

Wpływ ogłoszeń kwartalnych raportów finansowych na kursy akcji notowanych na GPW

1. Wprowadzenie

Wyniki finansowe spółek publicznych są niewątpliwie jedną z podstawowych informacji powszechnie dostępnych inwestorom. Przyjmując za prawdziwą hipotezę o efektywności rynku kapitałowego, należałoby się spodziewać, że gracze z uwagą śledzą bieżące raporty spółek, a wszystkie nieoczekiwane wahania w poziomie wyników zostają odpowiednio odzwierciedlone w cenach walorów. Tymczasem literatura poświęcona najbardziej rozwiniętemu rynkowi kapitałowemu, jakim bez wątpienia jest rynek amerykański, obfituje w badania świadczące o opóźnionej reakcji inwestorów na informacje o wynikach finansowych spółek. Ball i Brown¹, Rendeleman, Jones i Latane², Foster, Olsen i Shelvin³ oraz Bernard i Thomas⁴ udokumentowali obecność anormalnych stóp zwrotu w okresie co najmniej trzech miesięcy od daty publikacji raportu finansowego. W nowszych badaniach Chan, Jegadeesh i Lakonishok⁵ sugerują, że inwestorzy mogą reagować nawet z opóźnieniem sięgającym 3 kwartałów. Opóźniona reakcja rynku nie zawsze jest jednak symetryczna. Spółki, które ogłaszały nieoczekiwanie niepomyślne wyniki często przynosiły w okresie po-ogłoszeniowym nieco wyższe anormalne stopy zwrotu (w ujęciu absolutnym) niż spółki raportujące niespodziewanie dobre rezultaty⁶.

¹ Ball R., Brown P., „An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”, *Journal of Accounting Research*, Autumn 1968, s. 159-178.

² Rendeleman R., Jones C., Latane H., „Empirical Anomalies Based on Unexpected Earnings and the Importance of Risk Adjustments”, *Journal of Financial Economics*, 10, 1982, s.269-287.

³ Foster G., Olsen C., Shelvin T., „Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns”, *The Accounting Review*, Vol. 59, Issue 4, October 1984, s. 574-603.

⁴ Bernard V., Thomas J., „Post-Earnings-Announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium?”, *Journal of Accounting Research*, Vol. 27 Supplement, 1989, s. 1-36 oraz „Evidence That Stock Prices Do Not Fully Reflect The Implications of Current Earnings for Future Earnings”, *Journal of Accounting and Economics*, 13, 1990, s. 305-340.

⁵ Chan N., Jegadeesh L., Lakonishok J., „Momentum Strategies”, *Journal of Finance*, Vol. 51., Issue 5, December 1996, s. 1681-1713.

⁶ Por. Ball i Brown *op. cit.* oraz Chan *et al.*, *op. cit.*

Celem niniejszego opracowania jest zbadanie, czy podobna anomalia występuje na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Badania zostały przeprowadzone według metodyki powszechnie wykorzystywanej w analizie reakcji rynku na określone wydarzenia (ang. *event studies*). Polega ona na zebraniu próby spółek, których dotyczyły w przeszłości wydarzenia tego samego rodzaju, precyzyjnym określeniu momentu, w którym wydarzenie zostało podane do publicznej wiadomości oraz zbadaniu zachowania się kursów w okresie bezpośrednio przed i po opublikowaniu informacji. Przedmiotem zainteresowania jest kształtowanie się skumulowanej anormalnej stopy zwrotu w okresie około ogłoszeniowym.

2. Charakterystyka podejścia badawczego

2.1. Metodyka obliczania anormalnych stóp zwrotu

Najczęściej 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 (ang. *ordinary least squares - OLS*) lub z wykorzystaniem uogólnionej metody najmniejszych kwadratów (ang. *generalized least squares - GLS*). 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 Malatestę⁷ oraz McDonald'a⁸ wskazują, że obydwie metody dają zbliżone rezultaty. Z kolei Chandra i Balachandran⁹ 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) wykorzystywano stopy zwrotu uwzględniające kapitalizację ciągłą. Stopa zwrotu waloru j w dniu t została zdefiniowana, 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 otwarcia¹⁰. D oznacza wysokość wypłacanej 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

⁷ Malatesta P.H., „Measuring Abnormal Performance: The Event Parameter Approach Using Joint Generalized Least Squares”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 21, March 1986, s. 27-38.

⁸ McDonald B., „Event Studies and Systems Methods: Some Additional Evidence”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, December 1987, s. 495-504.

⁹ Chandra R., Balachandran B.V., „A Synthesis of Alternative Testing Procedures for Event Studies”, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 6, 1990, s. 611-640.

¹⁰ 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 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 odmiennej 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.

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 potencjalnie 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 określonemu wydarzeniu. Podstawowe założenie 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 czasie¹¹. Niekiedy napotkać można także horyzont estymacji, obejmujący swoim zakresem również okno obserwacji¹². Podejście takie może wydawać się uzasadnione jeżeli określone wydarzenie ma wpływ nie tylko na kurs danego waloru, lecz również w pewnym stopniu 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 rynkowego¹³.

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 wyprzedzenie horyzontu szacowania może uczynić założenie o niezmienności parametrów mało realnym. Długość okresu obserwacji zależy od celów badawczych i hipotez stawianych przez autora. 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 (równanie 1) szacowane są na podstawie 240 sesji, co w przybliżeniu stanowi okres jednego roku kalendarzowego. Zasadniczy okres obserwacji wynosi 121 sesji (od 60 dnia handlowego przed opublikowaniem komunikatu do 60 dnia po ogłoszeniu; dzień upublicznienia informacji oznaczony jest jako moment zerowy). Tak dobrany okres obserwacji pozwala analizować narastanie anormalnych zwrotów na trzy miesiące przed datą publikacji oraz ich dalsze zachowanie w kolejnym okresie trzymiesięcznym. Stosunkowo długi okres obserwacji podyktowany celem badania. Można się bowiem spodziewać, że część informacji zawartych w raportach kwartalnych będzie znana publicznie ze znacznym wyprzedzeniem, np. na podstawie raportów miesięcznych

¹¹ Strong N., „Modelling Abnormal Returns: A Review Article”, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 19, June 1992, s. 533-549.

¹² Vermaelen T., „Common Stock Repurchases and Market Signalling: An Empirical Study”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, June 1981, s. 139-184.

¹³ Por. Thompson R., „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.

spółek, ogólnej sytuacji gospodarczej, czy innych informacji. Autor pragnie sprawdzić, jaki jest stopień wcześniejszego inkorporowania tych wiadomości przez rynek. Z kolei wydłużony horyzont po-ogłoszeniowy ma na celu sprawdzenie, czy na polskim rynku kapitałowym, podobnie jak ma to miejsce na rynkach dojrzałych, także występuje anomalia kontynuacji anormalnych zwrotów na długo po publikacji informacji o wynikach finansowych spółek. Dodatkowo skoncentrowano uwagę na zachowaniu się kursów w okresie od kilku do kilkunastu dni wokół daty publikacji informacji, obliczając przeciętne skumulowane anormalne stopy zwrotu (*ACAR*) również dla krótszych podokresów.

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 zero¹⁴.

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

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 nieznana, 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,

¹⁴ Por. Cambell J., Lo A., MacKinlay A.C., *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press 1997, s. 162.

że powyższe podejście nie uwzględnia możliwości występowania różnych wariacji 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 wariacji 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 wariacji.

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 w badaniach poświęconych wpływowi ogłoszeń kwartalnych wyników oraz korekt prognoz finansowych, gdyż tego rodzaju komunikaty z reguły napływają na rynek w zbliżonych terminach. Również w przypadku publicznych wezwań do sprzedaży akcji okresy obserwacji w badanej próbie nakładały się na siebie. 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.

Dla każdej z wyróżnionych grup rozkład empiryczny wygenerowany został w następujący sposób¹⁵:

1. Spośród wszystkich spółek notowanych na Gieldzie 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 danej grupy oraz obliczono dla nich przeciętną skumulowaną anormalną stopę zwrotu (*ACAR*) wykorzystując takie same okresy estymacji i obserwacji, jak w przypadku analizowanej próby, dobranej nieprzypadkowo. Innymi słowy, operacja ta odpowiada losowemu przypisaniu dowolnej spółki z losowo wybranej populacji do jednej z wyróżnionych grup.
3. Krok 2 powtarzany był tysiąckrotnie, a obliczone dla przypadkowych prób *ACAR* uszeregowano od najmniejszej do największej, uzyskując tym samym rozkład empiryczny¹⁶. Wynik dla danej grupy 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,

¹⁵ Por. Foster G., Olsen C., Shelvin T., *op. cit.*, s. 586

¹⁶ Wykorzystano funkcję *bootstrap* w pakiecie statystycznym S-PLUS 2000.

a nie ze względu na celowy dobór próby wg przyjętych kryteriów (rodzajów komunikatów), 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 walorami¹⁷. Nie jest również konieczne założenie braku wzajemnej korelacji pomiędzy anormalnymi zwrotami, które w szczególności w niniejszych badaniach, ze względu na wielokrotne nakładanie się na siebie poszczególnych okresów obserwacji, z dużym prawdopodobieństwem byłoby naruszone.

2.4. Model oczekiwanych wyników finansowych

Analiza reakcji rynku na nieoczekiwane zmiany poziomu kwartalnych wyników finansowych wymaga w pierwszej kolejności przyjęcia modelu, opisującego normalnie oczekiwane zyski przedsiębiorstw. W ślad za pracą Foster *et al.*¹⁸ przyjęto, że oczekiwane wyniki spółki *j* w kwartale *t* można opisać następującym równaniem:

$$E(Q_{j,t}) = Q_{j,t-4} + \phi_i(Q_{j,t-1} - Q_{j,t-5}) + \delta_j, \quad (12)$$

gdzie $Q_{j,t}$ oznacza wypracowany w danym kwartale zysk na jedną akcję (EPS), a parametry ϕ_i oraz δ_j szacowane są na podstawie danych za 20 ostatnich kwartałów (od $t=-21$ do $t=-1$)¹⁹, w następującym równaniu regresji liniowej (metodą OLS):

$$Q_{j,t} - Q_{j,t-4} = \hat{\phi}_i(Q_{j,t-1} - Q_{j,t-5}) + \hat{\delta}_j + \varepsilon_{i,t}, \quad (13)$$

¹⁷ Niemniej przyjmuje się założenie homoscedastyczności, ze względu na wykorzystanie zwykłej metody najmniejszych kwadratów (*OLS*) do estymacji parametrów modelu rynkowego.

¹⁸ Foster G., Olsen C., Shelvin T., *op. cit.*, s. 574-603

¹⁹ Jedynie dla pierwszych pięciu kwartałów okresu 1997-2000, ze względu na ograniczenia w dostępie do danych, parametry szacowane były w oparciu o odpowiednio: 15, 16, 17, 18 i 19 kwartałów.

Przyjmuje się, że $\varepsilon_{i,t}$ jest nie skorelowanym składnikiem resztowym o wartości oczekiwanej równej zero.

Następnie dla każdej obserwacji obliczono współczynnik błędu prognozy, definiowany jako:

$$FE = \frac{Q_{i,t} - E(Q_{i,t})}{SE_Q}, \quad (14)$$

gdzie SE_Q oznacza standardowy błąd szacunku wartości $Q_{j,t}$ (błąd resztowy regresji).

Współczynnik błędu prognozy informuje, na ile wyniki danego kwartału mogą być uznane za nieoczekiwane. Dał on podstawę do podziału zebranych obserwacji na grupy i podgrupy, w zależności od siły i kierunku sygnału, jaki niosło ze sobą ogłoszenie wyników finansowych za dany kwartał.

2.5. Dobór próby i podział na grupy

Zasadniczym kryterium doboru próby była dostępność danych. Badania przeprowadzono na grupie 22 spółek o najdłuższej historii notowań na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (na rynku podstawowym lub równoległym), dla których kwartalne wyniki finansowe dostępne były przynajmniej począwszy od I kwartału 1992 r. Źródło sprawozdań finansowych stanowiła baza danych *Notoria Serwis*. W dalszej kolejności dla tej grupy spółek zebrano raporty kwartalne za lata 1997-2000, co dało 352 obserwacje (22 spółki razy 16 kwartałów). Dla każdej obserwacji starano się ustalić precyzyjną datę opublikowania raportu, za którą przyjęto dzień publikacji przez Polską Agencję Prasową lub dzień ogłoszenia w systemie *Emitent*, prowadzonym przez Komisję Papierów Wartościowych i Giełd. Sporadyczne przypadki, dla których nie udało się ustalić dokładnej daty ogłoszenia raportu usunięto z badanej próby. Ponadto usunięto przypadki, kiedy w 121-sesyjnym okresie obserwacji miały miejsca nadzwyczajne wydarzenia dotyczące danej spółki, np. takie jak: publiczne wezwania do sprzedaży akcji, fuzje i przejęcia lub inne informacje, które mogły istotnie zachwiać kursem danego waloru. Zabieg oczyszczenia próby z przypadków nadzwyczajnych był konieczny, gdyż w przeciwnym wypadku wyniki badań mogły zostać istotnie zniekształcone i nie

stanowiłyby miary reakcji rynku na ogłoszenia wyników kwartalnych, lecz wypadkową wielu innych silnych sygnałów informacyjnych. Autor jest świadomy, iż prawdopodobnie niemożliwe było zidentyfikowanie wszystkich wydarzeń nadzwyczajnych, które mogły wpłynąć na kształtowanie się anormalnych stóp zwrotu, niemniej ich znaczenie zostało zminimalizowane. Ostatecznie badana próba obejmowała 292 obserwacje. Liczebność próby stanowi jedno z istotnych ograniczeń niniejszego badania. Niestety relatywnie niedługi okres działalności polskiego rynku kapitałowego nie pozwala na zebranie większej ilości obserwacji.

Obserwacje podzielono na trzy zasadnicze grupy: Pierwsza, obejmuje przypadki, kiedy wyniki kwartalne były zaskakująco dobre, druga - przypadki nie odbiegające od oczekiwań, a trzecia - przypadki, kiedy wyniki kwartalne były gorsze niż mogło to być oczekiwane. Wyniki uznano za zaskakująco dobre, jeżeli współczynnik błędu prognozy, obliczony jak w równaniu (3), był większy od 1. Grupa pierwsza obejmuje 55 obserwacji. Przypadki, w których różnica między faktycznymi i oczekiwanymi wynikami nie przekraczała wielkości standardowego błędu szacunku (współczynnik błędu prognozy mieścił się w przedziale $[-1,1]$) przypisano do grupy drugiej, liczącej 174 obserwacje. Konsekwentnie, wyniki zostały zakwalifikowane do grupy trzeciej, jeżeli były gorsze od wartości oczekiwanej pomniejszonej o standardowy błąd szacunku (współczynnik błędu prognozy mniejszy od -1). Liczebność grupy trzeciej wynosi 63 obserwacje.

W dalszej części analizy grupę pierwszą i trzecią podzielono na dodatkowe podgrupy, uwzględniając siłę nieoczekiwanej dewiacji wyników kwartalnych. Podgrupa *I a* obejmuje 29 przypadków, dla których odchylenie wyników kwartalnych od wartości oczekiwanych przekraczało *in plus* dwukrotność standardowego błędu szacunku. Podgrupa *I b* złożona jest z 26 obserwacji, dla których wyniki kwartalne odbiegały od wartości oczekiwanych o więcej niż błąd resztowy regresji, ale o mniej niż jego dwukrotność. Podobnie podgrupa *III a* zawiera 24 obserwacje, dla których wyniki kwartalne odbiegały *in minus* od wartości oczekiwanych o więcej niż dwukrotność błędu standardowego, a podgrupa *III b* – 39 przypadków, dla których współczynnik błędu prognozy mieścił się w przedziale $[-2,-1]$.

3. Prezentacja wyników

Tabela 1 oraz wykres 1 prezentują przeciętne skumulowane anormalne stopy zwrotu (*ACAR*), począwszy od sesji -60 do sesji +60, dla trzech podstawowych grup, obejmujących odpowiednio przypadki, kiedy zysk netto w danym kwartale był wyższy od oczekiwań, zgodny z przewidywaniami lub poniżej oczekiwań. Dodatkowo w tabeli 2 zaprezentowano przeciętne skumulowane anormalne stopy zwrotu (*ACAR*) dla krótszych okresów obserwacji, wyróżnionych na potrzeby bardziej szczegółowej analizy.

Tabela 1. Przeciętna skumulowana anormalna stopa zwrotu (*ACAR*) dla ogłoszeń wyników kwartalnych w latach 1997-2000

sesja	Grupa I	Grupa II	Grupa III	Sesja	Grupa I	Grupa II	Grupa III
-60	-0.2%	0.2%	-0.1%	1	6.6%	0.0%	-10.7%
-59	0.0%	0.1%	0.1%	2	6.3%	-0.1%	-11.5%
-58	-0.3%	-0.1%	-0.2%	3	6.4%	-0.3%	-11.4%
-57	0.1%	-0.1%	0.4%	4	6.4%	0.2%	-10.7%
-56	-0.3%	0.1%	0.4%	5	6.4%	0.4%	-10.9%
-55	0.0%	0.1%	0.0%	6	6.3%	0.2%	-11.4%
-54	0.3%	-0.3%	-0.5%	7	5.9%	0.6%	-11.2%
-53	0.3%	-0.5%	-1.1%	8	6.1%	0.8%	-11.1%
-52	0.6%	-0.6%	-1.1%	9	6.6%	0.7%	-11.3%
-51	0.6%	-0.6%	-1.9%	10	6.9%	0.9%	-11.9%
-50	0.1%	-0.7%	-1.8%	11	7.0%	0.6%	-11.6%
-49	0.1%	-0.8%	-1.8%	12	7.0%	0.1%	-11.8%
-48	0.4%	-0.9%	-2.5%	13	7.1%	0.3%	-11.8%
-47	0.1%	-0.7%	-2.1%	14	7.0%	0.0%	-11.8%
-46	0.7%	-0.8%	-2.3%	15	7.0%	0.3%	-12.0%
-45	1.0%	-0.9%	-2.4%	16	7.4%	0.1%	-11.8%
-44	0.8%	-0.7%	-2.2%	17	7.2%	-0.1%	-12.0%
-43	1.6%	-0.7%	-2.1%	18	7.9%	0.4%	-12.1%
-42	1.8%	-1.0%	-3.0%	19	8.0%	0.7%	-12.7%
-41	2.0%	-1.0%	-3.2%	20	8.3%	0.9%	-12.8%
-40	2.6%	-0.6%	-3.5%	21	8.4%	0.9%	-13.5%
-39	2.9%	-0.7%	-3.8%	22	8.1%	0.8%	-13.5%
-38	3.4%	-0.8%	-4.2%	23	8.6%	0.4%	-13.4%
-37	3.9%	-0.6%	-4.4%	24	8.0%	0.3%	-13.8%
-36	4.3%	-0.4%	-4.6%	25	8.4%	0.6%	-14.2%
-35	4.8%	-0.5%	-4.8%	26	8.0%	0.2%	-14.6%
-34	4.5%	-0.5%	-5.1%	27	8.1%	0.1%	-13.9%
-33	4.5%	-0.8%	-5.3%	28	7.3%	0.2%	-13.8%
-32	4.3%	-0.8%	-5.5%	29	7.4%	0.4%	-13.7%
-31	4.6%	-0.7%	-5.5%	30	7.7%	0.2%	-13.6%
-30	4.5%	-0.5%	-5.5%	31	8.4%	0.3%	-13.4%
-29	4.8%	-0.6%	-5.9%	32	7.9%	0.2%	-14.0%

Tabela 1. Przeciętna skumulowana anormalna stopa zwrotu (*ACAR*) dla ogłoszeń wyników c.d. kwartalnych w latach 1997-2000

sesja	Grupa I	Grupa II	Grupa III	sesja	Grupa I	Grupa II	Grupa III
-------	---------	----------	-----------	-------	---------	----------	-----------

-28	5.4%	-0.8%	-5.9%	33	8.0%	0.0%	-14.3%
-27	6.1%	-0.7%	-6.2%	34	8.2%	0.1%	-14.5%
-26	6.2%	-0.6%	-6.6%	35	8.4%	0.2%	-14.6%
-25	5.9%	-0.3%	-6.2%	36	8.3%	0.8%	-15.0%
-24	5.6%	0.0%	-6.5%	37	7.9%	0.7%	-14.9%
-23	5.8%	0.3%	-6.6%	38	7.8%	0.8%	-15.4%
-22	5.3%	0.2%	-6.2%	39	8.0%	0.8%	-15.8%
-21	5.5%	0.1%	-6.0%	40	8.4%	0.7%	-16.3%
-20	5.8%	0.2%	-6.4%	41	8.3%	1.3%	-15.7%
-19	6.2%	0.0%	-6.4%	42	8.9%	1.2%	-15.4%
-18	6.5%	0.3%	-6.3%	43	8.3%	1.5%	-15.7%
-17	6.2%	0.3%	-7.0%	44	8.7%	1.3%	-15.8%
-16	6.5%	0.4%	-7.3%	45	8.3%	1.3%	-15.8%
-15	6.9%	0.3%	-7.6%	46	8.4%	1.3%	-15.6%
-14	6.2%	0.1%	-7.6%	47	8.3%	1.7%	-15.6%
-13	6.3%	0.0%	-8.3%	48	8.0%	1.3%	-15.2%
-12	6.3%	-0.1%	-8.3%	49	7.8%	1.2%	-16.4%
-11	5.7%	0.0%	-8.6%	50	7.8%	0.9%	-17.0%
-10	6.5%	0.0%	-8.5%	51	7.5%	0.8%	-16.6%
-9	6.5%	0.1%	-8.9%	52	7.4%	0.7%	-17.0%
-8	6.4%	-0.3%	-9.1%	53	7.3%	0.5%	-16.5%
-7	5.8%	-0.3%	-9.5%	54	8.5%	0.6%	-16.6%
-6	6.0%	-0.3%	-9.8%	55	9.0%	0.7%	-16.4%
-5	5.8%	-0.2%	-10.2%	56	9.1%	1.1%	-16.5%
-4	5.4%	-0.3%	-10.4%	57	9.2%	0.6%	-16.8%
-3	5.8%	-0.3%	-10.4%	58	8.8%	0.3%	-16.9%
-2	5.8%	-0.5%	-10.6%	59	8.2%	0.0%	-16.8%
-1	5.7%	-0.3%	-10.1%	60	7.8%	-0.4%	-16.7%
0	6.0%	-0.2%	-10.3%				

Grupa I – zysk w danym kwartale powyżej oczekiwań

Grupa II – zysk w danym kwartale zgodny z oczekiwaniami

Grupa III – zysk w danym kwartale poniżej oczekiwań

Źródło: Badania własne

Tabela 2. Przeciętna skumulowana anormalna stopa zwrotu (ACAR) dla ogłoszeń wyników kwartalnych w latach 1997-2000 w wybranych podokresach obserwacji

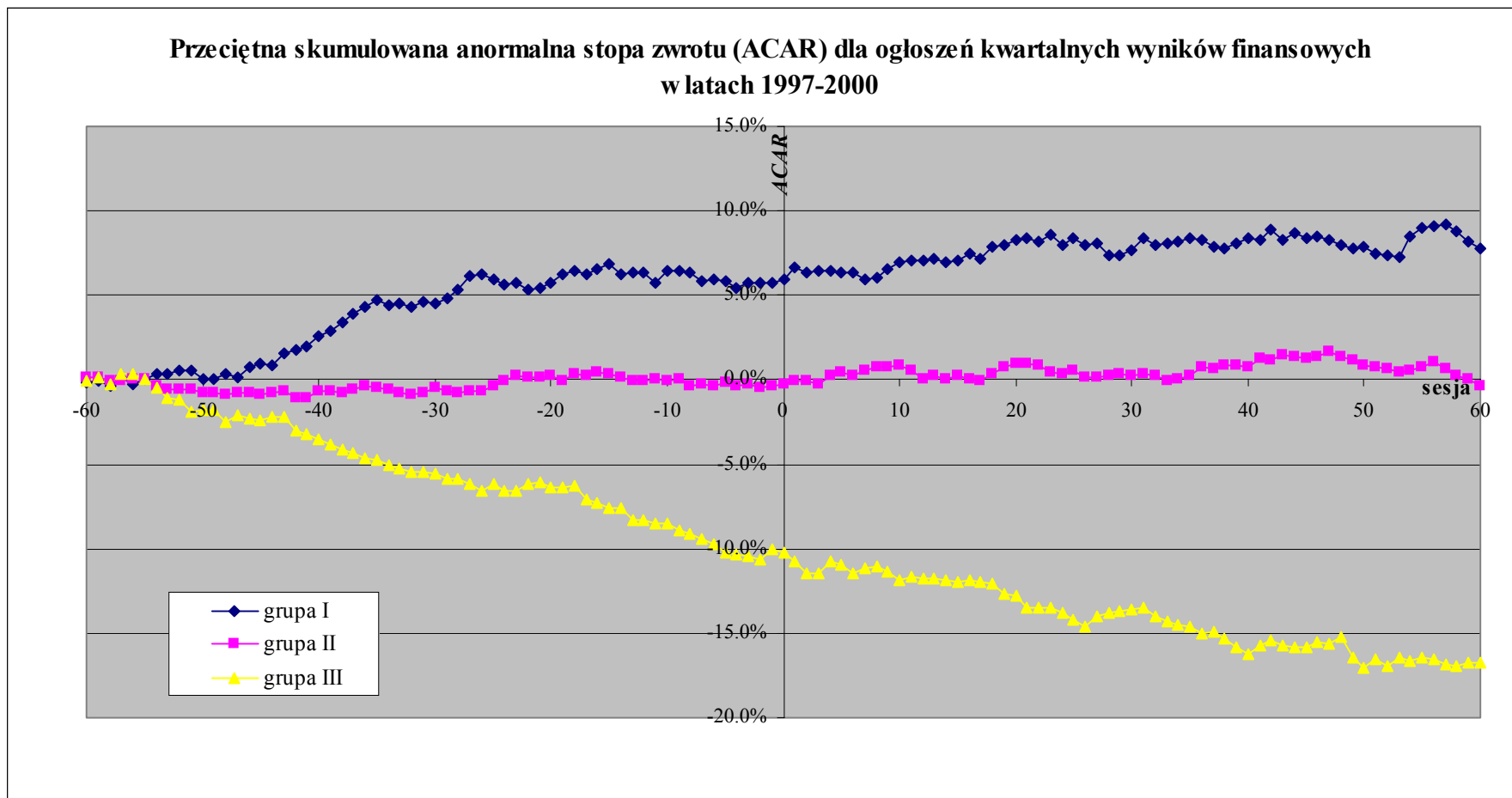
Okres obserwacji	Grupa I	Grupa II	Grupa III
od sesji -60 do sesji +1	6.6%	0.0%	-10.7%
od sesji 0 do sesji +1	0.9%	0.3%	-0.7%
od sesji +2 do sesji +10	0.3%	0.9%	-1.1%
od sesji +2 do sesji +20	1.7%	1.0%	-2.0%
od sesji +2 do sesji +60	1.2%	-0.4%	-6.0%

Weryfikacja statystycznej istotności:

Czcionka wytłuszczona oznacza, że wynik jest mniejszy (dla $ACAR < 0$) lub większy (dla $ACAR > 0$) od 97,5% przypadków dystrybucji empirycznej. Kursywa oznacza, że wynik jest mniejszy (dla $ACAR < 0$) lub większy (dla $ACAR > 0$) od 95% przypadków dystrybucji empirycznej.

Źródło: Badania własne

Wykres 1.



Źródło: Opracowanie własne

Zgodnie z oczekiwaniami, zaprezentowane powyżej wyniki potwierdzają wpływ nieoczekiwanych zmian w poziomie zysków wypracowywanych przez spółki na kształtowanie się stóp zwrotu z walorów. Zdecydowana większość reakcji rynku ma miejsce na długo przed ogłoszeniem raportów kwartalnych, co również nie powinno być zaskoczeniem. Inwestorzy mogą bowiem w dużej mierze przewidywać poziom zysków przedsiębiorstwa w danym kwartale na podstawie szeregu wcześniejszych informacji, takich między innymi jak: sprawozdania miesięczne²⁰, informacje o zawarciu istotnych umów, dane makroekonomiczne dotyczące całej gospodarki, czy też sygnały świadczące o kondycji danego sektora. W grupie I zdecydowana większość nadzwyczajnych stóp zwrotu występuje już na niecały miesiąc przed ogłoszeniem raportu kwartalnego (ale można przypuszczać, że już po opublikowaniu sprawozdania za poprzedni miesiąc). Z kolei w grupie III przeciętna skumulowana anormalna stopa zwrotu przybiera stopniowo coraz niższe wartości, a pewną stabilizację można zaobserwować dopiero na kilka dni przed datą publikacji raportu kwartalnego. Takie zachowanie anormalnych stóp zwrotu jest nieco odmienne od dokumentowanego w pracach poświęconych rynkowi amerykańskiemu. Tam bowiem, choć różnice w poszczególnych grupach również narastają stopniowo na przestrzeni 60 sesji poprzedzających ogłoszenie wyników kwartalnych, to jednak najwyższe anormalne stopy zwrotu występują na kilka dni bezpośrednio przed datą publikacji²¹.

W celu sprawdzenia bezpośredniej reakcji rynku na ogłoszenie raportów kwartalnych obliczono przeciętną skumulowaną anormalną stopę zwrotu dla okresu złożonego zaledwie z dwóch sesji, tj.: dnia publikacji oraz dnia następnego (okres od sesji 0 do sesji +1 w tabeli 2). Przyjęcie 2-sesyjnego okresu obserwacji, a nie tylko dnia „zero” jest uzasadnione tym, że zdecydowana większość raportów kwartalnych ogłaszana jest w godzinach popołudniowych. Często zatem reakcja rynku może być widoczna dopiero następnego dnia. Uzyskane wartości *ACAR* są bardzo nieznaczne, choć warto zauważyć, że ich znak odpowiada rodzajowi komunikatów w każdej z grup

²⁰ Obowiązek przedkładania sprawozdań miesięcznych przez spółki publiczne był specyficzny dla polskiego rynku kapitałowego do końca 1999 roku. Obecnie, podobnie jak na rozwiniętych rynkach, spółki są zobligowane publikować wyniki finansowe przynajmniej raz na kwartał.

²¹ Por. Rendelman *et al.*, *op. cit.*, s. 285, Foster *et al.*, *op. cit.*, s. 588-589, Bernard V. Thomas J., *op. cit.*, 1989, s. 10.

(dodatnie dla grupy I, ujemne dla grupy III). Niemniej, jedynie w przypadku grupy III wynik można uznać za statystycznie istotnie różny od zera. Potwierdza to zatem wcześniejszą obserwację, że większość reakcji rynku na zmiany w poziomie kwartalnych zysków występuje na długo wcześniej, a sama publikacja raportu wywiera nieznaczny wpływ na kształtowanie się stóp zwrotu.

Jak do tej pory reakcja na nieoczekiwane zmiany wyników kwartalnych zgodna jest z tym, czego należałoby spodziewać się na efektywnym rynku. Jednakże z punktu widzenia weryfikacji hipotezy o efektywności istotne jest także zachowanie się kursów w tzw. okresie po-ogłoszeniowym, kiedy generalnie na nie powinniśmy już obserwować anormalnych stóp zwrotu. Tymczasem, pobieżna analiza danych zawartych w tabeli 1 oraz wykresu 1 mogłaby sugerować kontynuację narastania *ACAR* na długo po opublikowaniu wyników. Kontynuacja trendu widoczna jest w szczególności w przypadku spółek, które nieprzyjemnie zaskoczyły rynek poziomem wyników kwartalnych. Niemniej, obliczone dla każdej z grup przeciętne skumulowane anormalne stopy zwrotu dla okresów dwóch tygodni, miesiąca oraz trzech miesięcy po ogłoszeniu raportu statystycznie nie różniły się od zera, a zatem teoretycznie mogły wystąpić w drodze przypadku. Z drugiej strony nasuwa się jednak przypuszczenie, że brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej związany jest ze zbyt dużą rozpiętością wyników w poszczególnych grupach. Z tego też względu w dalszej części analizy zdecydowano się na wyodrębnienie dodatkowych podgrup, uwzględniających siłę nieoczekiwanej dewiacji wyników kwartalnych.

Tabela 3 oraz wykres 2 przedstawiają przeciętne skumulowane anormalne stopy zwrotu (*ACAR*), począwszy od sesji -60 do sesji +60 dla: grupy Ia, obejmującej spółki, których wyniki kwartalne były lepsze od oczekiwanych o więcej niż dwukrotność standardowego błędu szacunku, grupy Ib, w której współczynnik błędu prognozy (FE) mieścił się w przedziale [1,2), grupy II, grupy IIIb, w której współczynnik błędu prognozy (FE) mieścił się w przedziale (-2,-1] oraz podgrupy IIIa składającej się z przypadków, kiedy wyniki kwartalne były gorsze od oczekiwanych o więcej niż dwukrotność błędu prognozy. Natomiast w tabeli 4 zaprezentowano przeciętne skumulowane anormalne stopy zwrotu (*ACAR*) dla krótszych okresów obserwacji, wyróżnionych analogicznie jak w tabeli 2.

Tabela 3. Przeciętna skumulowana anormalna stopa zwrotu (ACAR) dla ogłoszeń wyników kwartalnych w latach 1997-2000 w podziale na podgrupy

Sesja	Grupa Ia	Grupa Ib	Grupa II	Grupa IIIb	Grupa IIIa	sesja	Grupa Ia	Grupa Ib	Grupa II	Grupa IIIb	Grupa IIIa
-60	0.3%	-0.8%	0.2%	0.0%	-0.2%	1	7.9%	5.2%	0.0%	-7.5%	-16.0%
-59	0.4%	-0.5%	0.1%	0.0%	0.2%	2	7.4%	5.1%	-0.1%	-8.5%	-16.4%
-58	0.7%	-1.4%	-0.1%	-0.4%	0.0%	3	7.7%	5.1%	-0.3%	-8.2%	-16.7%
-57	1.0%	-0.8%	-0.1%	1.0%	-0.7%	4	7.4%	5.3%	0.2%	-8.0%	-15.0%
-56	0.7%	-1.3%	0.1%	1.1%	-0.8%	5	7.6%	5.0%	0.4%	-8.8%	-14.4%
-55	0.3%	-0.3%	0.1%	0.6%	-1.0%	6	7.4%	5.1%	0.2%	-8.6%	-16.0%
-54	0.2%	0.5%	-0.3%	0.0%	-1.3%	7	6.8%	4.9%	0.6%	-8.3%	-15.8%
-53	-0.3%	1.0%	-0.5%	-1.1%	-1.0%	8	7.1%	4.9%	0.8%	-8.2%	-15.7%
-52	0.3%	0.9%	-0.6%	-1.3%	-0.8%	9	7.2%	5.9%	0.7%	-8.1%	-16.6%
-51	0.0%	1.2%	-0.6%	-2.1%	-1.5%	10	7.5%	6.2%	0.9%	-8.2%	-17.7%
-50	-0.7%	1.0%	-0.7%	-2.1%	-1.4%	11	7.5%	6.5%	0.6%	-8.6%	-16.6%
-49	-0.7%	1.0%	-0.8%	-1.9%	-1.7%	12	7.9%	6.1%	0.1%	-8.8%	-16.6%
-48	-0.2%	1.1%	-0.9%	-2.7%	-2.3%	13	7.9%	6.3%	0.3%	-8.5%	-17.2%
-47	-0.8%	1.1%	-0.7%	-2.3%	-1.9%	14	7.5%	6.5%	0.0%	-8.3%	-17.5%
-46	0.0%	1.5%	-0.8%	-2.3%	-2.5%	15	8.2%	5.7%	0.3%	-8.5%	-17.5%
-45	0.3%	1.7%	-0.9%	-2.3%	-2.6%	16	8.7%	6.0%	0.1%	-8.1%	-17.9%
-44	-0.2%	2.0%	-0.7%	-2.2%	-2.1%	17	8.2%	6.0%	-0.1%	-8.6%	-17.4%
-43	0.7%	2.6%	-0.7%	-2.2%	-2.0%	18	9.0%	6.7%	0.4%	-8.0%	-18.6%
-42	0.8%	2.9%	-1.0%	-2.8%	-3.2%	19	9.4%	6.4%	0.7%	-8.9%	-18.9%
-41	1.4%	2.7%	-1.0%	-3.1%	-3.4%	20	10.1%	6.2%	0.9%	-8.3%	-20.1%
-40	2.2%	3.0%	-0.6%	-3.5%	-3.6%	21	10.3%	6.2%	0.9%	-8.8%	-21.1%
-39	1.9%	4.0%	-0.7%	-4.1%	-3.4%	22	10.0%	6.1%	0.8%	-8.8%	-21.1%
-38	2.3%	4.7%	-0.8%	-4.1%	-4.3%	23	10.3%	6.7%	0.4%	-8.3%	-21.8%
-37	3.5%	4.4%	-0.6%	-3.9%	-5.1%	24	9.9%	5.9%	0.3%	-8.4%	-22.5%
-36	4.1%	4.5%	-0.4%	-4.1%	-5.4%	25	10.6%	5.9%	0.6%	-8.8%	-23.1%
-35	4.4%	5.2%	-0.5%	-4.0%	-6.1%	26	10.1%	5.6%	0.2%	-9.4%	-23.0%
-34	4.1%	4.8%	-0.5%	-4.1%	-6.7%	27	10.3%	5.6%	0.1%	-9.1%	-21.8%
-33	4.7%	4.2%	-0.8%	-3.7%	-7.7%	28	9.9%	4.4%	0.2%	-9.2%	-21.3%
-32	4.0%	4.8%	-0.8%	-3.8%	-8.2%	29	10.1%	4.3%	0.4%	-9.2%	-20.9%
-31	4.4%	4.8%	-0.7%	-4.2%	-7.6%	30	9.9%	5.3%	0.2%	-8.9%	-21.3%
-30	4.9%	4.1%	-0.5%	-4.2%	-7.7%	31	10.6%	5.9%	0.3%	-8.4%	-21.6%
-29	5.2%	4.4%	-0.6%	-4.7%	-7.8%	32	9.8%	5.9%	0.2%	-8.5%	-22.9%
-28	5.1%	5.6%	-0.8%	-4.8%	-7.6%	33	10.2%	5.6%	0.0%	-9.0%	-22.8%
-27	6.0%	6.3%	-0.7%	-5.1%	-7.8%	34	10.2%	5.9%	0.1%	-9.8%	-22.1%
-26	5.8%	6.6%	-0.6%	-4.9%	-9.2%	35	10.2%	6.3%	0.2%	-9.8%	-22.5%
-25	5.2%	6.8%	-0.3%	-4.6%	-8.8%	36	9.8%	6.6%	0.8%	-10.3%	-22.6%
-24	5.1%	6.2%	0.0%	-5.2%	-8.7%	37	8.9%	6.7%	0.7%	-10.2%	-22.5%
-23	6.1%	5.4%	0.3%	-5.1%	-9.0%	38	9.5%	5.9%	0.8%	-10.7%	-23.0%
-22	6.4%	4.1%	0.2%	-4.9%	-8.4%	39	10.0%	5.9%	0.8%	-11.2%	-23.4%
-21	6.6%	4.2%	0.1%	-4.9%	-7.9%	40	10.2%	6.4%	0.7%	-11.3%	-24.3%
-20	6.6%	4.8%	0.2%	-5.0%	-8.7%	41	10.5%	5.8%	1.3%	-10.9%	-23.5%
-19	7.5%	4.8%	0.0%	-4.9%	-8.9%	42	11.1%	6.3%	1.2%	-10.3%	-23.9%
-18	7.5%	5.3%	0.3%	-4.5%	-9.1%	43	11.0%	5.4%	1.5%	-11.0%	-23.3%
-17	7.1%	5.2%	0.3%	-5.9%	-8.9%	44	11.1%	6.1%	1.3%	-10.6%	-24.3%
-16	7.0%	6.0%	0.4%	-5.7%	-9.9%	45	10.0%	6.5%	1.3%	-10.5%	-24.4%
-15	8.2%	5.4%	0.3%	-6.0%	-10.3%	46	10.3%	6.3%	1.3%	-10.1%	-24.5%
-14	7.1%	5.2%	0.1%	-5.8%	-10.4%	47	9.9%	6.5%	1.7%	-9.7%	-25.1%

Tabela 3. Przeciętna skumulowana anormalna stopa zwrotu (ACAR) dla ogłoszeń wyników c.d. kwartalnych w latach 1997-2000 w podziale na podgrupy

sesja	Grupa Ia	Grupa Ib	Grupa II	Grupa IIIb	Grupa IIIa	sesja	Grupa Ia	Grupa Ib	Grupa II	Grupa IIIb	Grupa IIIa
-13	7.3%	5.3%	0.0%	-6.3%	-11.6%	48	9.4%	6.5%	1.3%	-9.1%	-25.1%
-12	6.8%	5.7%	-0.1%	-6.1%	-11.9%	49	8.9%	6.5%	1.2%	-10.2%	-26.6%
-11	5.9%	5.4%	0.0%	-6.0%	-12.7%	50	9.2%	6.4%	0.9%	-10.6%	-27.5%
-10	7.0%	5.9%	0.0%	-5.8%	-13.0%	51	9.0%	5.8%	0.8%	-9.7%	-27.7%
-9	6.7%	6.2%	0.1%	-6.2%	-13.3%	52	9.3%	5.2%	0.7%	-10.4%	-27.6%
-8	7.0%	5.7%	-0.3%	-6.3%	-13.7%	53	9.0%	5.4%	0.5%	-9.7%	-27.5%
-7	6.4%	5.2%	-0.3%	-6.9%	-13.7%	54	10.8%	5.9%	0.6%	-9.5%	-28.1%
-6	7.0%	4.8%	-0.3%	-7.3%	-13.8%	55	11.2%	6.5%	0.7%	-9.4%	-27.9%
-5	6.6%	4.9%	-0.2%	-7.8%	-14.2%	56	10.7%	7.3%	1.1%	-9.7%	-27.6%
-4	6.2%	4.5%	-0.3%	-7.6%	-14.8%	57	10.6%	7.6%	0.6%	-9.7%	-28.5%
-3	6.6%	4.9%	-0.3%	-7.3%	-15.4%	58	9.8%	7.5%	0.3%	-9.8%	-28.6%
-2	6.6%	4.8%	-0.5%	-7.4%	-15.9%	59	9.4%	6.8%	0.0%	-9.5%	-28.5%
-1	6.7%	4.6%	-0.3%	-7.3%	-14.6%	60	8.9%	6.5%	-0.4%	-9.5%	-28.5%
0	7.1%	4.7%	-0.2%	-7.5%	-14.7%						

Źródło: Badania własne

Tabela 4. Przeciętna skumulowana anormalna stopa zwrotu (ACAR) dla ogłoszeń wyników kwartalnych w latach 1997-2000 w wybranych podokresach obserwacji w podziale na podgrupy

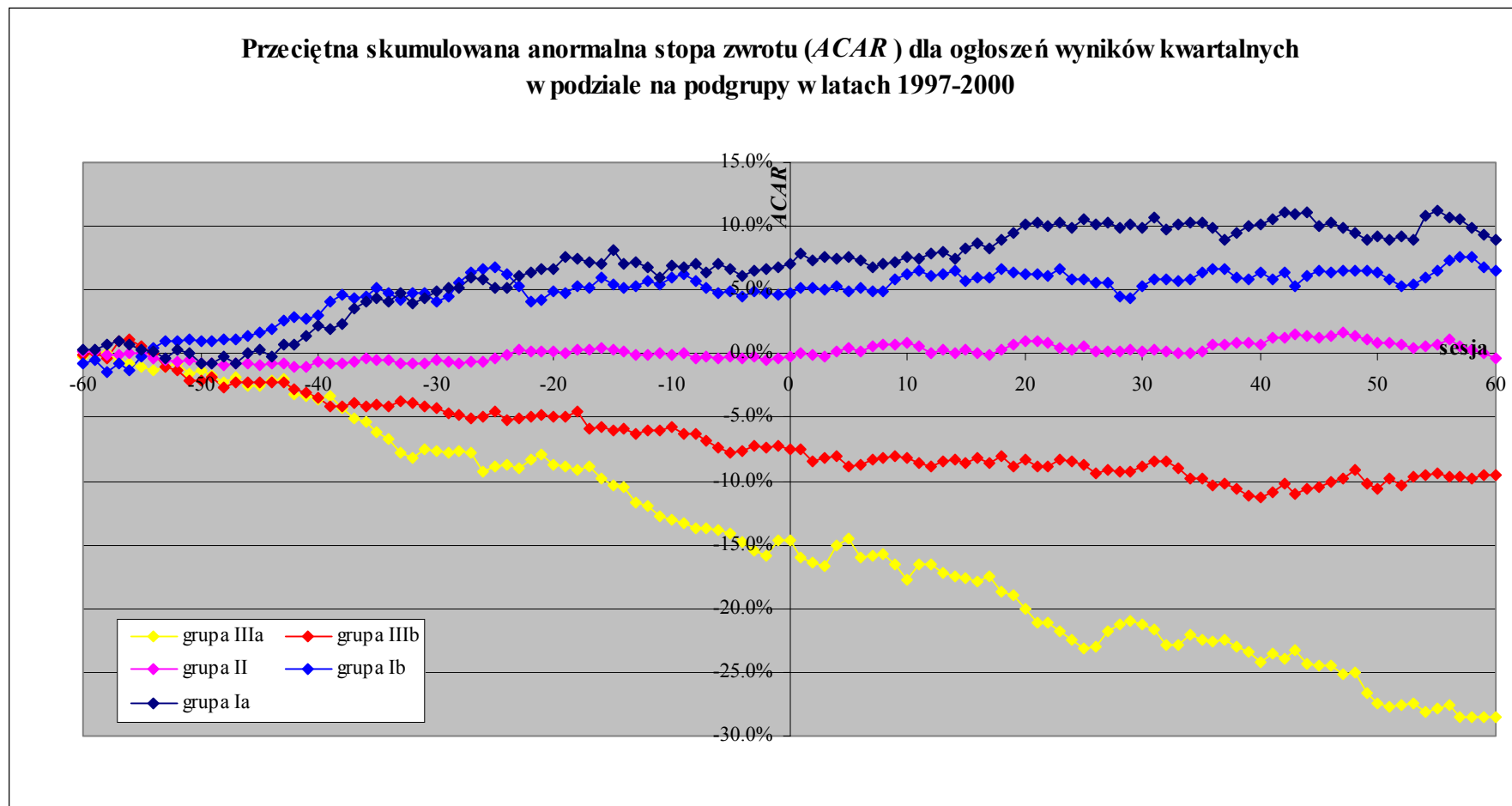
Okres obserwacji	Grupa Ia	Grupa Ib	Grupa II	Grupa IIIb	Grupa IIIa
od sesji -60 do sesji +1	7.9%	5.2%	0.0%	-7.5%	-16.0%
od sesji 0 do sesji +1	1.2%	0.6%	0.3%	-0.3%	-1.3%
od sesji +2 do sesji +10	-0.4%	1.0%	0.9%	-0.7%	-1.8%
od sesji +2 do sesji +20	2.2%	1.0%	1.0%	-0.7%	-4.1%
od sesji +2 do sesji +60	1.0%	1.3%	-0.4%	-2.0%	-12.5%

Weryfikacja statystycznej istotności:

Czcionka wytłuszczona oznacza, że wynik jest mniejszy (dla $ACAR < 0$) lub większy (dla $ACAR > 0$) od 97,5% przypadków dystrybucji empirycznej. Kursywa oznacza, że wynik jest mniejszy (dla $ACAR < 0$) lub większy (dla $ACAR > 0$) od 95% przypadków dystrybucji empirycznej.

Źródło: Badania własne

Wykres 2.



Źródło: Badania własne

Wyniki w poszczególnych podgrupach potwierdzają, że w okresie przed-ogłoszeniowym rynek generalnie właściwie reaguje na zmiany w poziomie zysków spółek. Im wyniki kwartalne bardziej odbiegają od oczekiwań *in plus*, tym skumulowana anormalna stopa zwrotu w okresie od sesji -60 do sesji +1 jest wyższa, oraz odwrotnie, im wyniki spółek bardziej rozczarowują, tym anormalne zwroty są niższe. Reakcja rynku nie jest jednak symetryczna. Negatywne doniesienia wywierają znacznie silniejszy wpływ niż pozytywne informacje. Różnice pomiędzy poszczególnymi grupami nie mogą być uzasadnione np. odmiennym poziomem ryzyka systemowego, gdyż obliczone w okresie estymacji współczynniki beta dla każdego portfolio były bardzo zbliżone. Przykładowo beta równoważonego portfela Ia wynosiła 0.88, podczas gdy beta równoważonego portfela IIIa miała wartość 0.80.

Podobnie wygląda sytuacja w przypadku bezpośredniej reakcji na publikację raportów. Najsilniejszy wpływ w okresie od sesji 0 do sesji +1, zgodnie z tym co można by przypuszczać, obserwuje się dla grup skrajnych, przy czym jednak poziom statystycznej istotności przekroczony został jedynie w przypadku grupy IIIa. Zatem również przy podziale na węższe podgrupy, potwierdza się wcześniejsza obserwacja o bardzo nieznaczej reakcji rynku w momencie ogłoszenia raportów kwartalnych.

Analiza kształtowania się anormalnych zwrotów w okresie po-ogłoszeniowym również każe skoncentrować uwagę na podgrupach skrajnych. W grupach Ib, II oraz IIIb praktycznie bowiem nie obserwuje się kontynuacji narastania przeciętnych anormalnych stóp zwrotu. Natomiast w przypadku grupy Ia uwagę zwraca przedział od sesji +2 do sesji +20, kiedy obserwuje się niewielką kontynuację dodatnich anormalnych stóp zwrotu (łącznie 2,2%), po której następuje okres stabilizacji. Obliczona wielkość daleka jest jednak od poziomu statystycznej istotności (po części może się to być jednak związane także z niewielką liczebnością próby). Inaczej jest w przypadku drugiej skrajnej podgrupy, obejmującej przypadki, kiedy spółki najbardziej rozczarowały inwestorów poziomem wyników. W grupie tej obserwuje się nie tylko najsilniejszą reakcję w okresie przed-ogłoszeniowym, lecz również wyraźną kontynuację ujemnych anormalnych zwrotów na przestrzeni praktycznie całego okresu po-ogłoszeniowego. Przeciętna skumulowana anormalna stopa zwrotu w okresie od sesji +2 do sesji +60 wyniosła blisko tyle samo, co w okresie przed publikacją raportów.

4. Wnioski

W literaturze poświęconej rynkowi amerykańskiemu zjawisko kontynuacji anormalnych stóp zwrotu w okresie po-ogłoszeniowym stanowi jedną z wielu anomalii, które wzbudziły szeroką polemikę nad koncepcją efektywnego rynku. Większość prac dokumentuje występowanie anormalnych zwrotów na długo po publikacji wyników, zarówno w przypadkach, kiedy stanowiły one pozytywne zaskoczenie dla inwestorów, jak również, gdy były rozczarowujące. Pod tym względem zatem wyniki uzyskane dla rynku polskiego bardziej odpowiadają hipotezie o efektywności rynku, gdyż istotną kontynuację anormalnych zwrotów obserwuje się tylko w przypadku grupy spółek, które najbardziej rozczarowały swoimi wynikami. Na rynku amerykańskim wysokość skumulowanych anormalnych stóp zwrotu w okresie po-ogłoszeniowym zarówno dla przypadków pozytywnych, jak i negatywnych często sięga nawet połowy wartości obserwowanych dla okresu przed-ogłoszeniowego. Dla skrajnych grup osiąga ona wartości absolutne w przedziale od 3% do 5% w ciągu 60 dni po publikacji raportu²². Zjawisko to nie może być wyjaśnione różnicami w poziomie ryzyka²³, ani efektem wielkości spółki²⁴. Odpowiedzią wydaje się zatem niepełna i opóźniona reakcja rynku na informacje zawarte w raportach finansowych. Oznacza to, że inwestorzy nie potrafią właściwie sformułować oczekiwań co do przyszłego strumienia zysków oraz wycenić spółki niezwłocznie po opublikowaniu bieżących wyników finansowych. Część reakcji jest opóźniona do czasu kiedy więcej informacji dostarczą wyniki za kolejny okres lub np. zmiany rekomendacji analityków.

Powróćmy jednak ponownie na polski rynek kapitałowy i zastanówmy się, czy obserwowane dla grupy IIIa anormalne stopy zwrotu w okresie po-ogłoszeniowym mogą stanowić przesłankę do odrzucenia hipotezy o efektywności. Ich skumulowana wartość wynosi -12,5% i jest znacznie wyższa od wyników uzyskiwanych na rynku amerykańskim. Jest ona również wysoce istotna ze statystycznego punktu widzenia. Niewątpliwie zatem obserwujemy przypadek, kiedy na podstawie publicznie dostępnych informacji (a takimi są z całą pewnością raporty kwartalne spółek) można przewidywać kształtowanie się kursów walorów w przyszłości. Z tego punktu widzenia mamy więc do czynienia z naruszeniem definicji efektywnego rynku. Należy sobie jednak postawić również pytanie, czy znajomość

²² Rendelman *et al.*, *op. cit.*, s. 285, Foster *et al.*, *op. cit.*, s. 587-589, Bernard V. Thomas J., *op. cit.*, 1989, s. 8-13.

²³ Bernard V., Thomas J., *op. cit.* (1989), *op. cit.* (1990).

²⁴ Foster *et al.*, *op. cit.*, s. 574-603.

występowania tejże anomalii może dać inwestorowi sposobność do uzyskania dodatkowych zysków. Odpowiedź jest negatywna: Na rynku publicznym w Polsce nie dopuszcza się krótkiej sprzedaży akcji, a zatem nie ma możliwości bezpośredniego wykorzystania zaobserwowanego zjawiska do zbudowania strategii inwestycyjnej przynoszącej ponadprzeciętne stopy zwrotu. Niemniej, w badanym okresie 1997-2000 ogłoszenie wyników kwartalnych znacznie odbiegających od prostego modelu szeregów czasowych opisanego równaniem (12), mogło stanowić istotny sygnał do sprzedaży walorów, jeżeli takie są akurat znajdowały się w posiadaniu inwestora. W ten sposób uniknąłby on strat, jakie przeciętnie występowały w tego typu przypadkach w ciągu następnych trzech miesięcy.