Wpływ publikacji wyników finansowych przedsiębiorstw na ich wycenę rynkową na przykładzie spółek przemysłu spożywczego notowanych na GPW w Warszawie

Rafał Balina, Sławomir Juszczuk*

Streszczenie: *Cel* – Artykuł dotyczy efektów badań, dotyczących określenia zależności między upublicznieniem wyników finansowych przedsiębiorstw sektora żywnościowego notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, a cenami ich akcji.

Metodologia badania – Badania dotyczyły lat 2004–2014. W trakcie badań dokonano oceny sytuacji finansowej badanych firm pod względem osiąganych wyników finansowych oraz zmienności wartości sprzedaży. Wykorzystując korelację, regresję i analizę zdarzeń określono wpływ wyników finansowych przedsiębiorstw przemysłu spożywczego notowanych na GPW w Warszawie na ceny akcji badanych spółek. *Wynik* – Na podstawie uzyskanych wyników stwierdzono, że poziom korelacji między badanymi elementami wskazywał na ich istotność w większości przypadków. Co więcej, reakcja rynku na publikację niekorzystnych informacji była na ogół bardziej impulsywna, niż reakcja na pozytywny lub neutralny komunikat.

Słowa kluczowe: przemysł spożywczy, analiza zdarzeń, przychody netto, notowania akcji

Wprowadzenie

Inwestycje na giełdzie w ostatnich latach stały się popularną formą lokowania środków finansowych, jednak wiąże się to z różnymi rodzajami ryzyka i wymaga od inwestorów dużej wiedzy. W obrocie akcjami szczególnie ważne jest zaznajomienie się z czynnikami wpływającymi na ceny akcji spółek. Istnieje wiele takich czynników, nie sposób jednoznacznie powiedzieć, które z nich mają większy, a które mniejszy wpływ na atrakcyjność spółek. Jednak jednym z ważniejszych czynników są zyski netto spółek, które należą do grupy podstawowych informacji dostępnych inwestorom.

Inwestorzy giełdowi nie powinni lekceważyć informacji dotyczących wyników ekonomicznych notowanych spółek, gdyż ceny akcji przedsiębiorstwa zależą także od tego, jak uczestnicy rynku odbiorą i zinterpretują te wiadomości. Z założeń analizy fundamentalnej

* dr Rafał Balina, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Wydział Nauk Ekonomicznych, Katedra Finansów, ul. Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa, e-mail: rafal_balina@sggw.pl; prof. dr hab. Sławomir Juszczuk, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Wydział Nauk Ekonomicznych, Katedra Finansów, ul. Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa, e-mail: slawomir_juszczuk@sggw.pl.

wynika, że powinna istnieć dodatnia korelacja między systematycznym wzrostem zysków spółki, a systematycznym wzrostem cen jej akcji. Jednak ciekawość badawcza sugeruje sprawdzenie tej współzmienności na rynku polskim, gdyż interesujące może być znalezienie odpowiedzi na pytanie, czy na zmienność cen akcji spółek sektora spożywczego bardziej oddziałuje osiągany zysk netto danej spółki, czy np. zmienność ogólnej sytuacji gospodarczej, czego wyrazem może być zmienność na przykład WIG.

1. Założenia metodyczne

Celem badań było określenie współzmienności między cenami akcji i wynikami finansowymi wybranych spółek sektora spożywczego notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2004–2014. Przyjęto m. in. następującą hipotezę: istnieje bardzo silna dodatnia korelacja między zmiennością cen akcji spółek przemysłu spożywczego w latach 2004–2014, a osiąganymi przez nie wynikami finansowymi netto. Badaniem objęto działalność spółek spożywczych notowanych nieprzerwanie na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2004–2014, w związku z tym badane podmioty były obecne na parkiecie GPW przed 2000 rokiem i prowadziły swoją działalność nieprzerwanie w okresie badawczym tj. do 1 stycznia 2015 roku. Spośród 28 podmiotów przemysłu spożywczego warunek ten spełniło 8 podmiotów.

Uwzględniając powyższe założenie przeprowadzone badania koncentrowały się na analizie zmienności kwartalnych wyników finansowych badanych spółek akcyjnych oraz zmienności ich cen akcji.

Podstawowym źródłem informacji na temat wpływu wyniku finansowego spółek na ceny ich akcji były publikacje naukowe o tematyce ekonomiczno- finansowej, podręczniki z zakresu statystyki i prognozowania, czasopisma oraz strony internetowe GPW oraz badanych podmiotów. Źródłem kwartalnych sprawozdań finansowych spółek, wykorzystanych do obliczeń była baza danych www.gielda.wp.pl. Dla każdego kwartalnego raportu podjęto próbę ustalenia daty publikacji. Za datę tę przyjęto dzień ogłoszenia w systemie Emitent lub publikacji przez Polską Agencję Prasową. Notowania cen akcji spółek oraz indeksu WIG20 zaczerpnięto z portalu www.gpwinfostrefa.pl.

Pierwsza część przeprowadzonych badań opierała się na analizie korelacji oraz regresji kwartalnych wyników finansowych i cen akcji spółek. Dla każdego z analizowanych podmiotów z sektora spożywczego zbadano również współzmiennność cen ich akcji i indeksu WIG20. Do oceny siły korelacji posłużono się skalą zaproponowaną przez Starzyńską (Starzyńska, 2009, s. 167). Istotę tych powiązań powinna odzwierciedlać funkcja regresji. Metodą wykorzystywaną do estymacji parametrów strukturalnych modelu jest najczęściej metoda najmniejszych kwadratów (Aczel, 2005, s. 491). Do oceny dopasowania zbudowanego modelu użyto współczynnika determinacji R^2 . Kolejna część przeprowadzonych badań koncentrowała się na bezpośrednim wpływie opublikowanego wyniku finansowego analizowanych spółek na zmiany cen akcji, na piętnaście dni przed i po dacie ogłoszenia

sprawozdania. Do tego celu wykorzystano metodę analizy zdarzeń (*event studies*), która pozwala uchwycić efekt badanego zdarzenia. W metodzie tej na początku obliczono anormalne, w tym przypadku zwykłe stopy zwrotu oraz prognozy kwartalnych wyników finansowych badanych spółek. Następnie wykorzystując m.in. współczynnik błędu określono próbę, która po oczyszczeniu objęła 141 zdarzeń, które podzielono na trzy grupy. Dla każdej z grup obliczono przeciętne anormalne stopy zwrotu, które były podstawą do dalszych analiz w tym zakresie.

2. Analiza zdarzeń w kontekście finansów behawioralnych

Przyjmując tezę o efektywności rynku kapitałowego, należy również przyjąć, że informacje, zdarzenia w sensie ogólnym zostaną odzwierciedlone w cenach akcji spółek. Inwestorzy jednak powinni sobie odpowiedzieć na pytanie, które z tych informacji są kluczowe. Pierwszym etapem badania, które ma na celu oszacowanie wpływu konkretnych zdarzeń na kursy, jest identyfikacja danego zdarzenia (Zielonka, 2006, s. 44–45). Należy przez to rozumieć ustalenie daty i okoliczności zajścia zdarzenia. Ponieważ niektóre zależności ujawniają się dopiero po analizie dużej liczby pojedynczych zdarzeń, do badania należy dobrać próbę wielu podobnych informacji i określić ich wpływ na rynek. Autorem prawdopodobnie pierwszej pracy z analizy zdarzeń jest Dolley (1933, s. 316–326). Autor ten w 1933 roku, na podstawie próby składającej się z 95 splitów akcji na rynku amerykańskim, stwierdził, że w 57 przypadkach wydarzeniu temu towarzyszył wzrost cen akcji, a spadek jedynie w 26 przypadkach. W następnych latach podobne badania prowadzili Meyers i Bakay (1948, s. 251–255), Barker (1956, s. 101–106) oraz Ashley (1962, s. 82–85). Wspominani autorzy przyczynili się do rozwoju metodyki analizy zdarzeń. Zwrócili uwagę na konieczność zneutralizowania wpływu zdarzeń zakłócających oraz odróżnienia specyficznych zmian danego waloru od ogólnej tendencji rynku. Praca Fama w 1969 roku dała dalszy impuls do rozwoju merytorycznego analizy zdarzeń (Fama, 1969, s. 1–21). Pierwsze prace na temat tej analizy dotyczyły głównie rynków kapitałowych w Stanach Zjednoczonych. Systematyczny rozwój rynków akcji pozwolił na objęcie badaniem zdarzeń dotąd nie występujących. Coraz liczniejsze próby badawcze przyczyniły się do ewolucji metodyki analizy zdarzeń. Zwłaszcza po 1969 roku metodyka tej analizy uległa wyraźnym przeobrażeniom. Zaadaptowano do niej najnowsze, często skomplikowane modele. Wprowadzono je zarówno do części teoretycznej, jak i aplikacyjnej. W 1997 roku Boardman, Vertinsky i Whistler wprowadzili modele typu dyfuzyjnego, które opierają się na równaniach różniczkowych (Boardman, Vertinsky, Whistler, 1997, s. 283–300). Rozwijane były także nieparametryczne i parametryczne testy istotności. Systematycznemu ulepszeniu ulegały metody estymacji, w których coraz częściej uwzględnia się specyficzne właściwości stóp zwrotu waloru. W tym kontekście na szczególną uwagę zasługują prace Browna i Wernera z 1985 roku oraz Chandry i in. z 1995 roku. Dla przykładu, Brown i Werner w swojej pracy zauważyli, że moc testów statystycznych spada w dłuższych okresach zdarzeń (Brown, Werner, 1985, s. 14–15). Brown,

Lockwood i Lummer (1985, s. 315–334) sugerują zaś, co jest zbieżne z opinią autora, że okno zdarzenia powinno być dobierane indywidualnie dla każdego przypadku. Sugerują, że powinno się używać metod analitycznych, na których można by oprzeć swój wybór.

W podstawowym modelu analizy zdarzeń zmienną endogeniczną najczęściej jest stopa zwrotu. Zmiennymi egzogenicznymi są natomiast kategorie zazwyczaj charakteryzujące spółkę oraz badane i obserwowane wydarzenia wewnętrzne, jak i zewnętrzne. Przede wszystkim można modelować kierunek zmian stóp zwrotu, a nie same stopy. Można także traktować same wydarzenia jako zmienne endogeniczne, zmienna jakościowa jest wtedy naturalną zmienną endogeniczną. W ekonometrii finansowej analiza wydarzeń oznacza badanie wpływu na zmiany cen akcji takich zdarzeń, jak nowe emisje czy informacje o poziomie zysku lub np. dywidendy.

Metodą często wykorzystywaną do obliczania anormalnych stóp zwrotu jest model rynkowy (*market model*). Stosuje się go szczególnie w badaniach, które koncentrują się na okresie do kilkudziesięciu dni wokół badanego zdarzenia. Model ten zakłada, że stopy zwrotu z akcji spółki j generowane są w procesie opisanym następującym równaniem (Sharpe, 1964, s. 425–442):

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

gdzie $\tilde{u}_{jt}$ jest nieskorelowanym elementem resztowym, którego wartość oczekiwana wynosi zero. Równanie (1) dzieli więc stopę zwrotu z akcji spółki j na składnik systemowy, który jest liniowo zależny od stopy zwrotu liczonej z portfela rynkowego, oraz komponent niesystemowy, niezależny od rynku. Przyjmuje się, że skutek zdarzenia specyficznego dla spółki j będzie ujęty w składniku niesystemowym. Prowadzi to do założenia, że informacja dotycząca tego wydarzenia nie wywiera wpływu na rynkową stopę zwrotu. Anormalne stopy zwrotu w okresie okołogłoszeniowym są wyliczane według następującego wzoru:

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

Następnym krokiem badania jest obliczenie dla każdej spółki j skumulowanej anormalnej stopy zwrotu (CAR – *cumulated abnormal return*) w okresie od dnia k do dnia t :

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

W dalszej kolejności wyliczana jest przeciętna skumulowana anormalna stopa zwrotu. ACAR (*average cumulated abnormal return*) jest ona średnią arytmetyczną skumulowanych stóp zwrotu – CAR wszystkich n analizowanych zdarzeń.

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

Parametry $\hat{\alpha}_j$ oraz $\hat{\beta}_j$, pojawiające się w równaniu (2), są szacowane wcześniej poprzez obserwacje relacji, zachodzących między stopami zwrotu z portfela rynkowego oraz stopami zwrotu z akcji spółki j w okresie estymacji. Są oszacowane za pomocą uogólnionej metody najmniejszych kwadratów lub za pomocą zwykłej metody najmniejszych kwadratów, w przypadku tej metody konieczne są założenia o braku autokorelacji składnika resztowego, homoscedastyczności oraz o braku korelacji składnika resztowego z rynkowymi stopami zwrotu. W tego typu badaniach zazwyczaj przyjmuje się również założenie rozkładu normalnego, chociaż nie jest to konieczne, ale ułatwia weryfikację statystycznej istotności uzyskanych wyników. Malatesta (1986, s. 27–38) przeprowadził symulację, która wskazywała, że obie wyżej zaprezentowane metody dają podobne wyniki. Chandra i Balachandran (1990, s. 611–640) wykazali natomiast, że zastosowanie uogólnionej metody najmniejszych kwadratów zwiększa wrażliwość wyników na błędy w specyfikacji modelu. W przeprowadzonych badaniach zdecydowano się na wykorzystanie zwykłej metody najmniejszych kwadratów. Parametry modelu (1) oszacowano, opierając się na stopach zwrotu wykorzystujących kapitalizację ciągłą. Podobne stopy zwrotu stały się podstawą obliczeń anormalnych stóp zwrotu zgodnie z równaniem (2). Stopy zwrotu z waloru j w dniu t zdefiniowano jako:

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

gdzie P_t oznacza cenę waloru w dniu t , a P_{t-1} cenę w poprzednim dniu sesyjnym. Za cenę waloru w danym dniu sesyjnym przyjmowano kurs zamknięcia. Stanowi on wysokość wypłacanej dywidendy za poprzedni rok finansowy. O jej wysokość powiększono bieżącą cenę waloru pierwszego dnia, w którym posiadanie akcji już nie uprawniało do wypłaty dywidendy. Tak obliczone stopy zwrotu z badanych spółek przemysłu spożywczego były odnoszone do zachowania portfela rynkowego. Do obliczania zmian wartości tego portfela użyto indeksu WIG. Stopa zwrotu z portfela rynkowego została zdefiniowana następująco:

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

gdzie I_t oznacza wartość indeksu w dniu t , a I_{t-1} oznacza wartość w dniu poprzednim.

Mając na uwadze dobór okien estymacji warto podkreślić, że okno estymacji to okres, w którym szacowane są parametry modelu opisującego oczekiwane stopy zwrotu z akcji danej spółki. W okresie obserwacji odpowiednio oszacowany model stanowi podstawę do obliczania anormalnych stóp zwrotu. Podstawowym założeniem badania jest niezmiennosc parametrów modelu w obu oknach, zarówno estymacji, jak i obserwacji. Ważne jest, aby czas estymacji był niezbyt odległy od okna obserwacji, by kryterium niezmienności parametrów można było uznać za spełnione. Jednakże czas ten powinien być z drugiej strony na tyle oddalony od wydarzenia będącego przedmiotem badania, aby to wydarzenie nie mogło wywierać większego wpływu na kształtowanie się cen akcji. Okres estymacji z reguły

jest obierany bezpośrednio przed oknem, tj. okresem obserwacji. W literaturze przedmiotu pojawiają się również propozycje, aby okno estymacji obejmowało zarówno okres przed oknem zdarzenia, jak i następujący po oknie obserwacji (Strong, 1992, s. 533–549).

3. Wyniki badań

W prowadzonych badaniach przyjęto okres estymacji równy 240 sesji. Zasadniczy okres analizy wynosi natomiast 31 dni sesyjnych (15 przed publikacją kwartalnych wyników finansowych spółki, dzień 0, czyli dzień opublikowania informacji, oraz 15 dni po publikacji informacji). Wąskie okno zdarzenia zmniejsza możliwość wpływu innych czynników na zachowanie się cen waloru. W badaniach dodatkowo zwrócono uwagę na zachowanie się kursów w okresie wokół daty upublicznienia informacji, obliczając ACAR – przeciętne skumulowane anormalne stopy zwrotu w krótszych podokresach. Do analizy kwartalnych wyników finansowych spółek przyjęto model zaproponowany w pracy Fostera i in. (Foster, Olsen, Shelvin, 1984, s. 574–603).

W pierwszej kolejności obliczono współczynniki korelacji dla każdej z badanych spółek uwzględniając różne przesunięcia czasowe. W badaniach przeanalizowano nie tylko wpływ zysku (straty) netto w kwartale t na średnią cenę zamknięcia w kwartale t (taką zależność zaprezentowano w kolumnie „zysk netto w kwartale bieżącym”), ale również wpływ na średnią cenę zamknięcia w kwartale t wyników finansowych w następnym kwartale $t + 1$ (kolumna „zysk netto w kwartale następnym”) oraz wpływ zysku (straty) netto w poprzednim kwartale $t - 1$ na średnią cenę zamknięcia w kwartale t (kolumna „zysk netto w kwartale poprzednim”). Tabela 1 zawiera również współczynniki korelacji liczone między średnią kwartalną ceną zamknięcia indeksu WIG20, a średnią kwartalną ceną zamknięcia cen akcji badanych spółek.

Tabela 1

Wartości współczynnika korelacji między kwartalnymi zyskami netto badanych spółek (i indeksem WIG20) a średnimi kwartalnymi cenami ich akcji w badanych

Spółka	Zysk netto w kwartale poprzednim a cena zamknięcia akcji	Zysk netto w kwartale bieżącym a cena zamknięcia akcji	Zysk netto w kwartale następnym a cena zamknięcia akcji	WIG20 a cena zamknięcia akcji
Kruszwica	0,138	0,171	0,294	0,747
Vitbo	0,521	0,485	0,368	0,405
Żywiec	0,471	0,473	0,422	0,730
Wawel	0,710	0,726	0,735	0,760
Indykpol	0,153	0,297	0,371	0,856
Colian	0,394	0,272	0,021	0,697
Mieszko	–0,343	–0,326	–0,317	0,421
Pepes	0,307	0,315	0,334	0,972

Źródło: obliczenia własne.

Z tabeli 1 wynika, że dla większości badanych spółek tj. z wyjątkiem spółki Wawel nie odnotowano silnych współzależności między średnimi kwartalnymi cenami akcji, a kwartalnymi zyskami netto tychże spółek. W związku z tym można przypuszczać, że wyniki finansowe nie są czynnikiem decydującym o aktualnej cenie akcji danej spółki. Bardziej z bieżącymi cenami akcji skorelowany był wynik finansowy z następnego dopiero (przyszłego) kwartału. Może to oznaczać, że inwestorzy przewidując lepsze wyniki finansowe danej spółki w następnych kwartałach dokonują zakupu jej akcji, dzięki czemu ich cena w bieżącym okresie wzrasta, lub odwrotnie. Można zatem wstępnie uznać, że dla inwestorów ważniejsze są przypuszczenia co do przyszłej kondycji finansowej spółki, niż jej stan aktualny. Znacznie wyższe wartości przyjął współczynnik korelacji liczony między wartością indeksu WIG20, a cenami akcji spółek. Oznacza to, że ogólna tendencja na rynku ma silniejszy wpływ na zmiany cen akcji spółek sektora spożywczego, niż osiągnęte przez te spółki wyniki finansowe.

Tabela 2

Ważniejsze charakterystyki statystyczne wartości współczynnika korelacji badanych spółek między zyskiem netto (i indeksem WIG20) a średnią kwartalną ceną akcji badanych spółek

Wyszczególnienie	Zysk netto w kwartale poprzednim a cena zamknięcia akcji	Zysk netto w kwartale bieżącym a cena zamknięcia akcji	Zysk netto w kwartale następnym a cena zamknięcia akcji	WIG20 a cena zamknięcia akcji
Wartość maksymalna	0,71	0,73	0,74	0,97
Wartość minimalna	-0,34	-0,33	-0,32	0,40
Mediana	0,35	0,31	0,35	0,74
Średnia arytmetyczna	0,29	0,30	0,28	0,70
Kurtoza	1,62	2,53	1,62	-0,38
Odch. Standardowe	0,30	0,29	0,29	0,18

Źródło: obliczenia własne.

W tabeli 2 zaprezentowano wartości podstawowych charakterystyk statystycznych dla badanych zależności. Rozstęp liczony dla współczynników korelacji między kwartalnym wynikiem finansowym (zysk/strata netto a średnimi kwartalnymi cenami akcji jest większy od 1. Rozstęp natomiast obliczony dla współczynników korelacji między średnimi kwartalnymi wartościami indeksu WIG20, a średnimi kwartalnymi cenami akcji jest mniejszy i wynosi 0,57. Zatem należy zauważyć, że dysproporcja między wartościami współczynnika korelacji dla badanych zależności była niższa w przypadku współzależności indeksu WIG20 i cen akcji poszczególnych spółek.

Średni współczynnik korelacji między indeksem WIG20, a cenami akcji spółek wynosił 0,70. Wskazuje to na istnienie współzależności między tymi zmiennymi. W przypadku współzależności wyniku finansowego i cen akcji spółek, wyższa średnia korelacja występowała dla zysku (straty) netto bez przesunięcia czasowego i wynosiła 0,30. Jest to wynik

przeciętny, który jednak wskazuje na istnienie wyraźnej, ale niskiej korelacji między osiąganymi wynikami finansowymi przez spółki sektora spożywczego, a cenami ich akcji.

Reasumując zmiany wyniku finansowego mają umiarkowany wpływ na zmiany cen akcji spółek sektora spożywczego. Można zatem stwierdzić, iż przyjęta na wstępie hipoteza: „istnieje bardzo silna dodatnia korelacja między zmiennością cen akcji spółek przemysłu spożywczego, a osiąganymi wynikami finansowymi” potwierdziła się tylko dla przedsiębiorstwa Wawel, gdyż korelacja była znacząca i mieściła się w przedziale od 0,7 do 0,9. W przypadku pozostałych spółek hipoteza ta nie potwierdziła się.

W kolejnym etapie badań podjęto próbę ustalenia wpływu kwartalnych wyników finansowych na ceny akcji w okresie około ogłoszeniowym, tzn. kilku sesji przed i kilku sesji po dniu publikacji kwartalnych raportów finansowych. Zasadniczym kryterium doboru spółek do próby była dostępność danych. Badanie zostało przeprowadzone na grupie 8 spółek, losowo wybranych spośród wszystkich spółek przemysłu spożywczego notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Założono, że kwartalne wyniki finansowe badanych spółek musiały być dostępne przynajmniej począwszy od I kwartału 2004 roku. Źródłem sprawozdań finansowych była baza danych www.gielda.wp.pl. Dla tej grupy spółek zgromadzono raporty kwartalne za okres od I kwartału 2005 roku do IV kwartału 2014 roku. Dało to w sumie 224 obserwacji. Dla każdej z tych obserwacji podjęto próbę ustalenia precyzyjnej daty opublikowania raportu. Za datę tę przyjęto dzień ogłoszenia w systemie Emitent lub publikacji przez Polską Agencję Prasową.

Na początku przeanalizowano zebrane dane i oczyszczono je z przypadków, dla których jednoznacznie nie udało się ustalić daty ogłoszenia raportu. Ostatecznie próba objęła 141 obserwacji. Obserwacje te podzielono na trzy grupy. Pierwsza grupa obejmuje przypadki, gdy wyniki kwartalne są zaskakująco dobre, tzn. gdy współczynnik błędu prognozy był większy od 1. Drugą grupę stanowią przypadki nieodbiegające od oczekiwań, czyli takie, gdy współczynnik błędu prognozy mieścił się w przedziale $(-1; 1)$. Trzecią grupę stanowią przypadki, gdy kwartalne wyniki finansowe były gorsze od oczekiwanych. Grupie tej przypisano przypadki, dla których współczynnik błędu prognozy FE był mniejszy niż -1 , czyli wyniki były gorsze, niż wartość oczekiwana pomniejszona o standardowy błąd szacunku. Według wyżej zaprezentowanej klasyfikacji grupa pierwsza liczy 9 obserwacji, grupa druga 120, a grupa trzecia 12 obserwacji.

Statystyki opisowe anormalnych stóp zwrotu z okna zdarzenia (31 sesji) są zostały przedstawione w tabeli 3. Średnia anormalna przekrojowa stopa zwrotu w badanych przypadkach nie różni się istotnie od zera. Największy rozstęp występuje w dniu poprzedzającym publikację informacji $t = -13$. Duży rozstęp można także zaobserwować w dniu ogłoszenia wyników finansowych spółek $t = 0$, co może wskazywać na zróżnicowaną reakcję cen badanych walorów na tę informację. W dniu ogłoszenia wyników finansowych odnotowano też największe odchylenie standardowe wynoszące prawie 5%. Obserwacja skośności i kurtozy potwierdziła brak normalności rozkładu.

Tabela 3

Statystyki opisowe dla dziennych przekrojowych anormalnych stóp zwrotu wokół daty publikacji kwartalnych wyników finansowych w latach 2005–2014

Dzień t	Wartość minimalna (%)	Wartość maksymalna (%)	Średnia (%)	Mediana (%)	Odchylenie standardowe (%)	Skośność	Kurtoza
-15	-7,47	11,49	0,22	-0,08	2,38	1,21	5,64
-14	-8,43	19,81	0,10	0,06	2,80	2,97	19,78
-13	-10,18	25,02	0,65	0,03	3,78	3,55	21,09
-12	-15,61	8,92	-0,10	-0,23	2,82	0,76	7,88
-11	-8,83	16,04	0,03	-0,13	2,54	1,54	11,88
-10	-8,74	9,62	0,10	-0,13	2,30	0,34	3,86
-9	-7,50	11,39	0,11	0,01	2,25	0,82	5,94
-8	-9,09	12,35	0,18	0,02	2,81	0,74	5,32
-7	-9,17	7,66	-0,12	-0,14	2,33	-0,19	2,44
-6	-7,94	10,30	0,04	-0,04	2,74	0,42	2,69
-5	-6,36	12,96	0,34	0,00	2,61	1,27	4,73
-4	-11,65	9,15	0,12	0,05	2,46	-0,06	4,30
-3	-7,19	6,3 1	0,00	0,00	2,21	0,09	1,02
-2	-6,32	8,38	0,45	0,43	2,34	0,18	1,87
-1	-13,09	9,77	0,12	0,09	2,49	-0,70	6,46
0	-13,36	15,81	-0,54	-0,20	4,74	0,56	1,90
1	-10,55	13,78	-0,20	-0,13	3,10	0,85	4,70
2	-6,84	7,53	-0,37	-0,34	2,54	0,39	1,29
3	-6,59	10,5 1	-0,06	-0,14	2,3 1	0,74	3,88
4	-7,17	12,71	0,10	-0,18	2,74	0,98	3,36
5	-10,43	9,58	-0,04	-0,04	2,78	0,02	2,47
6	-8,25	8,70	0,16	-0,08	2,54	0,11	2,11
7	-6,41	9,63	0,28	0,20	2,35	0,55	1,63
8	-8,22	6,27	-0,15	-0,23	2,33	-0,45	1,99
9	-3,84	19,11	0,49	0,34	2,58	2,96	17,34
10	-6,27	7,97	-0,07	0,04	1,95	0,06	3,69
11	-5,76	6,93	-0,08	-0,12	2,09	0,40	1,3 1
12	-6,36	8,19	-0,04	0,01	2,07	0,50	2,78
13	-4,76	12,02	-0,06	-0,22	2,5 1	1,57	5,25
14	-6,67	6,85	0,00	0,00	2,20	0,25	1,32
15	-8,59	8,23	0,10	-0,11	2,27	-0,01	2,15

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4 prezentuje przeciętne skumulowane anormalne stopy zwrotu, dla trzech grup, które obejmowały przypadki, gdy zysk netto na jedną akcję w danym kwartale był wyższy, zgodny lub niższy, niż zysk oczekiwany. W tabeli 4 zamieszczono również wyniki testowania średniej zwykłej stopy zwrotu dla każdej z grup przy użyciu statystyki t-Studenta. Sesję 0 stanowi dzień publikacji kwartalnych wyników finansowych spółki.

Tabela 4

Przeciętna anormalna stopa zwrotu (ACAR) oraz skumulowana anormalna stopa zwrotu (CAR) dla ogłoszeń wyników kwartalnych w latach 2005–2014

Dzień t	I grupa (%)	tstat	II grupa (%)	tstat	III grupa (%)	tstat
-15	0,96	0,48	0,27	0,78	0,47	0,27
-14	1,30	0,65	0,19	0,55	-0,25	-0,14
-13	0,42	0,21	0,71 *	2,02	0,95	0,53
-12	0,48	0,24	-0,02	-0,07	-1,22	-0,69
-11	0,00	0,00	0,08	0,22	-0,34	-0,19
-10	1,16	0,58	0,16	0,46	-0,45	-0,25
-9	0,05	0,03	0,06	0,17	-0,68	-0,38
-8	0,08	0,04	0,20	0,57	-0,14	-0,08
-7	0,71	0,36	-0,20	-0,57	0,92	0,52
-6	0,03	0,01	0,00	0,00	-0,11	-0,06
-5	-1,03	-0,52	0,55	1,57	-1,28	-0,72
-4	-1,39	-0,70	0,15	0,44	0,69	0,39
-3	0,29	0,15	0,06	0,17	0,02	0,01
-2	-0,02	-0,01	0,53	1,53	-0,24	-0,13
-1	-0,60	-0,30	0,16	0,45	-0,26	-0,15
0	1,58	0,80	-0,6*	-1,72	-1,04	-0,59
1	-0,17	-0,08	-0,14	-0,39	-2,59	-1,46
2	1,07	0,54	-0,43	-1,22	0,38	0,21
3	-0,34	-0,17	-0,02	-0,07	0,17	0,09
4	-0,46	-0,23	0,09	0,26	-0,03	-0,02
5	1,29	0,65	-0,05	-0,15	-0,44	-0,25
6	1,05	0,53	0,24	0,70	-1,19	-0,67
7	-0,93	-0,47	0,30	0,86	-0,26	-0,15
8	0,39	0,19	-0,17	-0,50	0,64	0,36
9	1,08	0,55	0,97 **	2,80	0,03	0,02
10	-0,35	-0,18	-0,04	-0,11	0,56	0,32
11	1,05	0,53	-0,11	-0,3 1	-0,04	-0,03
12	-0,46	-0,23	-0,02	-0,05	0,95	0,54
13	-0,97	-0,49	0,00	0,01	-1,05	-0,59
14	1,32	0,67	-0,11	-0,33	0,98	0,55
15	0,16	0,08	0,28	0,79	-1,05	-0,59
CAR	7 44**	3,90	2,02**	8,88	-5,89*	-3,32

* istotność na poziomie 5%; ** istotność na poziomie 1%.

Źródło: obliczenia własne.

Można stwierdzić, że dla 9 przypadków kwartalnych wyników finansowych wyższych, niż oczekiwane, przekrojowa średnia zwyżkowa stopa zwrotu (ACAR) w dniu $t = 0$ wynosiła 1,58% i jest to najwyższa zwyżkowa stopa zwrotu uzyskana w grupie I. W tej grupie statystyka testowa jest nieistotna. Może na to wpływać zbyt mała wielkość próby. W przypadku zysków spółek nieodbiegających od oczekiwań akcjonariuszy (120 obserwacji) średnia

zwyżkowa stopa zwrotu w dniu $t = 9$ wynosiła 0,97 % (istotna na poziomie 1%), – 0,6% w dniu $t = 0$ oraz 0,71% w dniu $t = -13$ (istotne na poziomie 5%). W pozostałych dniach okna zdarzenia, zwyżkowa stopa zwrotu nieistotnie różniła się od zera. W grupie III liczącej 12 obserwacji również średnia zwyżkowa stopa zwrotu nie różniła się istotnie od zera.

Wpływ wyniku finansowego na ceny akcji wyraźniej zaznacza się przy zastosowaniu średnich skumulowanych anormalnych stóp zwrotu CAR. Dla wyższego niż oczekiwany kwartalnego wyniku finansowego średnia skumulowana zwyżkowa stopa zwrotu wynosiła 7,74% i była istotna na poziomie 1%. W przypadku grupy obejmującej zdarzenia, gdy kwartalny wynik finansowy nie różnił się istotnie od oczekiwanego CAR wyniósł 2,02% (istotność na poziomie 1%). W trzeciej ostatniej grupie obejmującej przypadki gorszych, niż oczekiwane wyników finansowych CAR wyniosła –5,89% (istotność na poziomie 5%). W tabeli 5 zaprezentowano przeciętne skumulowane zwyżkowe stopy zwrotu dla krótszych podokresów obserwacji. Wyróżniono je by było możliwe przeprowadzenie bardziej szczegółowej analizy. Dla przykładu sprawdzenie bezpośredniej reakcji rynku na ogłoszenie kwartalnych raportów finansowych wymagało obliczenia przeciętnej skumulowanej zwyżkowej stopy zwrotu dla okresu składającego się z sesji 0 i sesji +1. Przyjęcie takiego okresu obserwacji jest uzasadnione tym, że wiele raportów finansowych jest publikowanych w godzinach popołudniowych i w takich przypadkach reakcja rynku może być widoczna dopiero następnego dnia.

Tabela 5

Przeciętna skumulowana anormalna stopa zwrotu dla ogłoszeń wyników kwartalnych w latach 2005–2014 w wybranych podokresach obserwacji

Okres obserwacji	I grupa (%)	tstat	II grupa (%)	tstat	III grupa (%)	tstat
Od –15 do 1	3,84	1,935	2,17**	6,207	–5,54*	–3,124
Od –1 do 0	0,98	0,494	–0,44	–1,271	–1,30	–0,734
Od 0 do +1	1,41	0,712	–0,74*	–2,115	–3,64*	–2,050
Od +2 do +5	1,56	0,787	–0,41	–1,177	0,08	0,043
Od +2 do +10	2,80	1,414	0,90**	2,566	–0,14	–0,081
Od +2 do +15	3,91	1,969	0,93**	2,676	–0,35	–0,195

* istotność na poziomie 5%; ** istotność na poziomie 1%.

Źródło: obliczenia własne.

Analizując wyniki zaprezentowane w tabeli 5 warto zauważyć, że znak zwyżkowych stóp zwrotu odpowiada rodzajowi komunikatu. W grupie I dla wyższych, niż oczekiwane wyników finansowych odnotowano dodatnie zwyżkowe skumulowane stopy zwrotu, w grupie III natomiast zawierającej przypadki gorszego, niż oczekiwany wyniku finansowego, skumulowane anormalne stopy zwrotu były ujemne. W grupie III w okresie od sesji 0 do sesji 1 skumulowana stopa zwrotu wyniosła –3,64 % (istotna na poziomie 5%). Można zatem przypuszczać, że ogłoszenie wyników finansowych gorszych, niż oczekiwane przez

inwestorów powoduje nagły spadek cen akcji danej spółki. W kolejnych okresach uzyskane wyniki są nieistotnie różne od zera.

W grupie II w dwusecyjnym okresie od 0 do 1 skumulowana anormalna stopa zwrotu wyniosła $-0,74\%$. W kolejnym okresie od 2 do 15 sesji stopa ta wyniosła $0,93\%$. Wyniki te są istotnie różne od zera. Zdaniem autora może to oznaczać, że brak nieoczekiwanych zmian w poziomie wyniku finansowego nie oddziałuje znacząco na ceny akcji spółek. W grupie I wszystkie uzyskane wyniki są nieistotnie różne od zera, jednak warto zauważyć, że zwykła stopa zwrotu w kolejnych sesjach po ogłoszeniu wyniku systematycznie narasta. Może to być wynikiem wzrostu zainteresowania akcjonariuszy akcjami spółki osiągającej niespodziewanie dobre wyniki.

Mając na uwadze przeciętną skumulowaną zwykłą stopę zwrotu w całym (31 sesyjnym) oknie zdarzenia, warto zauważyć, że część reakcji rynku miała miejsce jeszcze przed ogłoszeniem kwartalnych raportów. W grupie pierwszej w okresie przed publikacją raportu zauważono silny wzrost skumulowanych zwykłych stóp zwrotu. Może to być spowodowane ewentualnymi przeciekami informacji o wyższym zysku. Z drugiej strony spółki osiągające wysokie zyski często, aby zachęcić inwestorów do kupna akcji, ogłaszają prognozy swoich wyników finansowych. Dlatego w dniu ogłoszenia kwartalnych raportów finansowych w tej grupie nie ma w rzeczywistości dużego zaskoczenia.

Zachowanie skumulowanych anormalnych stóp zwrotu w grupie III jest odmienne, niż w pozostałych grupach. W okresie przed publikacją raportu skumulowane anormalne stopy zwrotu są ujemne, ale nie przekraczają progu -2 procent. Dopiero w dniu ogłoszenia wyniku finansowego gwałtownie spadają. Po tym silnym ruchu ceny utrzymują się na stałym poziomie. Zauważono, że reakcja inwestorów na publikowane informacje nie jest symetryczna. Informacje negatywne, na temat osiągnięcia przez spółkę spożywczą zysku niższego, niż prognozowano, znacznie silniej wpływają na ceny akcji, niż informacje pozytywne, czy neutralne. Według autora przyczyną takiej sytuacji może być wyprzedawanie papierów wartościowych przez inwestorów fundamentalnych, które powoduje znaczny spadek cen walurow.

Dużą rolę w ocenie ważności zdarzenia odgrywa wariancja anormalnych stóp zwrotu. Analizę wariancji rozpoczęto od zbadania szeregu czasowego wariancji anormalnych stóp zwrotu w okresie obserwacji.

Zaobserwowano, że wariancje w każdej z grup z wyjątkiem grupy I mają tendencję do wzrostu w dniu publikacji raportu finansowego. Wariancje w czasie od sesji 0 w grupie III (oznaczającej wynik finansowy gorszy, niż prognozowany) są znacznie wyższe, niż w innych grupach. Autor interpretuje to jako efekt niepewności inwestorów w związku z publikacją złej informacji. Wariancja zwykłych stóp zwrotu w grupie I w całym oknie zdarzenia nie różni się wyraźnie od siebie. Wyniki przeprowadzonych badań potwierdzają wpływ publikowanych przez spółki wyników finansowych na ceny ich akcji. Część reakcji inwestorów zaobserwowano jeszcze przed upublicznieniem kwartalnego raportu finansowego. Jajuga (2007) takie zjawisko nazywa antycypacją. Polega ono na przewidywaniu przyszłych

wyników finansowych spółki na podstawie znanych informacji, takich, jak: dane dotyczące gospodarki, sektora, sprawozdania miesięczne itp. W dniu ogłoszenia informacji, jak i na kilka dni po tej dacie odnotowano ruch cen zgodny z charakterem informacji. Dla badanych spółek publikujących wyższe, niż przewidywane wyniki finansowe cena walorów rośnie, a dla spółek publikujących straty bądź wyniki zaskakująco złe, cena akcji wyraźnie spada.

Uwagi końcowe

Przeprowadzone badania obejmują wybraną grupę przedsiębiorstw z sektora spożywczego, które były w okresie badawczym nieprzerwanie notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Uzyskane wyniki nie mogą jednak stanowić uogólnień dla wszystkich przedsiębiorstw z branży spożywczej. Niemniej na podstawie przeprowadzonych badań własnych sformułowano następujące wnioski:

1. Większość z badanych spółek spożywczych w latach 2004–2014 osiągała dodatnią dynamikę przychodów netto ze sprzedaży. Nie wiązało się to jednak ze stałym wzrostem zysków przedsiębiorstw. Trudna sytuacja gospodarcza oraz wzrost cen surowców przyczyniły się do stagnacji, bądź zmniejszenia osiąganych przez te spółki wyników finansowych.
2. Wyższą korelację między wynikami finansowymi spółek, a cenami ich akcji odnotowano, w przypadku większości spółek, dla zysku netto przesuniętego o jeden kwartał do przodu. Można zatem uznać, że inwestorzy przy podejmowaniu decyzji o zakupie bądź sprzedaży papierów wartościowych w znacznym stopniu kierowali się prognozami przyszłych wyników spółek.
3. Ogłaszany przez spółkę wynik finansowy może istotnie wpłynąć na ceny jej walorów. Analizując wpływ ogłoszeń kwartalnych wyników finansowych badanych spółek na ceny akcji w okresie piętnastu dni przed i piętnastu dni po dacie publikacji, zauważono istnienie zależności między charakterem upublicznionej informacji, a cenami akcji spółek, których ta informacja dotyczy. W przypadku, gdy spółka w danym kwartale osiągnęła wynik finansowy wyższy, niż oczekiwany przez inwestorów, następował wzrost cen jej akcji, a gdy spółka osiągnęła wynik niższy, niż oczekiwany, ceny jej akcji wyraźnie spadały.
4. Reakcja rynku na upublicznienie niekorzystnej informacji jest na ogół bardziej impulsywna, niż reakcja na wiadomość pozytywną czy neutralną. Przyczyną takiej sytuacji może być wyprzedawanie papierów wartościowych przez część inwestorów fundamentalnych, które powoduje spadek cen waloru. Wiadomość o osiągnięciu wyniku finansowego wyższego, niż oczekiwany powoduje mniejsze zmiany cen, ponieważ zostaje ona zauważona przede wszystkim przez inwestorów, którzy na bieżąco monitorują sytuację danej spółki.

Literatura

- Aczel, A.D. (2005). *Statystyka w zarządzaniu*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Ashley, J. (1962). Stock Prices and Changes in Earnings and Dividends: Some Empirical Results. *J. Polit. Econ., Feb.*, 1 (70).
- Barker, A. (1956). Effective Stock Splits. *Harvard Business. Review*, Jan./Feb. 1 (34).
- Boardman, A., Vertinsky, I., Whistler, D. (1997). Using Information Diffusion Models to Estimate the Impacts of Regulatory Events on Publicly Traded Firms. *Journal of Public Economics*, 63.
- Brown, K.C., Lockwood, L.J., Lummer, S.L. (1985). An Examination Of Event Dependency And Structural Change In Security Pricing Models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20.
- Brown, S.J., Werner, J.B. (1985). Using Daily Stock Returns, The Case of Event Studies. *Journal of Financial Economics*, 14.
- Chandra, R., Balachandran, B. (1990). A synthesis of alternative testing procedures for event studies. *Contemporary Accounting Research*, 2 (6).
- Chechelski, P. (2003). Globalizacja w polskim przemyśle spożywczym. *Przemysł Spożywczy*, 2.
- Dolley, J. (1933). Characteristics and Procedure of Common Stock Split-Ups. *Harvard Business. Review*, 11.
- Fama, E. (1969). The Adjustment of Stock Prices to New Information. *Int. Econ.Rev.*, 1 (10).
- Foster, G., Olsen, C., Shelvin, T. (1984). Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns. *The Accounting Review*, 4 (59).
- Malatesta, P. (1986). Measuring Abnormal Performance: The Event Parameter Approach Using Joint Generalized Least Squares. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1 (21).
- Mayers, J., Bakay, A. (1948). Influence of Stock Split-Ups on Market Price. *Harvard Business. Review.*, 26.
- Rasz, H. (2005). *Przemysł spożywczy przed i po integracji z Unią Europejską*. Kancelaria Sejmu – Biuro Studiów i Ekspertyz, Informacja 1124.
- Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium. *Journal of Finance*, 3 (19).
- Starzyńska, W. (red.) (2009). *Podstawy statystyki*. Warszawa: Wydawnictwo Difin.
- Strong, N. (1992). Modeling Abnormal Returns: A Review Article. *Journal of Business Finance and Accounting*, 19.
- Szyszkka, A. (2003). *Wpływ ogłoszeń kwartalnych raportów finansowych na kursy akcji notowanych na GPW*. Poznań: Akademia Ekonomiczna w Poznaniu.
- Zielonka, P. (2006). *Behawioralne aspekty inwestowania na rynku papierów wartościowych*. Warszawa: CeDeWu.

THE IMPACT OF FINANCIAL STATEMENTS PUBLICATION OF STOCK PRICES OF FOOD INDUSTRY COMPANIES LISTED ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE

Abstract: *Purpose* – The paper is devoted to the effects of research, concerning the definition of covariance financial results and stock prices of companies on the example of the food sector companies listed on the Warsaw Stock Exchange in the period 2004–2014.

Findings – As part of the research analyzed the financial situation of the companies surveyed in terms of financial performance and the volatility of net sales. Moreover using such account of correlation, regression and analysis of the events examined the impact of financial results for share prices. The highest correlation between the financial performance of companies and the prices of their shares has been, for most companies, the net income offset by one quarter ahead. It can be assumed that investors indeed guided by forecasts of future corporate earnings. Moreover, the market reaction to the publication of the unfavourable information is generally more impulsive than the reaction to positive or neutral message.

Keywords: food industry, analysis of events, net income, economic trends, stock prices

Cytowanie

- Balina, R., Juszczak, S. (2017). Wpływ publikacji wyników finansowych przedsiębiorstw na ich wycenę rynkową na przykładzie spółek przemysłu spożywczego notowanych na GPW w Warszawie. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 5 (89/2), 11–24. DOI: 10.18276/frfu.2017.89/2-01.