

Sławomir Sklinda, Tomasz Kowalski

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

WPLYW PUBLIKACJI WYNIKÓW KWARTALNYCH NA CENĘ AKCJI. EMPIRYCZNY TEST W WARUNKACH POLSKIEGO RYNKU KAPITAŁOWEGO (2002-2005)

1. Wstęp

Dotychczasowe badania [11] wykazały brak statystycznie istotnej relacji pomiędzy oczekiwanymi stopami zwrotów a klasycznymi mnożnikami kapitałowymi konstruowanymi według metodyki zastosowanej przez Famę i Frencha [7]. Mogłoby to skłaniać do wniosku, że rynek kapitałowy przy wycenie akcji nie uwzględnia wartości fundamentalnych. Alternatywną interpretacją może być zgodne z teorią rynku efektywnego ujmowanie przez rynek bieżących informacji w wycenie oraz brak budowania oczekiwań na podstawie informacji historycznych. Wytłumaczenie to byłoby zgodne z powszechną praktyką rynku kapitałowego polegającą na stosowaniu wyceny mnożnikowej na podstawie oczekiwanych wyników w horyzoncie (najczęściej) trzech lat.

Celem niniejszego badania jest weryfikacja hipotezy zerowej o braku istotności wpływu publikacji wyników na bieżącą wartość rynkową przedsiębiorstwa. Inaczej formułując, jeżeli rynek rzeczywiście nie uwzględnia fundamentów, to publikacja sprawozdań finansowych nie powinna mieć wpływu na cenę akcji. W przeciwnym wypadku, jeśli wyniki okazałyby się lepsze/gorsze od oczekiwań inwestorów, to kurs akcji w oknie zdarzenia powinien być istotnie wyższy/nniższy od oczekiwanego szacowanego modelem rynkowym (*market returns*) bądź modelem zwrotów dostosowanych do rynku (*market adjusted returns*). W pracy zastosowana została metodyka badania analizy wydarzeń (*event studies*), a do definiowania dobrych/złych zdarzeń wykorzystano publicznie dostępne konsensusy rynkowe oczekiwanych wyników kwartalnych.

Wyniki większości dotychczasowych badań prowadzonych na zachodnich rynkach kapitałowych (w Szwajcarii – Andreas i Zimmerman [1], w Finlandii – Antti i Schawewitz [2], w Anglii – Pope i Inyangete [9], w Australii – Sinclair i Young [10], w USA – MacKinley [5]) odrzucają hipotezę zerową i wskazują na statystycznie istotny anormalny zwrot z akcji w oknie analizy wydarzeń. Oznacza to, że jednym z elementów uwzględnianych w wycenie aktywów kapitałowych są wyniki generowane przez firmy, jednocześnie kurs na bieżąco odzwierciedla pojawienie się tychże informacji.

2. Wybór danych i metodyka testu

Zgodnie z powszechną praktyką, w niniejszym badaniu przyjęto, że oczekiwania co do wypracowanych przez spółki wyników kreowane są przez prognozy analityków z domów maklerskich, a ich średnia jest przybliżeniem dla konsensusu rynkowego. Ze względu na krótką historię rynku kapitałowego i brak tradycji publikowania prognoz wyników kwartalnych test został przeprowadzony w okresie od czwartego kwartału 2002 r. do trzeciego kwartału roku 2005. W badaniu uwzględnione zostały wszystkie spółki, dla których ustalono oczekiwane przez rynek wyniki – łącznie 39 firm. Ich liczba była różna w każdym kwartale, a ze względu na dość przypadkowe publikacje konsensusów łączna liczba obserwacji zdarzeń wyniosła 228 dla zysku netto i 177 dla zysku operacyjnego. Źródłem informacji o publikowanych konsensusach był serwis informacyjny PAP oraz publikacje prasowe gazety „Parkiet” i „Rzeczpospolita”. W przypadkach, gdy brakowało informacji z wymienionych źródeł, przybliżeniem dla oczekiwań rynkowych były publicznie dostępne graczom giełdowym prognozy wyników kwartalnych głównych domów maklerskich.

Źródłem terminów publikacji raportów kwartalnych były raporty bieżące spółek (po uwzględnieniu częstych zmian w terminie publikacji). Jeżeli dostępne były prognozy wyników skonsolidowanych i nieskonsolidowanych, a publikacja wyników następowała w tym samym dniu dla obu typów raportów, to pod uwagę brane były wyniki skonsolidowane. Jeżeli publikacja raportu jednostkowego następowała przed raportem skonsolidowanym, to za czas zdarzenia przyjmowano publikację raportu jednostkowego.

Weryfikowane czynniki fundamentalne to zysk netto i zysk operacyjny. Wybór tych zmiennych był uzasadniony publikacją konsensusów dla tych właśnie pozycji rachunku zysku i strat. Dodatkowym elementem publikacji jest wartość sprzedaży, która jednak nie ma wpływu na wycenę, a mnożnik wartości przedsiębiorstwa do wartości sprzedaży od lat nie jest już stosowany przez praktyków rynku kapitałowego. Liczba zebranych zdarzeń dla zysku netto (228) jest wyższa niż dla zysku operacyjnego (177) głównie ze względu na brak niniejszej pozycji w sprawozdaniach finansowych banków.

Na podstawie metody proponowanej przez Mackinlaya [5] wszystkie zdarzenia podzielone zostały na trzy grupy:

- 1) zdarzenie o charakterze pozytywnym (opublikowany wynik $> 1,025 \cdot \text{konsensus}$),
- 2) zdarzenie o charakterze negatywnym (opublikowany wynik $< 0,975 \cdot \text{konsensus}$),
- 3) zdarzenie o charakterze neutralnym ($0,975 \cdot \text{konsensus} < \text{opublikowany wynik} < 1,025 \cdot \text{konsensus}$).

Ze względu na niską liczbę zdarzeń neutralnych (16 dla zysku netto i 12 dla zysku operacyjnego) w niniejszym badaniu zaprezentowane zostały wyniki weryfikacji statystycznej zdarzeń o charakterze pozytywnym i negatywnym.

W badaniu zastosowano dzienne logarytmiczne stopy zwrotów, do których konstrukcji wykorzystano informacje z serwisu www.parkiet.com.pl. Do weryfikacji hipotezy zerowej wykorzystano anormalne zwroty (różnica pomiędzy rzeczywistą i oczekiwaną stopą zwrotu z akcji), które w analizie wydarzeń są wyznaczane na podstawie trzech powszechnie wykorzystywanych modeli:

1. Modelu zwrotów dostosowanych do średniej, który definiuje anormalny zwrot jako różnicę pomiędzy zaobserwowanym zwrotem w dniu t a średnim zwrotem w okresie estymacji – okresem między oknem uprzedniego zdarzenia a oknem właściwego zdarzenia:

$$A_{i,t} = R_{i,t} - \bar{R}_i,$$
$$\bar{R}_i = \frac{1}{T} \sum_{z=1}^T R_{i,z},$$

gdzie $A_{i,t}$ to anormalny zwrot, $R_{i,t}$ to zwrot w rzeczywisty, a $\bar{R}_i$ to średni zwrot w okresie estymacji T .

2. Modelu zwrotów dostosowanych do rynku:

$$A_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t},$$

gdzie $A_{i,t}$ został zdefiniowany jako różnica pomiędzy zwrotem z waloru i a zwrotem rynkowym, którego przybliżenie w niniejszym badaniu stanowi indeks WIG.

3. Modelu rynkowego, w którym anormalne zwroty szacowane są jako różnica pomiędzy rzeczywistym zwrotem $R_{i,t}$ a oczekiwanym zwrotem na podstawie modelu rynkowego

$$A_{i,t} = R_{i,t} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{m,t},$$

gdzie $\hat{\alpha}_i$ i $\hat{\beta}_i$ są parametrami szacowanymi w okresie estymacji metodą MNK.

Według badań Browna i Warnera [5], z tych trzech metod szacowania anormalnych zwrotów najlepszy jest model rynkowy jako najmniej narażony na występowanie błędu typu I. W niniejszym badaniu wykorzystane zostały dwa ostatnie sposoby szacowania anormalnego zwrotu (pierwsza metoda przyjmująca stały oczekiwany zwrot z danego waloru wydaje się trudna do uzasadnienia).

Ze względu na fakt, iż informacje o wypracowanych wynikach mogły być dostępne u niektórych inwestorów przed ich publikacją bądź rekacja na wyniki mogła

być przesunięta na dzień kolejny (co może zdarzyć się w przypadku inwestorów zagranicznych) okno wydarzenia wynosi +/- jeden dzień od dnia publikacji. Trzydniowy okres okna wydaje się wystarczający na odzwierciedlenie reakcji inwestorów. Także według Browna i Warnera [5] testy mają największą moc dla trzydniowego okna zdarzenia.

Zastosowanie dziennych zwrotów może powodować, że parametry modelu rynkowego wykorzystane przy szacowaniu anormalnych stóp zwrotu będą oszacowane niedokładnie, jednak dla tak krótkiego okresu (między oknami zdarzeń są w przybliżeniu trzy miesiące) nie można zastosować zwrotów miesięcznych, a symulacja wykonana przez Browna i Warnera [5] wskazuje, iż brak rozkładu normalnego nie ma wpływu na metodykę analizy wydarzeń. Problem ten eliminuje także do pewnego stopnia wykorzystanie zwrotów logarytmicznych.

Do weryfikacji hipotezy zerowej o braku statystycznie istotnego wpływu publikacji sprawozdań na oczekiwane zwroty wykorzystane zostały dwa rodzaje testów:

1. Browna i Warnera [5], którzy ze względu na występowanie efektu klasteringu (publikacja wyników wielu spółek zbiega się ze sobą) sugerują stosowanie statystyki według formuły:

$$T_a^{CAR} = \frac{\left(\sum_{i=1}^N A_{i,-1}^S + \sum_{i=1}^N A_{i,0}^S + \sum_{i=1}^N A_{i,+1}^S \right)}{\sqrt{3N}}$$

dla trzydniowego okna zdarzenia, gdzie $A_{i,t}^S$ oznacza standaryzowany anormalny zwrot w dniu t obliczony w następujący sposób:

$$A_{i,t}^S = \frac{A_{i,t}}{S(A_{i,t})},$$

$$S(A_{i,t}) = \sqrt{\frac{1}{T_i - 1} \left(\sum_{t=1}^{T_i} (A_{i,t} - \bar{A}_i)^2 \right)},$$

gdzie T_i jest okresem estymacji.

2. Boehemera, Masumeciego i Poulsena [3], którzy dowiedli, że prezentowana statystyka zbyt często odrzuca hipotezę zerową, nawet jeżeli anormalne stopy są różne od zera. Zakłada ona bowiem, że wariancja w okolicach ogłoszenia wyników nie różni się od szacowanej w okresie estymacji. Aby wyeliminować niniejszy problem, zaproponowali metodę standaryzacji przekrojowej (*standardised cross-sectional method*):

$$T_{SCSM}^{CAR} = \frac{\left(\sum_{i=1}^N A_{i,-1}^S + \sum_{i=1}^N A_{i,0}^S + \sum_{i=1}^N A_{i,+1}^S \right)}{\sqrt{\frac{3N}{N-1} \sum_{i=1}^N \left(A_{i,t}^S - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N A_{i,t}^S \right)^2}}.$$

3. Rezultaty

Zgodnie z metodyką zaprezentowaną w poprzedniej części artykułu, wszystkie zdarzenia zostały podzielone na trzy grupy: pozytywne, neutralne i negatywne (zob. tab. 1).

Tabela 1. Liczba zdarzeń według kategorii dla progu +/- 2,5%

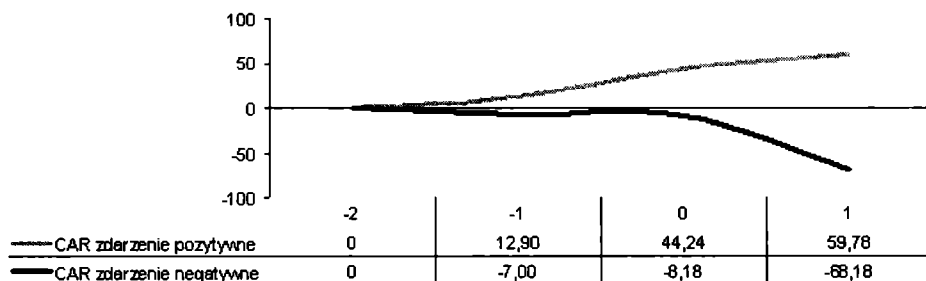
Liczba zdarzeń dla progu +/- 2,5%	Zysk netto	Zysk operacyjny
– pozytywnych	119	95
– negatywnych	93	70
– neutralnych	16	12
Razem	228	177

Źródło: opracowanie własne.

Dla każdego zdarzenia obliczone zostały standaryzowane, anormalne zwroty A^S w każdym z trzech dni okna. Obliczenia zostały wykonane dla dwóch modeli szacowania oczekiwanych zwrotów: modelu zwrotów dostosowanych do rynku oraz modelu rynkowego (szczegółowe wyniki dostępne na prośbę u autorów badania). Kolejnym etapem było wyznaczenie skumulowanych, standaryzowanych, anormalnych zwrotów CAR dla kolejnych dni okna zdarzenia według następującej formuły:

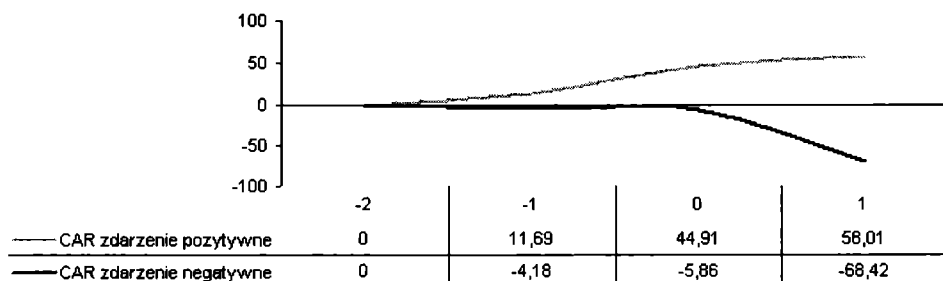
$$CAR_{t=-1} = \sum_{i=1}^N A_{t,-1}^S, \quad CAR_{t=0} = \left(\sum_{i=1}^N A_{t,-1}^S + \sum_{i=1}^N A_{t,0}^S \right), \quad CAR_{t=1} = \left(\sum_{i=1}^N A_{t,-1}^S + \sum_{i=1}^N A_{t,0}^S + \sum_{i=1}^N A_{t,1}^S \right).$$

Rysunki 1-4 prezentują wyniki niniejszego etapu badania (dwa pierwsze dla publikacji wyniku netto, dwa kolejne dla publikacji wyniku operacyjnego).



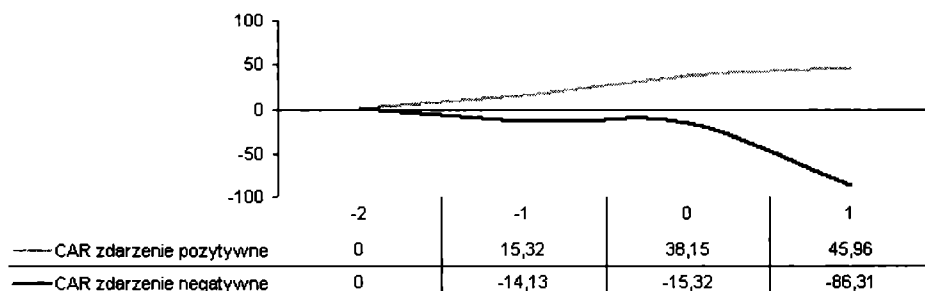
Rys. 1. Skumulowane, standaryzowane, anormalne zwroty dla publikacji kwartalnych wyników zysku netto przy estymacji oczekiwanych zwrotów modelem zwrotów dostosowanych do rynku

Źródło: opracowanie własne.



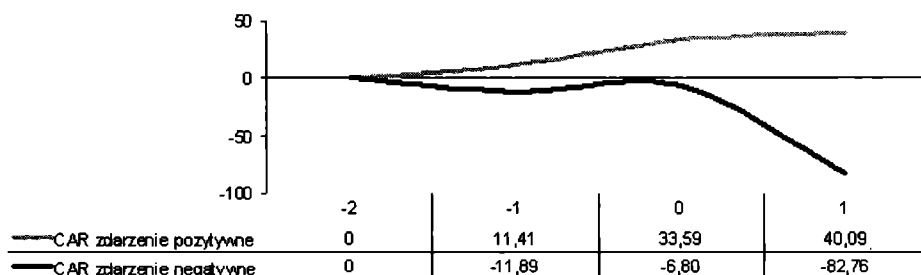
Rys. 2. Skumulowane, standaryzowane, anormalne zwroty dla publikacji kwartalnych wyników zysku netto przy estymacji oczekiwanych zwrotów modelem rynkowym

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 3. Skumulowane, standaryzowane, anormalne zwroty dla publikacji kwartalnych wyników zysku operacyjnego przy estymacji oczekiwanych zwrotów modelem zwrotów dostosowanych do rynku

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 4. Skumulowane, standaryzowane, anormalne zwroty dla publikacji kwartalnych wyników zysku operacyjnego przy estymacji oczekiwanych zwrotów modelem rynkowym

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki te są zgodne z oczekiwanymi i wskazują na:

1. Dodatni anormalny zwrot w przypadku zdarzenia pozytywnego, niezależnie od metody estymacji oczekiwanych zwrotów dla zarówno publikowanych wyników netto, jak i zysku operacyjnego. W każdym przypadku reakcja inwestorów jest najsilniejsza w dniu zdarzenia ($t = 0$).

2. Ujemny anormalny zwrot dla zdarzeń negatywnych przy obu metodach szacowania oczekiwanych zwrotów w przypadku publikacji zysku na poziomie operacyjnym i netto. W przeciwieństwie do zdarzeń pozytywnych największy efekt odnotowany był w ostatnim dniu okna zdarzenia ($t = 1$).

3. Reakcja inwestorów jest silniejsza w przypadku zdarzeń negatywnych.

4. W każdym przypadku reakcja w dniu przed publikacją jest zgodna z informacją, co sugeruje istnienie zjawiska *insider trading*.

Ostatnim etapem badania jest weryfikacja hipotezy zerowej o braku wpływu publikacji sprawozdań finansowych na notowania spółek (anormalne zwroty w oknie wydarzenia nie są statystycznie różne od zera). W tabeli 2 przedstawione zostały wyniki statystyki t -Studenta obliczone według formuły przedstawionej w poprzednim punkcie.

Tabela 2. Wartość statystyki t -studenta T_a^{CAR} i T_{SCSM}^{CAR} dla poszczególnych rodzajów wydarzeń

Zysk netto	T_a^{CAR}	T_{SCSM}^{CAR}
– zdarzenie pozytywne		
• model zwrotów dostosowanych do rynku	3,164	2,463
• model rynkowy	3,070	2,251
– zdarzenie negatywne		
• model zwrotów dostosowanych do rynku	–4,082	–2,335
• model rynkowy	–4,096	–2,294
Zysk operacyjny	T_a^{CAR}	T_{SCSM}^{CAR}
– zdarzenie pozytywne		
• model zwrotów dostosowanych do rynku	2,722	2,371
• model rynkowy	2,375	2,004
– zdarzenie negatywne		
• model zwrotów dostosowanych do rynku	–5,450	–2,862
• model rynkowy	–5,711	–2,903

Źródło: opracowanie własne.

Uzyskane wartości statystyki t -Studenta pozwalają odrzucić hipotezę zerową o braku wpływu publikacji wyników na notowania spółek. Reakcja inwestorów jest statystycznie istotna, a jej kierunek – zgodny z oczekiwanym.

4. Podsumowanie

Rezultaty badania są spójne z wynikami badań przeprowadzonych na rynkach zachodnich. Publikacja lepszych od oczekiwań wyników kwartalnych kreuje wartość dodaną dla akcjonariuszy. Uzyskane wyniki wskazują na fakt, iż wartości fundamentalne są czynnikami istotnymi w wycenie walorów przedsiębiorstwa i stanowią istotny argument w dyskusji ze zwolennikami analizy technicznej. Wnioski wyciągnięte z badania są także zgodne z teorią rynku efektywnego: informacje

determinujące kurs są uwzględniane w cenie w czasie rzeczywistym bądź z uzasadnionym, jednodniowym opóźnieniem, a ich historyczne wartości nie mają wpływu na kształtowanie przyszłych stóp zwrotu.

Analizując wyniki badania, warto podkreślić, iż najsilniejsza reakcja inwestorów na negatywne zdarzenie następuje dopiero następnego dnia po jego publikacji. Wydaje się to zgodne z oczekiwaniami, gdyż decyzja o poniesieniu/zaakceptowaniu straty jest trudniejsza, a inwestorzy chcą być w pełni przekonani o jej słuszności (potrzebują czasu na pełną analizę wyników). Odwrotnie jest w przypadku wydarzenia pozytywnego, gdzie reakcja jest najsilniejsza w dniu zdarzenia.

Należy także zauważyć, że silniejszy jest efekt negatywny, co także jest zgodne z oczekiwaniami. Z jednej strony prognozy analityków rynkowych są na ogół ostrożne (firmy starają się pozytywnie zaskoczyć inwestorów, co mogą uzyskać jedynie przez zaniżenie oczekiwań rynku), z drugiej zaś analitykom zawsze łatwiej jest komentować wyniki lepsze od prognozowanych. Publikowane oczekiwania (w formie konsensusów) są zatem niższe od rzeczywistych (także inwestorzy oczekują pozytywnej informacji i w efekcie wzrostu kursu, nawet jeśli chcą zmniejszyć swoje zaangażowanie w danej spółce). Oznacza to, że relatywna podaż ze strony inwestorów w przypadku negatywnego zdarzenia jest większa niż popyt przy wydarzeniu pozytywnym.

Zaobserwowano także, iż reakcja inwestorów w przeddzień zdarzenia, choć statystycznie nieistotna, to zawsze (niezależnie od modelu oczekiwanych stóp zwrotu i rodzaju raportowanego wyniku) jest zgodna co do kierunku z rodzajem zdarzenia. Sugeruje to istnienie zjawiska *insider trading* i oznacza, że informacje o wynikach spółki przedostają się do niektórych graczy giełdowych przed ich oficjalną publikacją.

Literatura

- [1] Andreas D., Zimmerman H., *Consensus Forecasts of Corporate Earnings changes and the Performance of Swiss Stocks*, „Journal of Investing”, New York, Spring 1999.
- [2] Antti K., Schadewitz H., *Effects of Earnings and Disclosure on Stock Market Behavior around Interim Report Announcement*, „International Journal of Management”, Poole, Sep 1997.
- [3] Berry D., Lindgren B., *Statistics: Theory and Methods*, Duxbury Press, Second Edition 1996.
- [4] Boehmer E., Musumeci J., Poulsen A., *Event-Study Methodology under Conditions of Event-Induced Variance*, „Journal of Financial Economics” 1991 vol. 30(2).
- [5] Brown S., Warner J., *Using Daily Returns: The Case of Event Studies*, „Journal of Financial Economics” 1985 vol. 14.

- [6] Corrado C., Zivney T., *The Specification and Power of the Sign Test in Event Study Hypothesis Test Using Daily Stock Returns*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1992 vol. 27.
- [7] Fama E.F., French K.W., *The Cross Section of Expected Stock Returns*, „Journal of Finance” 1992 nr 47.
- [8] MacKinlay C., *Event Studies in Economics and Finance*, „Journal of Economic Literature” 1997 vol. 35, issue 1.
- [9] Pope P., Inyangete C., *Differential Information, the Variability of UK Stock Returns, and Earnings Announcements*, „Journal of Business Finance & Accounting”, Oxford 1992.
- [10] Sinclair N., Young J., *The Timeliness of Half Yearly Earnings Announcements and Stock Returns*, „Accounting and Finance”, Clayton 1991.
- [11] Sklinda S., *Zastosowanie mnożników fundamentalnych w wycenie aktywów kapitałowych*, materiały konferencyjne „Inwest 2005”.

EARNINGS ANNOUNCEMENT IMPACT ON SHAREHOLDERS VALUE. AN EMPIRICAL VERIFICATION ON THE POLISH MARKET (2002-2005)

Summary

The aim of this paper is empirical verification of earnings (operating – 177 observations and net result – 228 observations) announcement impact on shareholders value. The null hypothesis of earnings announcement lack of impact on share's abnormal return was tested applying both Brown and Warner [5] and Boehemer, Masumeci and Poulsen [3] techniques. Achieved results are coherent with expectations and surveys in other countries. Announcement of earnings higher than market consensus causes statistically significant positive abnormal returns (the strongest effect on the publication date), whereas information on worse than expected results in statistically significant negative abnormal results (the strongest effect on a day after publication).