierwszym przypadku konieczne są założenia homoscedastyczności, braku autokorelacji składnika resztowego, jak również braku korelacji składnika resztowego ze stopami zwrotu z portfela rynkowego. Założenie rozkładu normalnego nie jest konieczne, choć często przyjmuje się je w tego typu badaniach ze względu na dogodność weryfikacji statystycznej istotności uzyskanych wyników. Zastosowanie uogólnionej metody najmniejszych kwadratów dopuszcza możliwość korelacji składników resztowych oraz zmienność wariancji. Natomiast mankamentem tego podejścia jest na ogół brak dokładnej znajomości macierzy kowariancji składników resztowych i konieczność przyjęcia wartości szacunkowych. Symulacje przeprowadzone przez Malatestę<sup>2</sup> oraz McDonald'a<sup>3</sup> wskazują, że obydwie metody dają zbliżone rezultaty. Z kolei Chandra i Balachandran<sup>4</sup> wykazali, że zastosowanie bardziej zaawansowanej metody GLS w większym stopniu czyni wyniki wrażliwymi na błędy w specyfikacji modelu anormalnych zwrotów, niż ma to miejsce przy stosunkowo prostej procedurze OLS. W niniejszym opracowaniu autor zdecydował się na wykorzystanie zwykłej metody najmniejszych kwadratów, przy świadomości ewentualnego naruszenia jej założeń.

Przy szacowaniu parametrów modelu (1), jak również przy obliczaniu anormalnych zwrotów zgodnie z równaniem (2) stopę zwrotu waloru  $j$  w dniu  $t$  zdefiniowano, jako:

$$R_{jt} = \ln\left(\frac{P_t + D}{P_{t-1}}\right), \quad (5)$$

gdzie  $P_t$  stanowi cenę waloru w dniu  $t$ , a  $P_{t-1}$  cenę w dniu poprzednim. W celu zminimalizowania problemów związanych z nie synchronicznym handlem wszystkimi walorami oraz ze zmianą systemu operacyjnego na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie za cenę waloru w danym dniu przyjęto kurs otwarcia<sup>5</sup>.  $D$  oznacza wysokość wypłacanej

<sup>2</sup> P.H. Malatesta, *Measuring Abnormal Performance: The Event Parameter Approach Using Joint Generalized Least Squares*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 21, 1986, s. 27-38.

<sup>3</sup> B. McDonald, *Event Studies and Systems Methods: Some Additional Evidence*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 22, 1987, s. 495-504.

<sup>4</sup> R. Chandra, B.V. Balachandran, *A Synthesis of Alternative Testing Procedures for Event Studies*, Contemporary Accounting Research, Vol. 6, 1990, s. 611-640.

<sup>5</sup> Przed wdrożeniem na GPW systemu operacyjnego WARSET wszystkie walory notowane były podczas jednego notowania stałego (fixing), a dopiero w dalszej części dnia część z nich notowana była także w systemie ciągłym. W pierwszej fazie po wdrożeniu WARSETu część spółek najmniej płynnych notowana była raz dziennie, inne dwukrotnie, a pozostałe w systemie notowań ciągłych. W późniejszej fazie

przez spółkę dywidendy za poprzedni rok finansowy, o której wysokość powiększa się bieżącą cenę waloru w pierwszym dniu, w którym posiadanie waloru nie uprawnia już do wypłaty dywidendy. W przypadku polskiego rynku kapitałowego uwzględnienie dywidend ma charakter niemal wyłącznie formalny i pozostaje bez wpływu na uzyskane wyniki. Przy obliczaniu stóp zwrotu pominięto natomiast kwestię praw poboru, gdyż znaczenie dochodów z tego tytułu ma także marginalny wpływ na wyniki przeprowadzonych badań. Tak obliczone stopy zwrotu z indywidualnych walorów odnoszone były do zachowania się portfela rynkowego. Jako przybliżenie zmian wartości portfela rynkowego wykorzystano indeks WIG (dla spółek z rynku podstawowego) oraz WIRR (dla spółek notowanych na rynku równoległym). Stopa zwrotu z portfela rynkowego zdefiniowana została zatem następująco:

$$R_{mt} = \ln\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right), \quad (6)$$

gdzie  $I_t$  jest wartością odpowiedniego indeksu w dniu  $t$ , a  $I_{t-1}$  wartością w dniu poprzednim. Obydwa wykorzystane indeksy mają charakter dochodowy, tzn. poza zmianami cen walorów wchodzących w ich skład uwzględniają także wypłaty dywidend.

## 2.2. Dobór okresów estymacji i obserwacji

W okresie estymacji szacowane są parametry modelu, który ma opisywać oczekiwane stopy zwrotu z danego waloru. W dalszej kolejności, w okresie obserwacji oszacowany odpowiednio model stanowi punkt odniesienia dla obliczenia anormalnych stóp zwrotu towarzyszących określone mu wydarzeniu. Podstawowe założenie

---

zrezygnowano z jednolitego kursu dnia i aktualnie część spółek mniej płynnych notowana jest dwukrotnie w ciągu dnia, zaś pozostałe w systemie notowań ciągłych. Ze względu na powyższe zmiany, w całym okresie badawczym za kurs dnia przyjęto ceny walorów z chwili otwarcia rynku. Natomiast w literaturze anglojęzycznej najczęściej za kurs dnia przyjmuje się kurs zamknięcia. Przyjęcie kursu otwarcia w niniejszej pracy powoduje konieczność nieco odmiennie interpretacji wyników. Zwykle bowiem komunikaty w danym dniu docierają na rynek już po jego otwarciu, a często nawet dopiero pod koniec dnia. Oznacza to, że efekt informacji z tego dnia może być zaobserwowany dopiero w dniu kolejnym.

dotyczy niezmienności parametrów modelu zarówno w okresie estymacji, jak również obserwacji.

Okres estymacji powinien być z jednej strony niezbyt odległy od okresu obserwacji, tak aby założenie o niezmienności parametrów można było uważać za uzasadnione, z drugiej zaś strony na tyle oddalony od wydarzenia będącego przedmiotem analizy, aby nie mogło ono wywierać większego wpływu na kształtowanie się cen walorów. Okres estymacji z reguły wybierany jest bezpośrednio przed okresem obserwacji, choć pojawiły się również propozycje szacowania parametrów częściowo przed oraz częściowo po okresie obserwacji, tak aby w większym stopniu uwzględniać możliwość zmiany parametrów w czasie<sup>6</sup>. Niekiedy napotkać można także horyzont estymacji, obejmujący swoim zakresem również okno obserwacji<sup>7</sup>. Podejście takie może wydawać się uzasadnione jeżeli określone wydarzenie ma wpływ nie tylko na kurs danego waloru, lecz również w na zachowanie całego rynku. Najczęściej jednak estymacja parametrów dokonywana jest poza okresem obserwacji, przy założeniu braku korelacji pomiędzy analizowanym faktem, a wysokością stopy zwrotu z portfolio rynkowego<sup>8</sup>. Długość okresu estymacji znacznie różni się w literaturze i determinowana jest dwoma zasadniczymi elementami. Z jednej strony zwiększenie liczby obserwacji pozwala na osiągnięcie większej precyzji statystycznej, natomiast z drugiego punktu widzenia zbyt długie wyłużenie horyzontu szacowania może uczynić założenie o niezmienności parametrów mało realnym.

Długość okresu obserwacji zależy od stawianych celów i hipotez badawczych. Im węższe okno analizy wokół przedmiotowego wydarzenia, tym w większym stopniu można zweryfikować jego bezpośredni wpływ na kształtowanie się cen walorów. Zbyt szeroki horyzont obserwacji może grozić mało wyraźnymi i trudnymi do interpretacji wynikami, zniekształconymi na skutek innych zdarzeń, jakie mogły w międzyczasie wystąpić na rynku.

W niniejszej pracy okres estymacji bezpośrednio poprzedza okres obserwacji. Parametry modelu rynkowego szacowane są na podstawie

---

<sup>6</sup> N. Strong, *Modelling...*, *op. cit.* s. 533-553

<sup>7</sup> T. Vermaelen, *Common Stock Repurchases and Market Signalling: An Empirical Study*, *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, 1981, s. 139-184.

<sup>8</sup> R. Thompson, *Conditioning the Return-Generating Process of Firm Specific Events: A Discussion of Event Studies Methods*, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 20, 1985, s. 151-168.

240 sesji, co w przybliżeniu stanowi okres jednego roku kalendarzowego. Okres obserwacji wynosi 41 sesji, tj. 30 sesji przed datą ogłoszenia oraz 10 sesji po tym wydarzeniu. Na przestrzeni półtora miesiąca przed ogłoszeniem publicznego wezwania rynek niejednokrotnie może się spodziewać takiego wydarzenia (np. na podstawie przecieku informacji poufnych lub śledzenia decyzji Komisji Papierów Wartościowych i Giełd zezwalających danemu inwestorowi na przekroczenie określonego progu w strukturze akcjonariatu spółki) i wcześniej dyskontować taką ewentualność w cenach walorów. Nie ma natomiast konieczności obserwacji zachowania się stóp zwrotu w okresie przekraczającym dwa tygodnie po dniu, w którym ogłoszono wezwanie. Przy założeniu efektywności rynku, informacja ta powinna być już od dawna odzwierciedlona w kursach akcji.

### 2.3. Weryfikacja statystycznej istotności uzyskanych wyników

Jeden z podstawowych sposobów weryfikacji statystycznej istotności uzyskanych wyników bazuje na założeniu rozkładu normalnego skumulowanej anormalnej stopy zwrotu. Zakłada się również homoscedastyczność oraz brak korelacji pomiędzy anormalnymi zwrotami z poszczególnych walorów. W myśl hipotezy zerowej, że dane wydarzenie nie ma wpływu na wysokość stóp zwrotu, oczekiwana wartość  $ACAR$  wynosi zero<sup>9</sup>

$$ACAR_{t-k} \sim N(0, \bar{\sigma}_{t-k}^2). \quad (7)$$

Wówczas hipotezę zerową można weryfikować za pomocą następującej statystyki:

$$J_1 = \frac{ACAR_{t-k}}{(\hat{\sigma}^2)^{0,5}} \stackrel{a}{\sim} N(0,1) \quad (8)$$

Prawdziwa wariancja  $\bar{\sigma}_{t-k}^2$  jest nieznaną, więc przyjmuje się wariancję  $\hat{\sigma}^2$ , oszacowaną na podstawie próby. Z tego względu powyższy rozkład nie będzie precyzyjny i dopuszczalny jest dla prób o dużej liczebności. Należy także zauważyć, że powyższe podejście nie uwzględnia

---

<sup>9</sup> J.Y Cambell *et al.*, *The Econometrics ...*, *op. cit.*, s. 162

możliwości występowania różnych wariancji anormalnych zwrotów dla różnych walorów.

Druga metoda weryfikacji wyników studiów wydarzeń wykorzystuje standaryzowaną skumulowaną anormalną stopę zwrotu (*SCAR*), która dla indywidualnego waloru  $j$  definiowana jest następująco:

$$SCAR_{j,t-k} = \frac{CAR_{j,t-k}}{\hat{\sigma}_j}, \quad (9)$$

gdzie  $\hat{\sigma}_j$  jest szacowane w okresie estymacji o długości  $L$  obserwacji. Przyjmując hipotezę zerową,  $SCAR_{j,t-k}$  charakteryzuje się dystrybucją t-studenta o  $L-2$  stopniach swobody. Z własności rozkładu t-studenta wartość oczekiwana  $SCAR_{j,t-k}$  wynosi zero, natomiast wariancja równa się  $\frac{L-2}{L-4}$ . Przeciętna standaryzowana skumulowana anormalna stopa zwrotu (*ASCAR*) stanowi średnią arytmetyczną dla  $N$  walorów:

$$ASCAR_{t-k} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{CAR_{j,t-k}}{\hat{\sigma}_{j,t-k}}. \quad (10)$$

Hipotezę zerową weryfikuje się w tym przypadku korzystając z następującej statystyki:

$$J_2 = \left( \frac{N(L-4)}{L-2} \right)^{\frac{1}{2}} ASCAR_{t-k} \stackrel{a}{\sim} N(0,1). \quad (11)$$

Powyższa metoda opiera się na takich samych założeniach, jakie poczynione zostały przy okazji statystyki  $J_1$ , z tą różnicą, iż w tym przypadku dopuszcza się możliwość różnic w poziomie wariancji anormalnych zwrotów dla poszczególnych walorów. Inaczej mówiąc, w podejściu  $J_1$  anormalne stopy zwrotu są równo ważone dla każdego waloru, natomiast w ujęciu  $J_2$  wyższa waga przypisywana jest anormalnym zwrotom z walorów o niższym poziomie wariancji.

Obydwie przedstawione powyżej metody, choć są powszechnie stosowane w literaturze z zakresu studiów wydarzeń, posiadają pewne mankamenty związane z przyjętymi przez nie założeniami. Największe kontrowersje może budzić stałość wariancji (w szczególności na burzliwym polskim rynku kapitałowym), jak również brak korelacji pomiędzy anormalnymi stopami zwrotu z poszczególnych walorów. Istotnych korelacji wzajemnych można się spodziewać zwłaszcza jeśli komunikaty dotyczące różnych spółek napływały na rynek w zbliżonych terminach. Z powyższych względów w niniejszym opracowaniu

zdecydowano się wykorzystać alternatywną metodę weryfikacji statystycznej istotności uzyskanych wyników, polegającą na porównaniu uzyskanych przeciętnych skumulowanych anormalnych stóp zwrotu (*ACAR*) z ich empiryczną dystrybucją.

Rozkład empiryczny wygenerowany został w następujący sposób<sup>10</sup>:

1. Spośród wszystkich spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie na koniec 2000 roku oraz dni handlowych w latach 1997-2000 wybrano w sposób przypadkowy 500 kombinacji data/spółka.
2. Następnie z tej populacji wybrano losowo ilość przypadków odpowiadającą liczebności badanej populacji oraz obliczono dla nich przeciętną skumulowaną anormalną stopę zwrotu (*ACAR*) wykorzystując takie same okresy estymacji i obserwacji, jak w przypadku analizowanej próby, dobranej nieprzypadkowo.
3. Krok 2 powtarzany był tysiąckrotnie, a obliczone dla przypadkowych prób *ACAR* uszeregowano od najmniejszej do największej, uzyskując tym samym rozkład empiryczny<sup>11</sup>. Wynik dla badanej próby wyróżnionej nieprzypadkowo uznany został za statystycznie istotny, jeżeli był on większy (dla  $ACAR > 0$ ) lub mniejszy (dla  $ACAR < 0$ ) od co najmniej 975 wyników (w wersji słabszej – od co najmniej 950 wyników) uzyskanych dla losowo wybranych grup. Oznacza to, że prawdopodobieństwo wystąpienia uzyskanego wyniku w sposób przypadkowy, a nie ze względu na celowy dobór próby, wynosi mniej niż 2,5% (w wersji słabszej – mniej niż 5%).

Powyższa metoda weryfikacji statystycznej istotności uzyskanych wyników posiada kilka zasadniczych zalet w porównaniu do konwencjonalnych lub standaryzowanych *t*-testów. Po pierwsze, nie bazuje ona na założeniu rozkładu normalnego anormalnych zwrotów, po drugie nie zakłada stałej wariancji ani w czasie, ani pomiędzy poszczególnymi walorami<sup>12</sup>. Nie jest również konieczne założenie braku wzajemnej korelacji pomiędzy anormalnymi zwrotami, które

---

<sup>10</sup> G. Foster, C. Olsen, T. Shelvin, *Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns*, *The Accounting Review*, Vol. 59, Issue 4, October 1984, s. 574-603.

<sup>11</sup> Wykorzystano funkcję *bootstrap* w pakiecie statystycznym S-PLUS 2000.

<sup>12</sup> Niemniej we wszystkich trzech badaniach przyjmuje się założenie homoscedastyczności, ze względu na wykorzystanie zwykłej metody najmniejszych kwadratów (*OLS*) do estymacji parametrów modelu rynkowego.

ze względu na wielokrotne nakładanie się na siebie poszczególnych okresów obserwacji, z dużym prawdopodobieństwem byłyby naruszone.

### 3. Opis próby

Badana próba obejmuje wszystkie przypadki publicznych wezwań do sprzedaży akcji w latach 1997-2000, dla których spełnione zostały następujące kryteria kwalifikacyjne:

- spółka, której akcje były przedmiotem wezwania notowana była na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie przez co najmniej 270 sesji poprzedzających oraz przez 10 sesji po dniu ogłoszenia wezwania (podyktowane to jest długością przyjętych okresów estymacji i obserwacji),
- w następstwie wezwania spółka nie została wycofana z obrotu publicznego (jest to podyktowane dostępnością do notowań historycznych).

Liczebność tak uzyskanej próby wynosi 75 obserwacje, co stanowi  $\frac{3}{4}$  wszystkich publicznych wezwań do sprzedaży akcji spółek notowanych na GPW, jakie miały miejsce w rozpatrywanym okresie.

Za sesję „zero” przyjęto dzień, w którym wiadomość o wezwaniu umieszczona została w serwisie informacyjnym PAP lub systemie *Emitent* Komisji Papierów Wartościowych i Giełd.

### 4. Analiza wyników

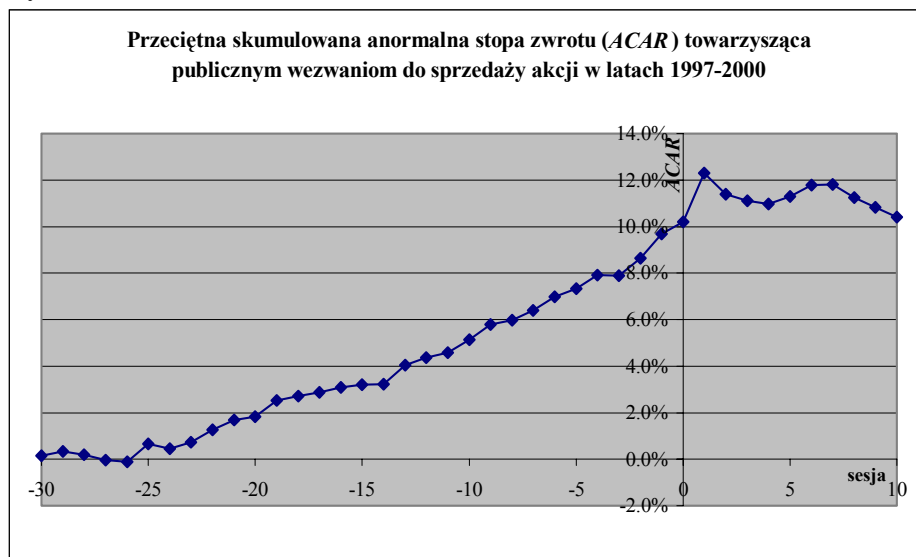
Tabela 1 oraz wykres 1 prezentują przeciętne skumulowane anormalne stopy zwrotu (*ACAR*) w okresie od 30 sesji przed do 10 sesji po ogłoszeniu publicznego wezwania do sprzedaży akcji. Dodatkowo w tabeli 2 zaprezentowano przeciętne skumulowane dodatkowe stopy zwrotu (*ACAR*) dla krótszych okresów obserwacji, wyróżnionych na potrzeby bardziej szczegółowej analizy.

Uzyskane wyniki badań zgodnie z oczekiwaniami pozwalają stwierdzić, że publiczne wezwania do sprzedaży akcji wywołują istotny wpływ na kształtowanie się cen walorów. Reakcja inwestorów odpowiada hipotezie o średniej formie efektywności rynku: W okresie ponad miesiąca przed ogłoszeniem wezwania obserwuje się konsekwentne narastanie dodatkowych stóp zwrotu. Wyraźny jest także bezpośredni pozytywny wpływ opublikowania komunikatu o wezwaniu.

**Tabela 1. Przeciętna skumulowana anormalna stopa zwrotu (ACAR) towarzysząca publicznym wezwaniom do sprzedaży akcji**

| Sesja | ACAR  | sesja | ACAR  |
|-------|-------|-------|-------|
| -30   | 0.2%  | -9    | 5.8%  |
| -29   | 0.3%  | -8    | 6.0%  |
| -28   | 0.2%  | -7    | 6.4%  |
| -27   | 0.0%  | -6    | 7.0%  |
| -26   | -0.1% | -5    | 7.3%  |
| -25   | 0.7%  | -4    | 7.9%  |
| -24   | 0.5%  | -3    | 7.9%  |
| -23   | 0.7%  | -2    | 8.6%  |
| -22   | 1.3%  | -1    | 9.7%  |
| -21   | 1.7%  | 0     | 10.2% |
| -20   | 1.8%  | 1     | 12.3% |
| -19   | 2.5%  | 2     | 11.4% |
| -18   | 2.7%  | 3     | 11.1% |
| -17   | 2.9%  | 4     | 11.0% |
| -16   | 3.1%  | 5     | 11.3% |
| -15   | 3.2%  | 6     | 11.8% |
| -14   | 3.2%  | 7     | 11.8% |
| -13   | 4.0%  | 8     | 11.3% |
| -12   | 4.4%  | 9     | 10.8% |
| -11   | 4.6%  | 10    | 10.4% |
| -10   | 5.1%  |       |       |

**Wykres 1.**



**Tabela 2. Przeciętna skumulowana anormalna stopa zwrotu (ACAR) towarzysząca publicznym wezwaniom do sprzedaży akcji w wybranych podokresach obserwacji**

| Okres obserwacji         | ACAR         |
|--------------------------|--------------|
| od sesji -30 do sesji +1 | <b>12.3%</b> |
| sesja +1                 | <b>2.0%</b>  |
| od sesji -1 do sesji +1  | <b>3.6%</b>  |
| od sesji +2 do sesji +10 | -1.9%        |

*Weryfikacja statystycznej istotności:*

Czcionka wytłuszczona oznacza, że wynik jest mniejszy (dla  $ACAR < 0$ ) lub większy (dla  $ACAR > 0$ ) od 97,5% przypadków dystrybucji empirycznej.

*Źródło:* Badania własne

Natomiast w okresie po-ogłoszeniowym obserwuje się nieznaczne zmniejszenie skumulowanej dodatkowej stopy zwrotu, jednak występujące w tym czasie ujemne anormalne zwroty są na tyle nieznaczne, że nie przekraczają progu statystycznej istotności.

Łącznie przeciętna dodatkowa stopa zwrotu z okresu między sesją -30, a sesją +1 wyniosła 12,3%, z czego tylko 3,6% przypadało na okres między dniem -1, a +1. Jest to mniej niż na rynku w Stanach Zjednoczonych. Udokumentowane tam dodatkowe stopy zwrotu kształtowały się w przedziale od 12,8% do 22,1% natomiast bezpośrednia reakcja rynku w momencie doniesienia wynosiła od 6,4% do 13,1%<sup>13</sup>. Z powyższego porównania płyną dwa wnioski: Po pierwsze, premie oferowane inwestorom przy okazji publicznych wezwań są na polskim parkiecie nieco niższe niż na dojrzałym rynku amerykańskim<sup>14</sup>.

<sup>13</sup> P. Asquith, *Merger Bids, Uncertainty, And Stockholders Returns*, Journal of Financial Economics, 11, 1983, s. 51-83, P. Dodd, R. Ruback., „Tender Offers and Stockholders Returns”, *Journal of Financial Economics*, 5, December 1977, s. 351-373

<sup>14</sup> Cytowane badania poświęcone rynkowi amerykańskiemu obejmowały wyłącznie przypadki wezwań dokonywanych w celu przejęcia, natomiast w zebranej próbie z polskiego rynku znalazły się także trzy przypadki, kiedy spółka wzywała do sprzedaży własnych akcji (alternatywna do dywidendy forma transferu wypracowanych zysków dla akcjonariuszy). Można by przypuszczać, że premie oferowane przy tych dwóch rodzajach wezwań będą kształtowały się na różnych poziomach. Niemniej jednak, wyłączenie z badanej próby przypadków wezwań na własne akcje nie zmieniło w sposób istotny uzyskanych wyników.

Po drugie, dodatkowe zwroty bezpośrednio towarzyszące ogłoszeniu wezwania stanowią w Polsce zaledwie nieco ponad  $\frac{1}{4}$  łącznej skumulowanej anormalnej stopy zwrotu, podczas gdy w Stanach Zjednoczonych na bezpośrednią reakcję rynku przypada ponad połowa całości dodatkowych stóp zwrotu. Oznacza to, że w Polsce, pomimo niższych premii, możliwość wezwania jest odzwierciedlana w cenach walorów dużo wcześniej. Może to wynikać zarówno z przecieków informacji poufnych, jak również ze specyficznych uregulowań polskiego rynku. Przykładowo, konieczność wystąpienia do Komisji Papierów Wartościowych i Giełd o zgodę na przekroczenie określonego progu procentowego w strukturze akcjonariatu spółki, stanowi istotny sygnał dla inwestorów, zwiastujący publiczne wezwanie do sprzedaży akcji. W tym kontekście można by nawet zaryzykować stwierdzenie, że efektywność informacyjna polskiej giełdy jest wyższa niż ma to miejsce w przypadku rynku amerykańskiego.

## Literatura

P. Asquith, *Merger Bids, Uncertainty, And Stockholders Returns*, *Journal of Financial Economics*, 11, 1983, s. 51-83

J.Y. Cambell, A.W. Lo, A.C. MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, 1997, s. 149-179

R. Chandra, B.V. Balachandran, *A Synthesis of Alternative Testing Procedures for Event Studies*, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 6, 1990, s. 611-640

P. Dodd, R. Ruback., „Tender Offers and Stockholders Returns”, *Journal of Financial Economics*, 5, December 1977, s. 351-373

G. Foster, C. Olsen, T. Shelvin, *Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns*, *The Accounting Review*, Vol. 59, Issue 4, October 1984, s. 574-603

P.H. Malatesta, *Measuring Abnormal Performance: The Event Parameter Approach Using Joint Generalized Least Squares*, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 21, 1986, s. 27-38

B. McDonald, *Event Studies and Systems Methods: Some Additional Evidence*, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, 1987, s. 495-504

N. Strong, *Modelling Abnormal Returns: A Review Article*, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 19, Issue 1, 1992, s. 533-553

R. Thompson, *Conditioning the Return-Generating Process of Firm Specific Events: A Discussion of Event Studies Methods*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 20, 1985, s. 151-168

T. Vermaelen, *Common Stock Repurchases and Market Signalling: An Empirical Study*, Journal of Financial Economics, Vol. 9, 1981, s. 139-184

*dr Adam Szyszka*  
*Katedra Inwestycji i Rynków Kapitałowych*  
*Akademia Ekonomiczna w Poznaniu*

## **Streszczenie**

Niniejsze opracowanie dotyczy reakcji rynku na publiczne wezwania do sprzedaży akcji. Uwaga skupiona została na skali i czasie wystąpienia dodatkowych stóp zwrotu, jakie z reguły towarzyszą tego rodzaju wydarzeniom na rynku kapitałowym. Okazuje się, że premie płacone przy okazji wezwań są dużo niższe w Polsce niż w Stanach Zjednoczonych. Jednocześnie większość dodatkowych zwrotów na rynku polskim występuje przed oficjalnym ogłoszeniem komunikatu o wezwaniu, podczas gdy w Stanach Zjednoczonych przed ogłoszeniem komunikatu ma miejsce tylko mniej niż połowa skumulowanego efektu wezwania. Niniejsze opracowanie zawiera również szczegółowe omówienie metodyki stosowanej przy okazji studiów wydarzeń i może stanowić źródło dla przygotowania dalszych badań o podobnym charakterze.

## **Abstract**

This paper deals with market reaction to tender offers. We observe if information content of announcements of this kind is accordingly reflected in stock prices, as theoretically implied by the Efficient Market Hypothesis. We focus on the small emerging market in Poland, and compare if the scale and time of occurrence of abnormal returns is similar to the one observed on well-developed and mature American market. We propose a relatively rare method of statistical verification of obtained results, tailored for specific characteristics and limitations

resulting from conducting this kind of event studies on the small emerging market. There are two main findings of this paper. Firstly, premiums paid in tender offers are significantly lower in Poland than in the U.S. Secondly, most of the market reaction to tender offers in Poland takes place before the official announcement, whereas in the U.S. more than half of abnormal returns is observed at the date of announcement.