Przemysław MATUSZEWSKI

STATYSTYCZNA ANALIZA PONADPRZECIĘTNYCH STÓP ZWROTU Z AKCJI NOTOWANYCH W SYSTEMIE JEDNOLITEGO KURSU DNIA NA GPW W WARSZAWIE

1. Analiza ponadprzeciętnych stóp zwrotu

Inwestycja 1 USD w styczniu 1926 roku w amerykańskie bony skarbowe, uznawane za jedne z najbezpieczniejszych instrumentów finansowych na świecie, po siedemdziesięciu latach osiągnęłaby wartość 14 USD. Ta sama kwota zainwestowana w akcje wchodzące w skład indeksu S&P 500 dałaby 1350 USD zwrotu. Natomiast gdyby istniał model pozwalający na doskonałą predykcję stóp zwrotu z papierów wartościowych, wtedy każdy dolar zainwestowany na początku tego okresu przyniósłby aż 2 296 183 456 USD[1].

W praktyce doskonała predykcja cen papierów wartościowych jest niemożliwa głównie ze względu na charakter procesu rozchodzenia się informacji, będącej podstawą wyceny papierów wartościowych. Informacja jest kluczowym elementem hipotezy o rynku efektywnym (ang. *efficient market hypothesis* – EMH). Pojęcie rynku efektywnego zostało wprowadzone przez H. Robertsa w 1967 roku[2]. Koncepcję rozwinął i uzupełnił w swoich pracach

---

[1] J. D. Farmer, A. W. Lo, *Frontiers of finance: Evolution and efficient markets*, materiał przygotowany na konferencję „Frontiers of Science", listopad 1998, (http://www.santafe.edn/sfi/publications).

[2] H. V. Roberts, *Stock market 'Patterns' and financial analysis: Methodological suggestions*, Journal of Finance 1959, no. 14, s. 1-10.

E. Fama[3]. Hipoteza mówi o tym, że bieżące ceny rynkowe papierów wartościowych w pełni uwzględniają wszystkie dostępne informacje. Z punktu widzenia podzbiorów zbioru informacji można wyróżnić trzy formy efektywności:

- słabą formę hipotezy o efektywności (ang. *weak form*) postulującą, że bieżące ceny papierów wartościowych odzwierciedlają wszelkie informacje zawarte w cenach z przeszłości,
- średnią formę hipotezy (ang. *semi-strong form*) zakładającą, że ceny bieżące zawierają wszelkie publicznie dostępne informacje istotne dla wyceny waloru,
- formę silną (ang. *strong form*) mówiącą o tym, że ceny bieżące w pełni odzwierciedlają również informacje publiczne niedostępne. Można zauważyć, że rynek silnie efektywny jest również średnio oraz słabo efektywny, relacja odwrotna nie jest z reguły prawdziwa. Fakt dyskontowania informacji przez rynek oznacza, że jej posiadanie nie jest przydatne w procesie wyznaczania cen papierów wartościowych na przyszłość.

EMH stawia informację na pierwszym miejscu. Hipoteza postuluje, że rynek jest efektywny, jeżeli w danym momencie bieżące ceny rynkowe papierów wartościowych uwzględniają cały dostępny zakres informacji[4]. EMH wymaga zatem, aby proces rozchodzenia się informacji był natychmiastowy. W rzeczywistości trudno oczekiwać, by warunek ten został spełniony. Aby było to możliwe, informacja musiałaby być bezpłatna, a dostęp do niej jednakowy dla wszystkich zainteresowanych. W praktyce informacja jest towarem i jak każdy towar ma określoną cenę, ograniczającą jej dostępność. Drugą przyczyną, dla której informacja może nie być natychmiast dyskontowana przez rynek, jest skończona liczba kanałów dystrybucji. Mało prawdopodobne jest, aby wszyscy inwestorzy otrzymali ją jednocześnie. Gdyby tak było, wówczas prędkość rozchodzenia się informacji byłaby nieskończona, a tak nie jest.

1.1. Test zdarzeń

EMH jest odpowiedzią na nieskuteczność metod prognozowania stóp zwrotu z papierów wartościowych. Brak podstaw do odrzucenia EMH oznacza, że nie jest możliwe osiąganie ponadprzeciętnych stóp zwrotu z inwestycji

---

[3] E. F. Fama, *Efficient capital markest II*, Journal of Finance 1991, no. 46, s. 1575-1617; E. F. Fama, *Efficient capital markets: A review of theory and empirical work*, Journal of Finanse 1970, no. 25, s. 383-423; E. F. Fama, *Market efficiency, long-term returns, and behavioural finance*, Center for Research in Security Prices Working Paper 448, University of Chicago, 1997; E. F. Fama, *The behaviour of stock-market prices*, Journal of Business 1995, no. 38, s. 34-104.

[4] E. F. Fama, *Efficient capital markets: A review*; E. F. Fama, *Efficient capital markets II*.

na podstawie posiadanych informacji. Wniosek ten jest niezwykle ważny, ponieważ podważa praktyczne znaczenie informacji dla procesu inwestycyjnego.

Badania nad efektywnością rynku zaowocowały stworzeniem zestawu narzędzi pozwalających ocenić wpływ informacji o zdarzeniu na wycenę rynkową przedsiębiorstwa. Jedną z podstawowych metod badawczych jest test zdarzeń (ang. *event-study analysis*), opierający się na analizie statystycznych własności skumulowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu (ang. *cumulative abnormal rate of return – CAR*). Przez ponadprzeciętną stopę zwrotu (ang. *abnoral rate of return – AR*) należy rozumieć różnicę pomiędzy zrealizowaną stopą zwrotu a stopą zwrotu możliwą do osiągnięcia w warunkach normalnego funkcjonowania, czyli w sytuacji zdyskontowania informacji w cenie waloru. Należy zauważyć, że powszechnie stosowany termin ponadprzeciętne stopy zwrotu niekoniecznie odnosi się do dodatnich wartości[5]. Gdby dopuścić krótką sprzedaż, polegającą na pożyczaniu i odsprzedaży papierów wartościowych celem ich późniejszego odkupienia, również na rynku znajdującym się w fazie spadkowej możliwe byłoby osiąganie dodatnich stóp zwrotu. W tej sytuacji pojawienie się ujemnych ponadprzeciętnych stóp zwrotu pozwalałoby inwestorom na osiąganie dodatkowych korzyści.

Stopę zwrotu R_{it} z i-tego papieru wartościowego w momencie t można zapisać jako:

$$R_{it} = M_{it} + \varepsilon_{it}, \tag{1}$$

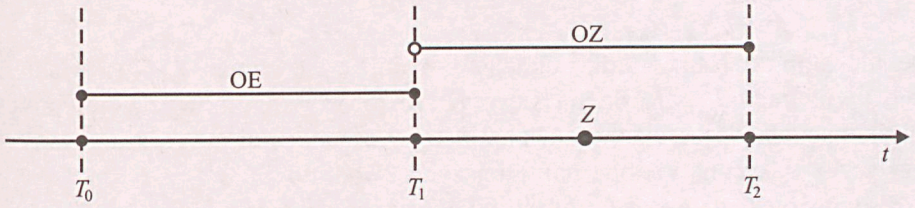
gdzie M_{it} jest modelem opisującym kształtowanie się przeciętnej stopy zwrotu z danego waloru, a ε_{it} ponadprzeciętną stopą zwrotu w chwili t. Wartość oczekiwana ponadprzeciętnej stopy zwrotu jest równa zero. Z ekonometrycznego punktu widzenia ε_{it} jest składnikiem losowym równania (1). Relizacją składnika losowego – przy określonej analitycznej postaci modelu – jest reszta $\hat{\varepsilon}_{it}$ – relizacja ponadprzeciętnej stopy zwrotu. Analiza zdarzeń opiera się na badaniu statystycznych własności reszt.

Ponieważ przedmiotem badania jest wpływ informacji o zajściu określonego zdarzenia na wycenę rynkową spółki, punkt odniesienia dla analizy stanowi data zdarzenia generującego informację. W praktyce trudno jednak dokładnie określić moment, w którym informacja o zdarzeniu pojawiła się na rynku. Zwykle jest ono wynikiem pewnego skomplikowanego procesu decyzyjnego, w mniejszym bądź większym stopniu antycypowanego przez rynek na pod-

---

[5] Angielski termin *abnormal rate of return* oznacza stopy zwrotu odbiegające od pewnej normalnej stopy zwrotu. W zależności od kształtowania się relacji pomiędzy rzeczywistą oraz normalną stopą zwrotu odchylenia te mogą mieć zarówno znak dodatni, jak i ujemny.

stawie informacji cząstkowych. Brak możliwości precyzyjnego określenia momentu zajścia zdarzenia powoduje konieczność włączenia do analizy zarówno okresu poprzedzającego, jak i następującego po potencjalnej dacie zdarzenia. Zakres analizy zdarzeń przedstawiono na rysunku 1.



Rys. 1. Graficzna prezentacja zakresu analizy zdarzeń

Źródło: Opracowanie własne

Przewidywany moment zajścia zdarzenia oznaczono jako Z. Okres, w którym analizowane są ponadprzeciętne stopy zwrotu obejmuje przedział od T_1 do T_2 i nosi nazwę okna zdarzenia (ang. *event window* – OZ). Szerokość OZ zależy w dużej mierze od charakteru badanego zdarzenia i obejmuje zwykle od 2 dni do 3 miesięcy. Niekiedy, zwłaszcza w odniesieniu do długoterminowej analizy ponadprzeciętnych stóp zwrotu, szerokość OZ może wynieść nawet od kilku do kilkunastu lat.

Model normalnej stopy zwrotu M_{it} szacowany jest na podstawie danych pochodzących z okna estymacji (ang. *estimation window* – OE) poprzedzającego okno zdarzenia. Okno estymacji obejmuje okres od momentu T_0 do T_1. W przypadku pewnych zdarzeń, które zaszły przed lub w trakcie wprowadzenia przedsiębiorstwa na giełdę, brak jest możliwości określenia okna estymacji.

Podstawą analizy zdarzeń jest założenie, że notowania papieru wartościowego w oknie estymacji są pozbawione wpływu badanego zdarzenia, przez co można je uznać za „normalne".

1.2. Ogólna postać liniowego modelu normalnej stopy zwrotu

W praktyce model normalnej stopy zwrotu M_{it} ze wzoru (1) przyjmuje najczęściej postać zależności liniowej. W zapisie wektorowym przedstawia się ona jako:

$$M_i = X_i \beta_i. \tag{2}$$

Model stopy zwrotu, opisany wzorem (1), jest więc liniową funkcją zmiennych objaśniających z nałożonym składnikiem losowym – procesem ponadprzeciętnych stóp zwrotu *AR*:

$$R_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i. \tag{3}$$

Wektor stóp zwrotu R_i dla okna estymacji ma wymiar $L_1 \times 1$. Macierz X_i o wymiarach $L_1 \times K$ składa się z K wektorów kolumnowych zmiennych objaśniających, β_i jest wektorem parametrów modelu liniowego szacowanych zazwyczaj klasyczną metodą najmniejszych kwadratów.

Prognozowana stopa zwrotu R^* wyraża się równaniem:

$$\hat{R}_i^* = X_i^* \hat{\beta}_i, \tag{4}$$

w którym przez $\hat{\beta}_i$ oznaczono estymator wektora parametrów β_i. Wektor $\hat{R}_i^*$ ma wymiar $L_2 \times 1$, gdzie L_2 jest szerokością okna zdarzenia. Macierz X_i^* zawiera wartości zmiennych objaśniających przyjętych do prognozy i ma wymiar $L_2 \times K$. Ponadprzeciętna stopa zwrotu, stanowiąca realizację błędu prognozowania wynosi:

$$\hat{\varepsilon}_i^* = R_i^* - \hat{R}_i^*. \tag{5}$$

Jeżeli parametry równania (3) zostały oszacowane klasyczną metodą najmniejszych kwadratów przy standardowych założeniach, dotyczących składników losowych, to wariancja błędu prognozowania jest równa:

$$D^2(\hat{\varepsilon}_i^*) = \sigma_i^2 (I + X_i^* (X_i' X_i)^{-1} X_i^{*\prime}), \tag{6}$$

I jest macierzą jednostkową o wymiarach $L_2 \times L_2$. Można zauważyć, że wariancja estymatora wektora ponadprzeciętnych stóp zwrotu ma dwa składniki. Pierwszy z nich $\sigma_i^2 I$ związany jest wariancją ponadprzeciętnej stopy zwrotu w oknie estymacji, drugi $\sigma_i^2 X_i^* (X_i' X_i)^{-1} X_i^{*\prime}$ to część wariancji będąca wynikiem przyjętych do prognozy wartości zmiennych objaśniających oraz sposobu (klasyczna metoda najmniejszych kwadratów) szacowania parametrów równania (3).

Przy spełnieniu założeń odnośnie do normalności rozkładu składników losowych $\varepsilon_i^* \sim N(0, \sigma)$ rozkład łączny prognozy wektora *AR* jest również rozkładem normalnym:

$$\hat{\varepsilon}_i^* \sim N(0, D(\hat{\varepsilon}_i^*)). \tag{7}$$

Ponieważ badaniu podlega wpływ potencjalnego zdarzenia w momencie Z objętym oknem estymacji o szerokości L_2, więc łączny wpływ zdarzenia można określić, agregując ponadprzeciętne stopy zwrotu w całym oknie. Otrzymana w ten sposób skumulowana stopa zwrotu wyraża się wzorem:

$$CAR(Z) = I' \hat{\varepsilon}_i^*, \tag{8}$$

gdzie I jest wektorem jednostkowym o wymiarach $(L_2 \times 1)$.

Wariancja skumulowanej ponadprzeciętnej stopy zwrotu jest sumą wszystkich składowych macierzy kowariacji wektora ponadprzeciętnych stóp zwrotu (6):

$$D^2(CAR(Z)) = E(I' \hat{\varepsilon}_i^* \hat{\varepsilon}_i^{*\prime} I) = I' D^2(\hat{\varepsilon}_i^*) I = \sigma_{CAR}^2. \tag{9}$$

Na mocy przyjętych założeń estymator $CAR(Z)$ jest kombinacją liniową zmiennych losowych o rozkładzie normalnym. Zatem jego rozkład jest również normalny:

$$CAR(Z) \sim N(0, \sigma_{CAR}). \tag{10}$$

Statystyka $SCAR(Z)$ będąca unormowaną statystyką (10) ma rozkład:

$$SCAR(Z) = \frac{CAR(Z)}{\sigma_{CAR}} \sim N(0, 1). \tag{11}$$

Jeżeli wariancja skumulowanej stopy zwrotu (9) szacowana jest z wykorzystaniem nieobiążonego estymatora wariancji ponadprzeciętnych stóp zwrotu w oknie estymacji $s_i^2 = \frac{1}{L_1 - K} \varepsilon_i' \varepsilon_i$, estymator $SCAR(Z)$ ma rozkład:

$$\widehat{SCAR}(Z) = \frac{\widehat{CAR}(Z)}{s_{CAR}} \sim t(L_1 - K). \tag{12}$$

Na podstawie tak określonej statystyki można zbudować przedziały ufności dla $CAR(Z)$:

$$P\{\widehat{CAR}(Z) - s_{CAR}\, t(\alpha; T-K) \leqslant CAR(Z) \leqslant \widehat{CAR}(Z) + s_{CAR}\, t(\alpha; T-K)\} = 1 - \alpha. \tag{13}$$

Badanie zachowania się krańców przedziałów ufności w stosunku do $CAR(Z)$, przy z góry określonym poziomie istotności α, pozwoli na zweryfikowanie hipotezy o różnej od zera wartości skumulowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu.

1.3. Podstawowe modele przeciętnej stopy zwrotu

Najczęściej stosowaną postacią ogólnego modelu linowego normalnej stopy zwrotu M_i jest model stałej średniej stopy zwrotu:

$$M_i = E(R_i). \tag{14}$$

Model (14) zakłada, że normalna stopa zwrotu z papieru wartościowego jest równa wartości oczekiwanej i nie zmienia się w czasie. Mimo iż model (14) jest najprostszym modelem linowym, przeprowadzone badania wykazały, że w większości przypadków otrzymane wyniki niewiele różniły się od uzyskanych z wykorzystaniem bardziej wyrafinowanych metod[6]. Spowodowane jest to tym, że wybór bardziej skomplikowanych modeli niekoniecznie wiąże się z redukcją wariancji ponadprzeciętnych stóp zwrotu, co z kolei wpływa na wrażliwość testów badających istotność skumulowanej ponadprzeciętnej stopy zwrotu.

Drugim, powszechnie stosowanym modelem normalnej stopy zwrotu, jest linia charakterystyczna i-tego papieru wartościowego, nosząca nazwę modelu rynkowego:

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 R_m. \tag{15}$$

Model (15) uzależnia normalną stopę zwrotu z papieru wartościowego od stopy zwrotu z portfela rynkowego, który w praktyce najczęściej utożsamiany jest z indeksem giełdowym[7]. Stanowi to rozszerzenie modelu (14), pozwalające na usunięcie z całkowitej wariancji stopy zwrotu tej części, która uzależniona jest od zmienności stopy zwrotu z portfela rynkowego. Redukcja wariancji przekłada się na większą wrażliwość modelu w procesie identyfikacji ponadprzeciętnych stóp zwrotu. Korzyści płynące z zastosowania linii charakterystycznej i-tego papieru wartościowego uzależnione są jednak od jego dopasowania mierzonego współczynnikiem determinacji. Im lepsze jest dopasowanie, tym z reguły większa jest redukcja wariancji ponadprzeciętnych stóp zwrotu.

Poza wymienionymi, w literaturze można spotkać również zastosowanie wieloindeksowych modeli normalnej stopy zwrotu, opartych na APT (ang. *Arbitrage Pricing Theory*). W badaniach wykorzystuje się także modele zbudowane z wykorzystaniem indeksów branżowych, klasyfikujących spółki z punktu widzenia charakteru prowadzonej działalności[8]. Innym przykładem

---

[6] S. Brown, J. Warner, *Measuring security price performance*, Journal of Financial, Economics 1980, no. 8, s. 205-258.

[7] W. F. Sharpe, *Portfolio theory and capital markets*, McGraw-Hill 1970.

[8] W. F. Sharpe, G. Alexander, J. Bailey, *Investments*, Prentice Hall 1995.

jest zastosowanie indeksów spółek o podobnej kapitalizacji giełdowej do opisu stopy zwrotu z papieru wartościowego.

Praktyczne zastosowanie wieloindeksowych modeli normalnej stopy zwrotu w badaniu ponadprzeciętnych stóp zwrotu jest jednak ograniczone. Wynika to głównie z tego, że dodatkowe zmienne objaśniające wprowadzone do modelu normalnej stopy zwrotu mają niewielki udział w wyjaśnianiu kształtowania się nadwyżki stopy zwrotu z portfela rynkowego, przez co w nikłym stopniu wpływają na redukcję wariancji składnika losowego.

2. Schemat analizy ponadprzeciętnych stóp zwrotu

Celem pracy jest zbadanie charakteru ponadprzeciętnych stóp zwrotu z papierów wartościowych notowanych na GPW w Warszawie. Szczególnie istotna jest odpowiedź na pytanie: czy skumulowane ponadprzeciętne stopy są zjawiskiem naturalnym, spotykanym na co dzień? Większość prac koncentruje się na badaniu określonych momentów czasu wyodrębnionych na podstawie dobranych kryteriów. W literaturze opisane są różnego typu anomalie, takie jak efekt poniedziałku[9] lub efekt stycznia[10]. Wiele prac porusza kwestie związane z określonym typem zdarzenia, będącego udziałem spółki-emitenta papieru wartościowego. W efekcie przeprowadzonych analiz znaleziono przesłanki, wskazujące na istnienie ponadprzeciętnych stóp zwrotu związanych z takimi zdarzeniami jak ogłoszenie wyników finansowych[11] czy split akcji[12].

W odróżnieniu od przytoczonych opracowań, przedstawiona w artykule analiza nie koncentruje się na wybranych momentach bądź typach zdarzeń mogących mieć wpływ na kształtowanie się ponadprzeciętnych stóp zwrotu. Przyjęto ogólne założenie, że każda sesja giełdowa może generować ponadprzeciętne stopy zwrotu. Badaniu poddane zostaną zatem wszystkie, a nie tylko sesje giełdowe wybrane na podstawie określonych kryteriów.

---

[9] K. R. French, *Stock returns and the weekend effect*, Journal of Financial Economics 1980, no. 8, s. 55-70; M. R. Gibbson, P. Hess, *Day of the week effects and asset returns*, Journal of Business 1981, no. 54, s. 579-596.

[10] R. A. Haugen, J. Lakonishok, *The incredible January effect*, Dow Jones-Irvin, Homewood Ill, 1988.

[11] R. J. Rendleman, C. P. Jones, H. A. Latane, *Empirical anomalies based on unexpected ernings andthe importance of risk adjustment*, Journal of Financial Economies 1982, no. 10, s. 269-287.

[12] E. F. Fama, L. Fisher, M. Jensen, R. Roll, *The adjustment of stock prices to new information*, International Economic Review 1969, no. 10, s. 1-21.

2.1. Szacowanie wektora skumulowanych ponadprzeciętnych stóp wzrotu

Oszacowanie skumulowanej ponadprzeciętnej stopy zwrotu z papieru wartościowego dla danej sesji wymaga określenia szerokości okna estymacji oraz okna zdarzenia (rys. 1). Szerokość okna estymacji L_1, na podstawie którego szacowane są parametry modelu normalnej stopy zwrotu, dobierana jest arbitralnie. Liczba obserwacji w oknie nie powinna być jednak mniejsza niż szerokość okna zdarzenia L_2, stanowiącego horyzont prognozy dla modelu normalnej stopy zwrotu. Przyjęto, że sesja, dla której przeprowadzana jest analiza skumulowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu, stanowi środek okna zdarzenia. Oznacza to, że w celu uzyskania skumulowanej ponadprzeciętnej stopy zwrotu (8), sumowanych jest tyle samo ponadprzeciętnych stóp zwrotu na sesjach poprzedzających potencjalne zdarzenie, co po nim następujących. Szerokość okna zdarzenia wynosi zatem:

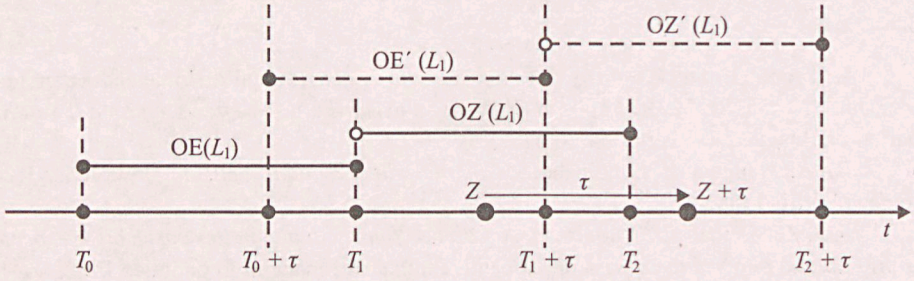
$$L_2 = 2d + 1 \tag{16}$$

i jest liczbą nieparzystą. Przez d oznaczono liczbę sesji poprzedzających oraz następujących po badanym momencie czasu. Przyjmując, że długość szeregu stóp zwrotu dla spółki wynosi L_0, liczba sesji giełdowych, które mogą zostać poddane analizie przy określonej szerokości okna OE oraz OZ, wynosi:

$$m = L_0 - (L_1 + L_2 - 1). \tag{17}$$

Schemat zmiany punktu odniesienia dla obliczeń przedstawia rysunek 2.

Pierwszą sesją giełdową analizowaną z punktu widzenia ponadprzeciętnej stopy zwrotu jest sesja o numerze $L_1 + d + 1$ oznaczona jako Z. Dla sesji tej, stanowiącej środek okna zdarzenia, na podstawie modelu oszacowanego przy danym oknie estymacji, obliczana jest skumulowana ponadprzeciętna stopa



Rys. 2. Schemat zmiany analizowanego momentu zdarzenia

Źródło: Opracowanie własne

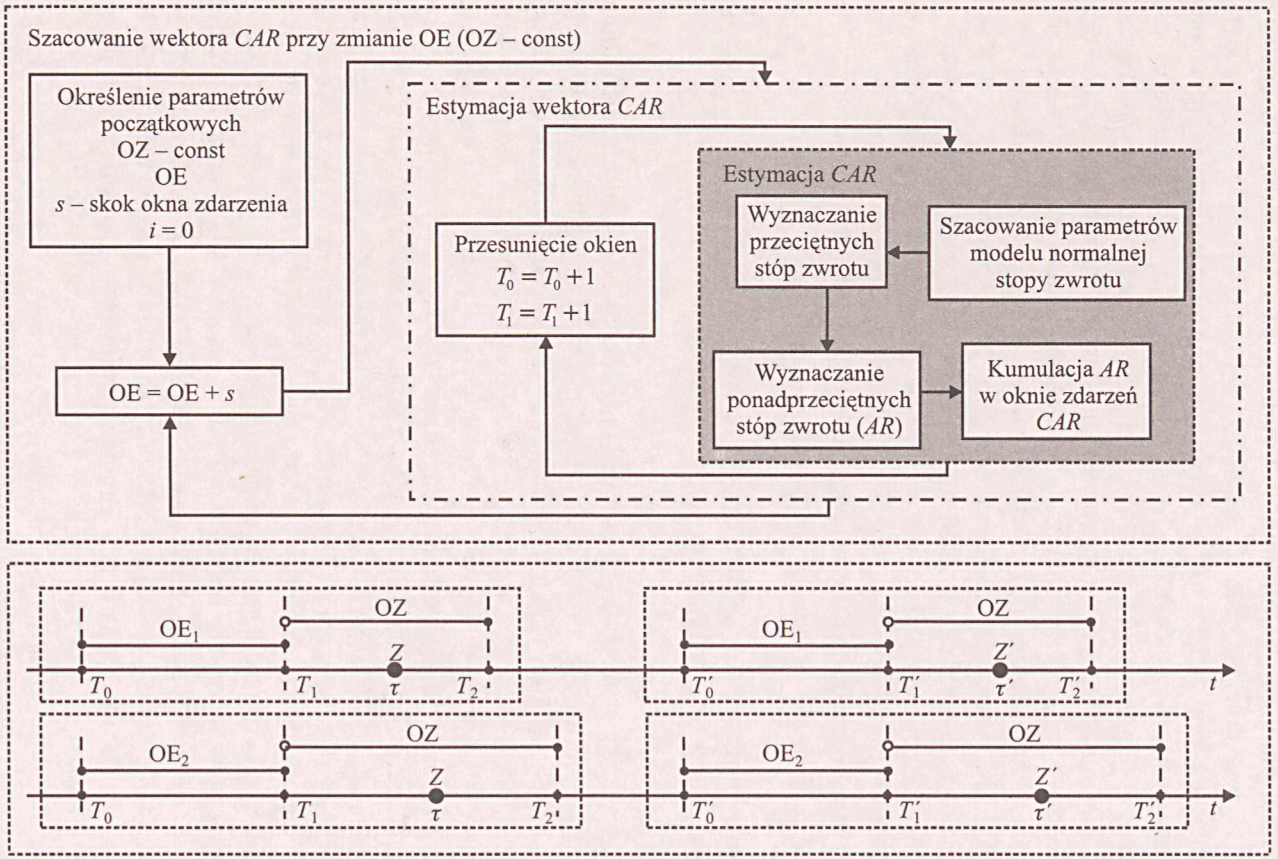
zwrotu. Następnie, przy tych samych szerokościach OE oraz OZ analizie poddawana jest kolejna sesja L_1+d+2 oznaczona jako $Z+\tau$ przesunięta w stosunku do poprzedniej o $\tau=1$. Proces powtarzany jest do momentu osiągnięcia sesji o numerze L_0-d-1 ostatniej, dla której możliwe jest oszacowanie skumulowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu. Wszystkie oszacowania ponadprzeciętnych stóp zwrotu dla danego papieru wartościowego tworzą wektor *CAR*. Prócz skumulowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu, dla każdego elementu wektora można oszacować krańce przedziałów ufności (13), pozwalające zweryfikować hipotezę o różnej od zera wartości *CAR*.

Liczba elementów wektora *CAR* dla danej spółki, a więc i czas niezbędny do wykonania obliczeń, zależą od przyjętych parametrów OZ, OE oraz od długości szeregu stóp zwrotu. Przedstawiona procedura szacowania wektora *CAR* jest niezależna od zastosowanego modelu normalnej stopy zwrotu.

2.2. Szacowanie wektora *CAR* przy zmianie szerokości okien estymacji oraz zdarzenia

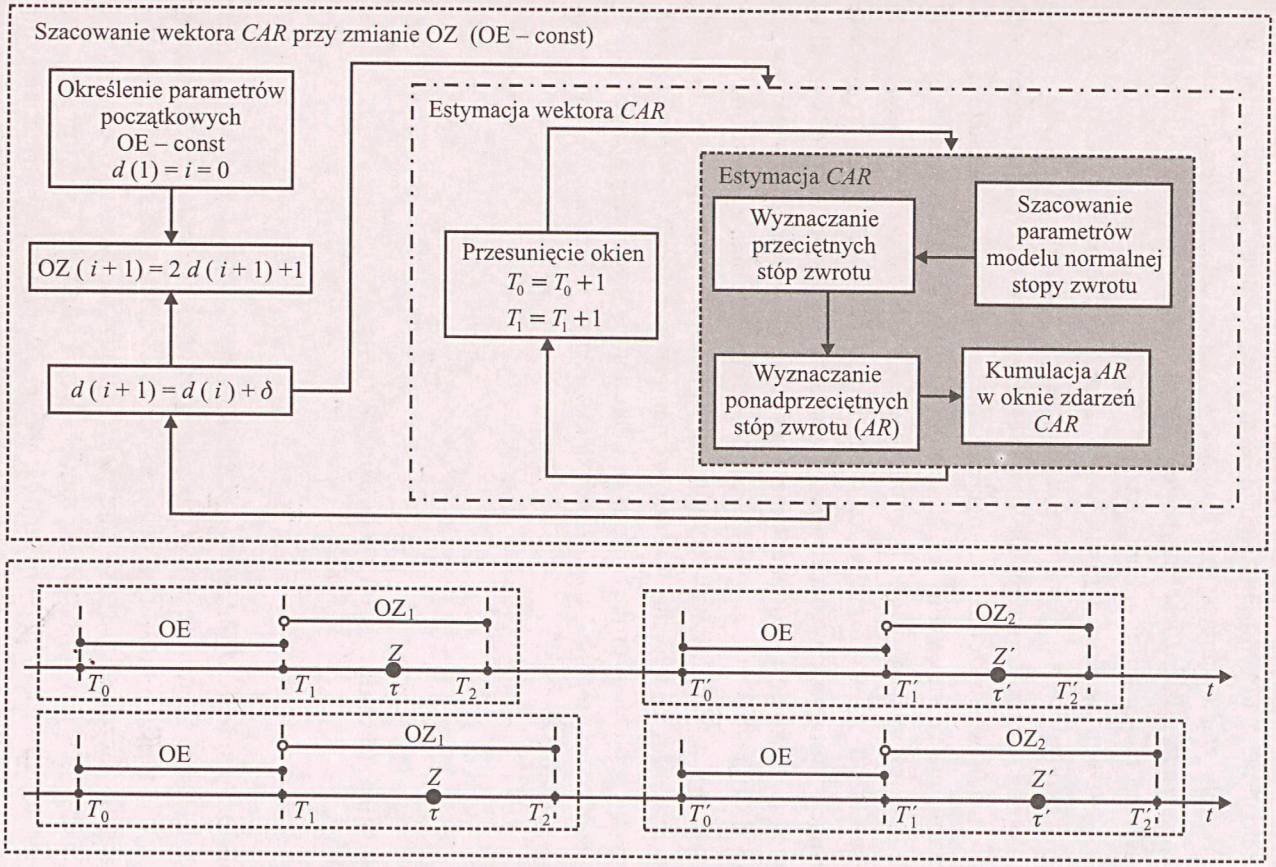
Jeżeli przyjąć, że na każdej sesji giełdowej mogą pojawiać się informacje istotne dla wyceny waloru, to analiza wektora *CAR* powinna umożliwiać weryfikację hipotezy o efektywności rynku kapitałowego. Występowanie istotnych statystycznie skumulowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu może świadczyć o niezdyskontowanym przez rynek wpływie informacji na wycenę waloru. Oznacza to, że w przeszłości możliwe było osiąganie zysków przewyższających to, co oferował rynek w formie normalnej stopy zwrotu. Należy jednak zauważyć, że chwilowa nieefektywność rynku może być wynikiem przypadkowym, związanym z przyjętymi założeniami odnośnie do wartości parametrów początkowych. W celu weryfikacji tej hipotezy należy zbadać wektor *CAR* dla różnych szerokości okna estymacji oraz okna zdarzenia.

Uproszczony algorytm obliczeń zbioru wektorów *CAR* przy założeniu o zmianie okna estymacji przedstawia rysunek 3. Każda kolejna iteracja algorytmu generuje nowy wektor *CAR*, przy zmienionym oknie estymacji, dla stałego w czasie okna zdarzenia. Zmiana parametrów określona jest przez przyrost szerokości okna estymacji *s*. Liczba generowanych w ten sposób wektorów zależy od wartości parametrów początkowych oraz długości szeregu stóp zwrotu. Pod algorytmem, na rysunku 3, zamieszczono schemat estymacji zbioru wektorów *CAR* przy zmianie szerokości okna estymacji z OE_1 na OE_2. W analogiczny sposób można oszacować zbiór wektorów *CAR* przy założeniu o zmianie szerokości okna zdarzenia. Uproszczony algorytm przedstawia rysunek 4.



Rys. 3. Szacowanie zbioru wektorów *CAR* przy zmianie szerokości okna estymacji

Źródło: Opracowanie własne



Rys. 4. Szacowanie zbioru wektorów *CAR* przy zmianie szerokości okna zdarzenia

Źródło: Opracowanie własne

Kolejne iteracje alorytmu pozwalają oszacować wektor *CAR* dla zmienionego OZ. W celu zachowania symetrii okna, w każdej kolejnej iteracji jest ono rozszerzone o $2d$, gdzie d jest przyrostem liczby analizowanych sesji zarówno przed, jak i po badanym momencie czasu.

Na podstawie analizy wrażliwości można wyciągnąć wnioski co do charakteru skumulowanej ponadprzeciętnej stopy zwrotu. Jeżeli dla określonego momentu czasu pojawia się ona niezależnie od przyjętych szerokości okien estymacji i zdarzenia, to oznacza to, że w otoczeniu badanej sesji stopy zwrotu nie zachowywały się zgodnie z przyjętym modelem. Sugerować to może nieefektywność rynku kapitałowego. Na podstawie analizy zbioru wektorów *CAR* możliwa jest również próba identyfikacji momentu pojawienia się informacji istotnej dla wyceny papieru wartościowego. Dotyczy to wypadku, w którym możliwe jest jednoznaczne przyporządkowanie zdarzenia gospodarczego do określonej sesji giełdowej, dla której pojawią się istotnie różne od zera wartości skumulowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu. Ponadto jeżeli wpływ informacji na wycenę zostanie zweryfikowany pozytywnie, to możliwe jest badanie procesu zanikania skumulowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu i na tej podstawie określenie czasu niezbędnego, by rynek zdyskontował informację.

2.3. Istotność ponadprzeciętnych stóp zwrotu

Ważnym uzupełnieniem informacji odnośnie do kształtowania się ponadprzeciętnych stóp zwrotu jest weryfikacja istotności skumulowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu. W tym celu można wykorzystać przedział ufności dla *CAR* określony wzorem (13). W zależności od otrzymanych wyników można określić, czy przyjęty do analizy model dobrze opisuje kształtowanie się normalnej stopy zwrotu z papieru wartościowego. W przypadku otrzymania, dla przyjętego poziomu istotności α, różnych od zera wartości *CAR* należy stwierdzić, że model nie odzwierciedla rzeczywistości w wystarczającym stopniu. Możliwe jest więc osiąganie ponadprzeciętnych stóp zwrotu z waloru. Wniosek ten stanowiłby argument, przemawiający za odrzuceniem hipotezy o efektywności rynku kapitałowego.

3. Ponadprzeciętne stopy zwrotu z akcji notowanych na GPW w Warszawie

3.1. Założenia analizy

Zastosowanie *CAR* do analizy ponadprzeciętnych stóp zwrotu wymaga posiadania dostatecznie długich szeregów notowań papierów wartościowych. Jest to istotne zwłaszcza w przypadku, gdy planowane jest przeprowadzenie analizy wrażliwości *CAR* na zmianę szerokości okna estymacji lub okna zdarzenia. Na potrzeby artykułu wybrano spółki, charakteryzujące się najdłuższą historią notowań. Przebadano próbę papierów wartościowych, w skład której wchodziła większość notowanych na GPW walorów, dla których szereg stóp zwrotu na dzień 3 listopada 2000 roku był dłuższy niż 1500 obserwacji. W jej skład wchodziły akcje Banku Rozwoju Eksportu SA, Banku Śląskiego S.A., Elektrimu S.A., Jelfy S.A., Krakchemii S.A., Kredyt Banku PBI S.A., Krosna S.A., Mostostalu–Export S.S., Mostostalu Warszawa S.A., Okocimia S.A., Optimusa S.A., Polifarbu Cieszyn-Wrocław S.A., Prochemu S.A., Próchnika S.A., Rafako S.A., Sokołowa S.A., Swarzędzkich Fabryk Mebli S.A., Tonsilu S.A., Vistuli S.A., Wielkopolskiego Banku Kredytowego S.A., Wółczanki S.A. oraz Żywca S.A. W badaniu wykorzystano zarówno model rynkowy (15), jak i model stałej średniej stopy zwrotu (14). Dla Elektrimu, ze względu na powszechnie panującą opinię o spekulacyjnym charakterze zmian cen papierów wartościowych spółki, zamieszczono wykresy, obrazujące kształtowanie się ponadprzeciętnych stóp zwrotu (rys. 5-10).

W przypadku obu modeli normalnej stopy zwrotu wektory *CAR* konstruowano przy różnych wielkościach okien estymacji oraz zdarzenia. Badając wpływ zmiany okna estymacji na kształtowanie się wektora ponadprzeciętnych stóp zwrotu, początkową wartość OE przyjęto na poziomie 60 sesji. Skok zmiany szerokości okna w kolejnych iteracjach wyniósł $s=24$. Okno zadarzenia ustalono na stałym poziomie, wynoszącym 41 sesji ($d_0=20$). Przeprowadzając analizę wrażliwości ponadprzeciętnych stóp zwrotu, dla każdej z przyjętych do analizy spółek wykonywano po 10 iteracji algorytmu. Oznacza to, że końcowa szerokość okna estymacji wyniosła 300 sesji.

W analogiczny sposób przeprowadzono analizę wrażliwości wektora *CAR* na zmianę szerokości okna zdarzenia. Szerokość okna estymacji ustalono na stałym poziomie 180 sesji. Początkową wartość okna zdarzenia przyjęto na poziomie 5 sesji ($d=2$). W kolejnych iteracjach OZ zwiększono o $\Delta L_2=30$ ($d=15$). Ostatnia iteracja algorytmu została wykonana dla okna zdarzenia

równego 305 sesji ($d=152$). Oznaczato, że szerokość okna zdarzenia 125 sesji przekraczała okno estymacji.

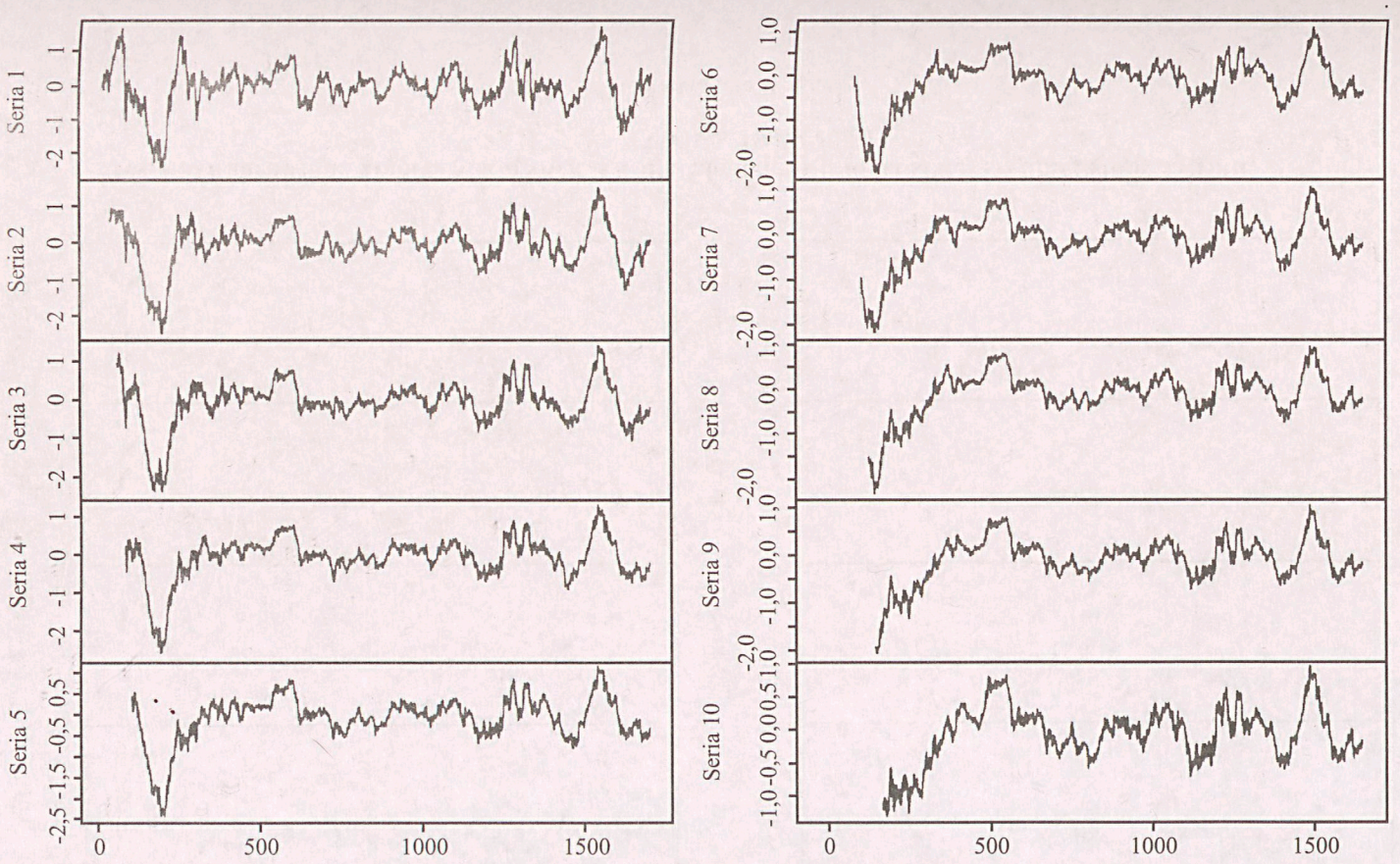
Dla wybranych długości okien estymacji oraz zdarzeń przeprowadzona została dodatkowa analiza istotności skumulowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu. Dla każdego elementu wektora *CAR*, przy poziomie istotności $\alpha=0{,}05$ zbudowano przedziały ufności (13), pozwalające zidentyfikować istotnie różne od zera wartości oszacowanego szeregu. Do analizy przyjęto następujące zestawy parametrów:

a) OE=120, OZ=21,
b) OE=120, OZ=63,
c) OE=240, OZ=21,
d) OE=240, OZ=63.

Dobór wartości parametrów związany jest z cyklem upubliczniania podstawowych informacji wykorzystywanych przy krótkookresowej wycenie fundamentalnej spółek giełdowych, czyli z raportami miesięcznymi i kwartalnymi. Okno zdarzenia równe 21 sesji odpowiada w przybliżeniu okresowi miesiąca, 63 – kwartału. Choć celem analizy nie jest wyłącznie badanie wpływu informacji zwartych w raportach finansowych na stopę zwrotu z inwestycji, to przy tak dobranych parametrach możliwa jest również ich ocena.

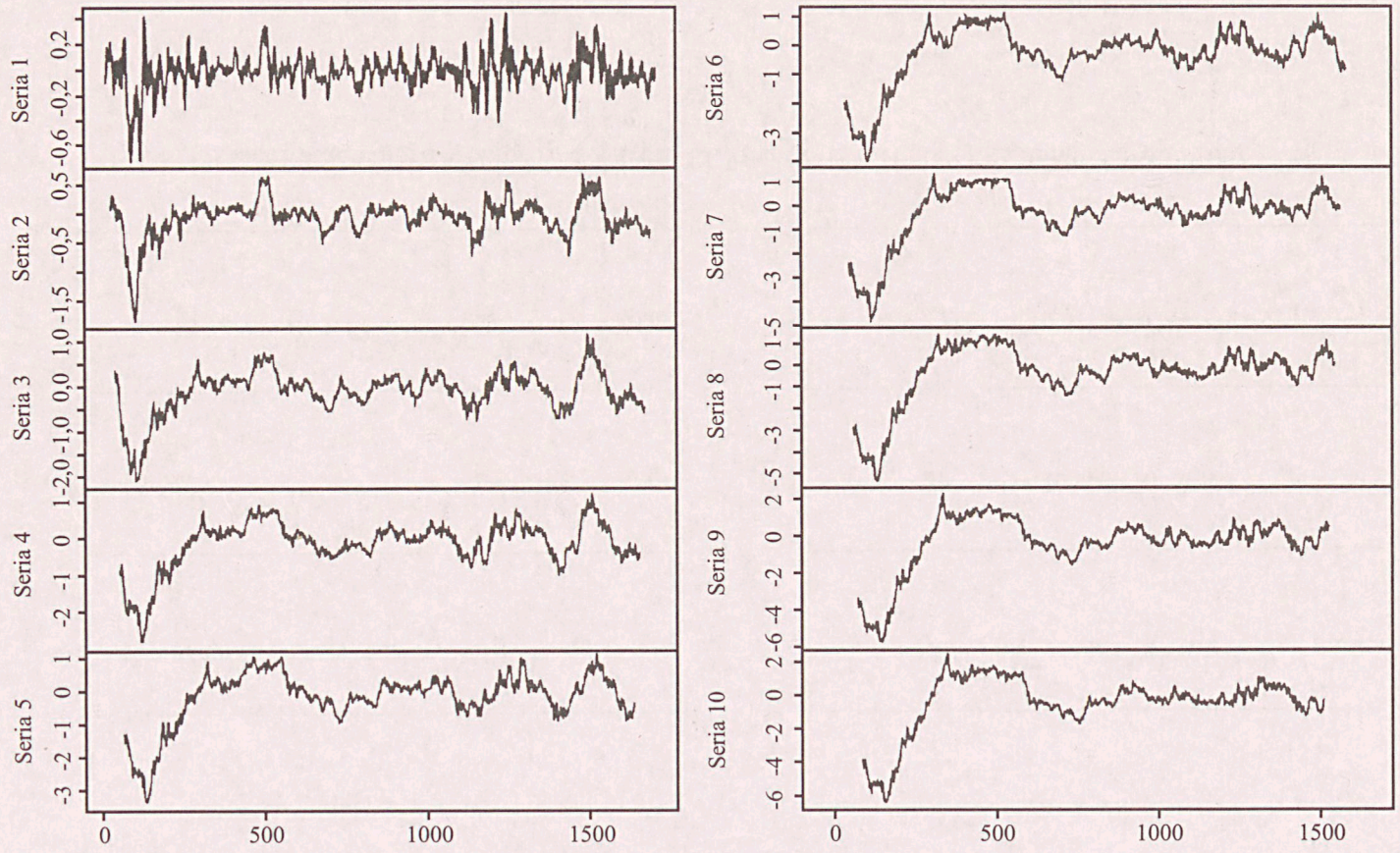
3.2. Wnioski z analizy ponadprzeciętnych stóp zwrotu

Analiza skumulowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu z akcji wybranej grupy spółek wykazała, że charakteryzowały się one znaczną niestabilnością. Dodatnie oraz ujemne odchylenia od normalnej stopy zwrotu, otrzymanej zarówno z modelu rynkowego, jak i modelu stałej średniej stopy zwrotu były zjawiskiem powszechnym w całym badanym okresie. Szeregi *CAR* dla wszystkich spółek wykazywały istnienie okresów o różnej zmienności. Zmienność ta w dużej mierze zależała od szerokości przyjętych do analizy okien OE i OZ; dla wąskich OZ była relatywnie wyższa. Elementy szeregu, w krótkich odstępach czasu przyjmowały naprzemian wartości dodatnie i ujemne, bez zauważalnej regularności. Dla szerokich OZ skumulowane ponadprzeciętne stopy zwrotu miały tendencję do utrzymywania się przez dłuższy czas na określonym poziomie, do powolnego wzrostu oraz do powolnego spadku. W odniesieniu do obu modeli okresy o większej zmienności *CAR* pokrywały się w znacznym stopniu z okresami hossy oraz bessy. Analizując rysunki 5-10, można zauważyć, że sku-



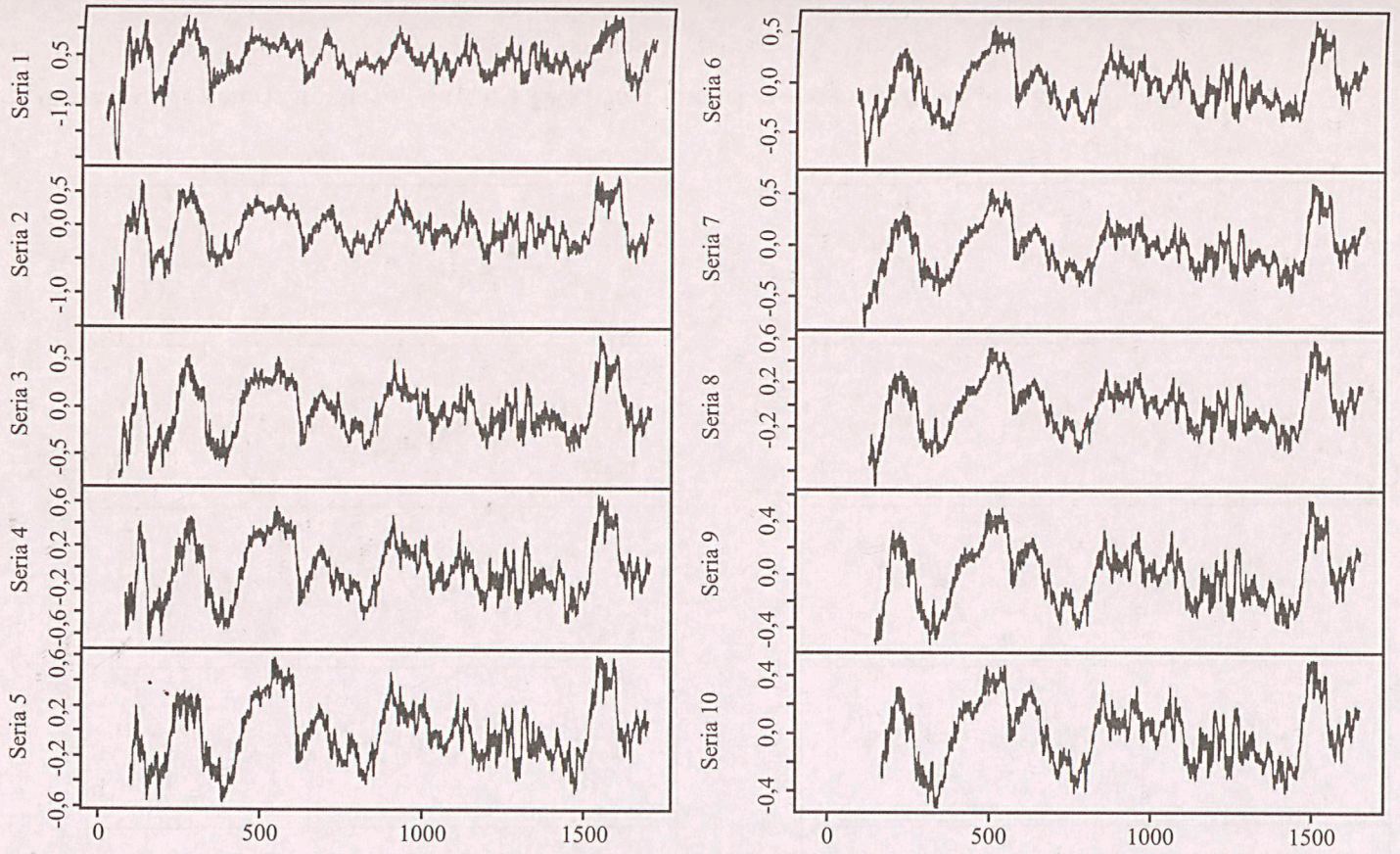
Rys. 5. Oszacowanie zbioru wektorów *CAR* dla Elektrimu (model stałej średniej stopy zwrotu, OZ = 41 – const, $OE_1 = 60$, $s = 24$)

Źródło: Opracowanie własne



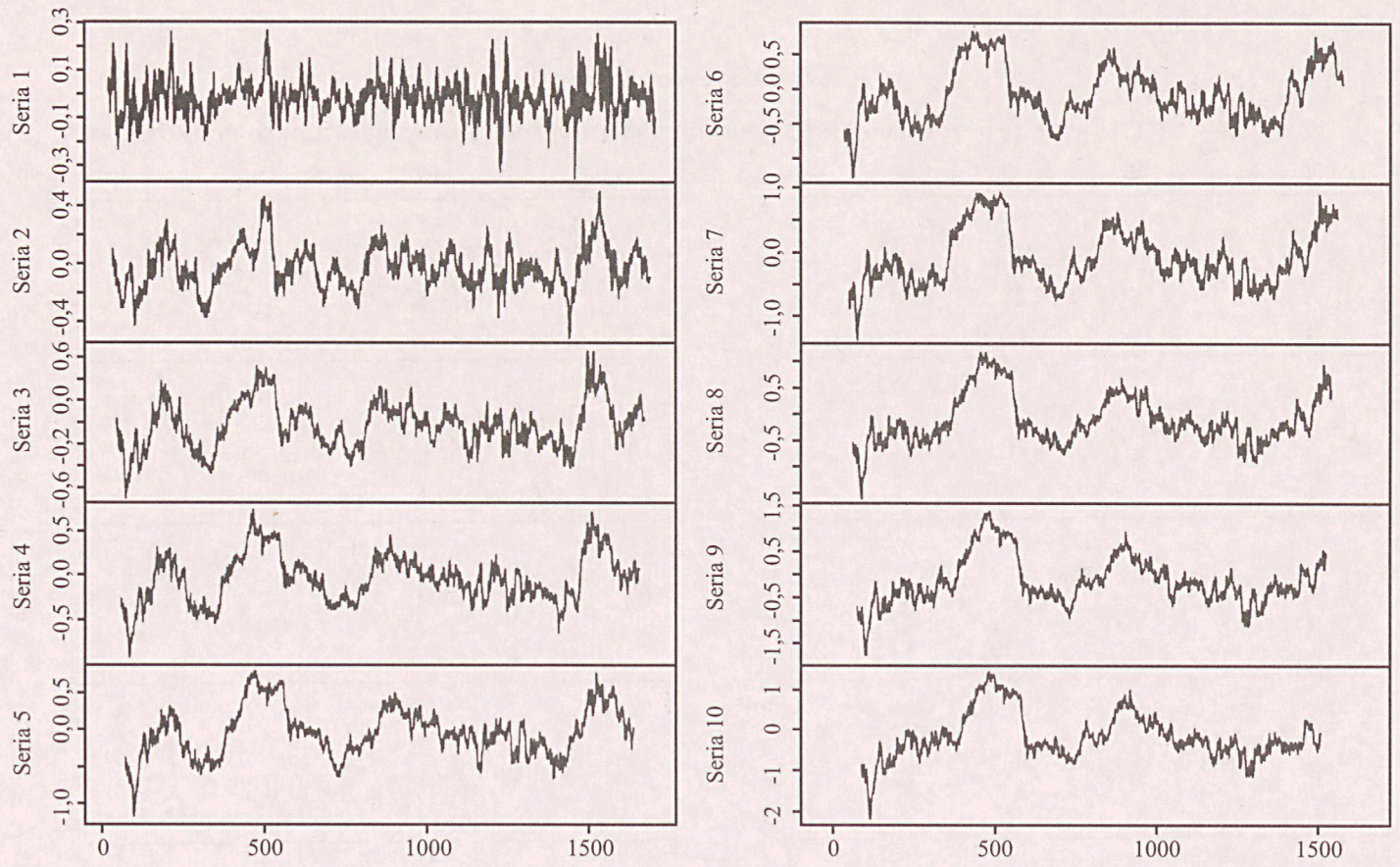
Rys. 6. Oszacowanie zbioru wektorów *CAR* dla Elektrimu (model stałej średniej stopy zwrotu, $OZ_1 = 5$, $d = 15$, $OE = 180$ – const)

Źródło: Opracowanie własne



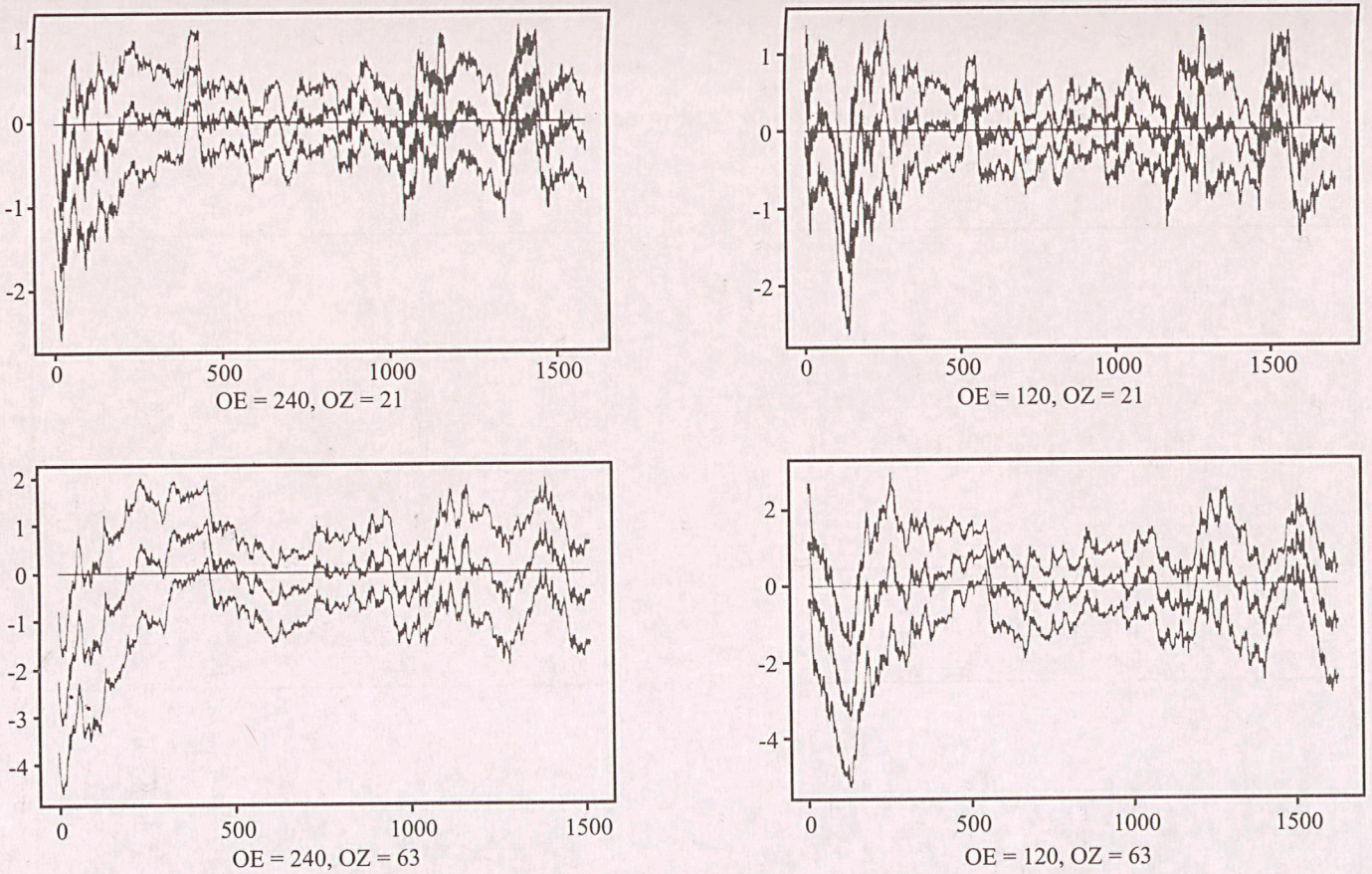
Rys. 7. Oszacowanie zbioru wektorów *CAR* dla Elektrimu (model rynkowy, OZ = 41 – const, $OE_1 = 60$, $s = 24$)

Źródło: Opracowanie własne



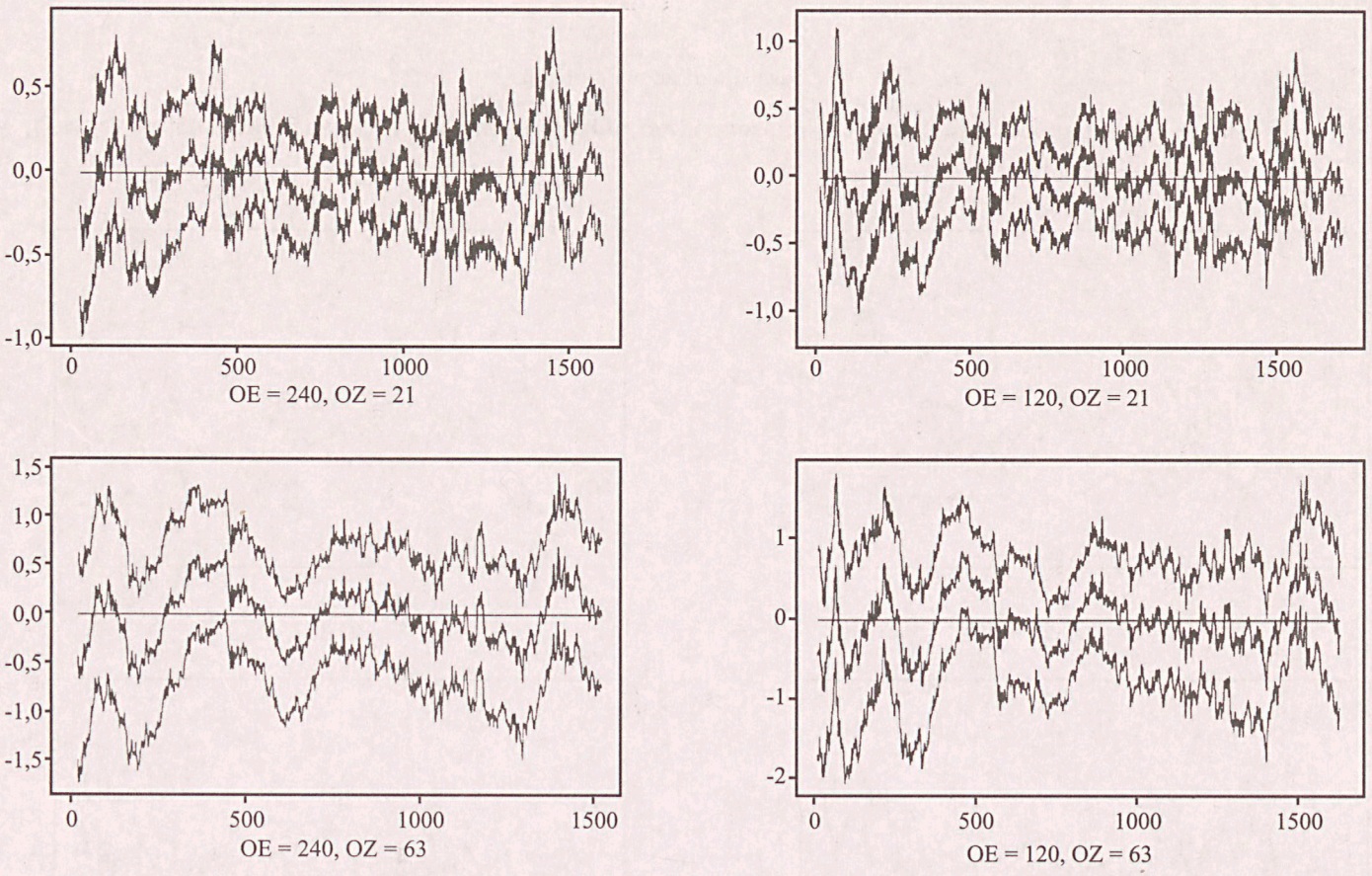
Rys. 8. Oszacowanie zbioru wektorów *CAR* dla Elektrimu (model rynkowy, $OZ_1 = 5$, $d = 15$, $OE = 180$ – const)

Źródło: Opracowanie własne



Rys. 9. Oszacowanie wektora *CAR* dla Elektrimu przy założeniu modelu stałej średniej stopy zwrotu

Źródło: Opracowanie własne



Rys. 10. Oszacowanie wektora *CAR* dla Elektrimu przy założeniu modelu rynkowego

Źródło: Opracowanie własne

mulowane ponadprzeciętne stopy zwrotu dla Elektrimu znacznie różniły się od zera i w okresach znacznego wzrostu indeksu WIG (czerwiec 1993 - marzec 1994, obserwacje 140-260, oraz listopad 1999 - kwiecień 2000, obserwacje 1630-1740) były dodatnie, a w okresach znacznej obniżki wartości indeksu (kwiecień 1994 - październik 1994, obserwacje 270-370 oraz kwiecień 2000 - lipiec 2000, obserwacje 1730-1810) ujemne. W pozostałych okresach wartości bezwzględne skumulowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu kształtowały się na poziomie bliskim zera. Prócz ogólnej tendencji, analiza poszczególnych walorów wykazała istnienie odbiegających od zera wartości *CAR* w okresach, które – jak można sądzić – związane są z uwarunkowaniami specyficznymi dla danej spółki.

Analiza wrażliwości wykazała niewielki wpływ zmiany szerokości okna estymacji na wektor *CAR*. Dotyczy to zarówno modelu stałej średniej stopy zwrotu, jak i modelu rynkowego. Rysunki 5 oraz 7 przedstawiają wyniki otrzymane dla Elektrimu. Praktycznie na każdym z 10 zamieszczonych wykresów zarysowują się te same formacje. Zamianie ulega jedynie bezwzględna wartość ponadprzeciętnych stóp zwrotu. W przypadku obu analizowanych modeli wzrost szerokości okna estymacji przy stałym oknie zdarzenia powoduje zmniejszenie bezwzględnej wartości *CAR*. Dla modelu stałej średniej stopy zwrotu wysokości „szczytów" i głębokości „dołków" w dziesiątej iteracji stanowiły około 50% wartości początkowych. Oznacza to przeciętny spadek o 5 punktów procentowych na iterację. Jednocześnie nastąpił spadek zmienności skumulowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu mierzonej różnicą pomiędzy maksymalną oraz minimalną wartością *CAR*. W przypadku modelu rynkowego spadek wartości bezwzględnych *CAR* był wyższy i dla analizowanych spółek wynosił przeciętnie 7 punktów procentowych na iterację. W większym stopniu obniżyła się również zmienność *CAR* mierzona jako różnica pomiędzy maksymalną oraz minimalną wartością elementów wektora. Zachowanie kształtu przy jednoczesnej zmianie skali może sugerować fraktalny charakter szeregów ponadprzeciętnych stóp zwrotu. Przy wzroście OE, mimo obniżania się bezwzględnych wartości ponadprzeciętnych stóp zwrotu, wysokie wartości *CAR* nie zanikają, wyraźniej zarysowują się natomiast mniej widoczne uprzednio elementy wektora. Proces ten widoczny jest, jeżeli porównać wykresy: pierwszy (OE = 60) oraz dziesiąty (OE = 300) zamieszczone na rysunkach 5 oraz 7. Zmniejszenie wartości bezwzględnych *CAR* przy stałym oknie zdarzenia, świadczy o tym, że szacowane na podstawie coraz dłuższej historii modele normalnej stopy zwrotu coraz dokładniej opisują kształtowanie się stóp zwrotu z papierów wartościowych.

Nieco inaczej przedstawiają się wnioski z analizy ważliwości *CAR* na zmianę okna zdarzenia. Przy krótkich OZ szeregi ponadprzeciętnych stóp zwrotu charakteryzowały się wysoką zmiennością. Elementy szeregów w krótkich odstępach czasu przyjmowały wartości dodatnie i ujemne. Zwiększanie szerokości OZ dawało w efekcie znaczny spadek tak rozumianej zmienności. Tendencja ta została wyraźnie zarysowana w przypadku Elektrimu, dla którego otrzymane wyniki zamieszczono na rysunkach 6 i 8. Wzrost wartości OZ z 5 do 35 sesji, przy stałej szerokości okna zdarzenia równej 180 sesji, spowodował widoczne zmniejszenie zmienności *CAR*, przy jednoczesnym zwiększeniu wartości bezwzględnych elementów wektora. W kolejnych iteracjach wzrost OZ, prócz zmiany wartości bezwzględnych, wywoływał jedynie niewielkie zmiany wektora *CAR*. Dla OZ powyżej 155 sesji zmiany wektora *CAR* są praktycznie niezauważalne. Wniosek ten dotyczy zarówno modelu stałej średniej stopy zwrotu, jak i modelu rynkowego.

W kontekście przeprowadzonej analizy, najważniejszą sprawą wydaje się kwestia istotności otrzymanych wyników. Istotnie różne od zera wartości ponadprzeciętnych stóp zwrotu byłyby argumentem przemawiającym za odrzuceniem hipotezy o efektywności rynku kapitałowego. Interpretacja wyników w odniesieniu do badanej próby spółek nie daje w tym zakresie jednoznacznej odpowiedzi. Dla wszystkich analizowanych walorów, stosując oba modele normalnej stopy zwrotu, otrzymano, przy $\alpha = 0{,}05$, istotnie różne od zera ponadprzeciętne stopy zwrotu. W zależności od przyjętych do obliczeń szerokości okien estymacji oraz zdarzeń zmienił się układ sesji, dla których *CAR* istotnie różniły się od zera. Zmiana szerokości OZ i OE powodowała zanikanie już istniejących oraz pojawienie się nowych istotnych elementów wektora *CAR*. Nie stwierdzono regularności w tego typu zachowaniu. W przypadku każdego waloru istniały okresy, w których skumulowane ponadprzeciętne stopy zwrotu istotnie różniły się od zera dla wszystkich analizowanych szerokości okien estymacji oraz zdarzeń. Okresy te pokrywały się z reguły z okresami gwałtownej aprecjacji lub deprecjacji wartości akcji spółki, oraz ze znacznym wzrostem lub spadkiem indeksu giełdowego.

Brak regularności otrzymanych wyników świadczy o tym, że zdarzenia okresowe, takie jak upublicznianie sprawozdań finansowych, nie są czynnikiem powodującym pojawienie się istotnie różnych od zera wartości *CAR*. Ponadto należy zauważyć, że wyniki otrzymane w odniesieniu do konkretnego momentu czasu dla obu analizowanych modeli pokrywały się jedynie w niewielu przypadkach. Na rysunkach 9 oraz 10 zamieszczono przykładowe wykresy

przebiegów *CAR* dla Elektrimu przy różnych szerokościach OE i OZ z naniesionymi przedziałami ufności (środkowa seria danych jest realizacją wektora *CAR*, górna i dolna seria to odpowiednio górny i dolny kraniec przedziału ufności).

Otrzymane rezultaty mogą być również wynikiem złego dopasowania modelu normalnej stopy zwrotu w oknie estymacji do danych empirycznych. Relatywnie wysokie wartości odchylenia standardowego składnika losowego wpływają na wzrost wariancji prognozy (6) oraz szerokość przedziałów ufności (13), przez co większość skumulowanych stóp zwrotu nieistotnie różni się od zera.

Podsumowanie

Statystyczna analiza kształtowania się ponadprzeciętnych stóp zwrotu dla akcji wybranych przedsiębiorstw notowanych na GPW w Warszawie wykazała, że zarówno mniejsze, jak i większe od zera wartości *CAR* są zjawiskiem występującym powszechnie. Wyniki takie uzyskano zarówno dla modelu stałej średniej stopy zwrotu, jak i dla modelu rynkowego. Ponadprzeciętne stopy zwrotu, prócz zmiany wartości bezwzględnej, są w małym stopniu wrażliwe na zmianę parametrów początkowych. Jedynie w przypadku wzrostu szerokości okna zdarzenia z niskich wartości początkowych można zauważyć istotne zmiany w przebiegu wektora *CAR*. Większość ponadprzeciętnych stóp zwrotu przy poziomie istotości $\alpha = 0{,}05$ okazała się statystycznie nieistotna. Sugerować to może wniosek, że zastosowane modele dobrze opisują kształtowanie się stopy zwrotu z papieru wartościowego. Z drugiej jednak strony, otrzymany rezultat może być wynikiem złego dopasowania modeli do danych empirycznych. Wysoka nieregularność pojawiania się istotnie różnych od zera wartości *CAR* dla wybranych szerokości OE i OZ nie pozwala na jednoznaczne wyciągnięcie wniosków odnośnie do prawdziwości hipotezy o efektywności rynku kapitałowego. Można jedynie wskazać, że dla wysokich wartości OE oraz OZ istnieją istotnie różne od zera skumulowane ponadprzeciętne stopy zwrotu, które nie zanikają przy dalszym zwiększaniu szerokości okien. Przy dostatecznie szerokich oknach estymacji oraz zdarzenia okresy, w których *CAR* są istotne, pokrywają się z reguły z okresami hossy oraz bessy.

Literatura

Brown S., Warner J., *Measuring security price performance*, Journal of Financial Economics 1980, no. 8

Fama E. F., *Effecient capital markets II*, Journal of Finance 1991, no. 46

Fama E. F., *Efficient capital markets: A review of theory and empirical work*, Journal of Finance 1970, no. 25

Fama E. F., Fisher L., Jensen M., Roll R., *The adjustment of stock prices to new information*, International Economic Review 1969, no. 10

Fama E. F., *Market efficiency, long-tern return, and behavioural finance*, Center for Research in Security Prices Working Paper 448, University of Chicago, 1997

Fama E. F., *The behaviour of stock-market prices*, Journal of Business 1965, no. 38

Farmer J. D., Lo A. W., *Frontiers of finance: Evolution and efficient markets*, materiał przygotowany na konferencję „Frontiers of Science", listopad 1998, (http://www.santafe.edu/sfi/publications)

French K. R., *Stock returns and the weekend effect*, Journal of Financial Economic 1980, no. 8

Gibbson M. R., Hess P., *Day of the week effects and asset returns*, Journal of Business 1981, no. 54

Haugen R. A., Laskonishok J., *The incredible January effect*, Dow Jones-Irvin, Homewood, Ill, 1988

Rendleman R. J., Jones C. P. Latane H. A., *Empirical anomalies based on unexpected ernings and the importance of risk adjustment*, Journal of Financial Economics 1982, no. 10

Roberts H. V., *Stock market 'Patterns' and financial analysis: Methodological suggestions*, Journal of Finance 1959, no. 14

Sharpe W. F., Alexander G., Bailey J., *Investments*, Prentice Hall 1995

Sharpe W. F., *Portfolio theory and capital markets*, McGraww-Hill 1970