

**Barbara Będowska-Sójka**

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Wydział Informatyki i Gospodarki  
Elektronicznej, Katedra Ekonometrii  
barbara.bedowska-sojka@ue.poznan.pl

## **BADANIA REAKCJI NA OGŁOSZENIA MAKROEKONOMICZNE W ŚRÓDDZIENNYCH ZWROTACH Z INDEKSÓW GIEŁDOWYCH<sup>1</sup>**

**Streszczenie:** W badaniach dynamiki zwrotów śróddziennych z instrumentów finansowych często uwzględnia się publikacje ogłoszeń makroekonomicznych, traktowanych jako informacje o znaczeniu fundamentalnym. W pracy badamy reakcję trzech wybranych europejskich indeksów giełdowych na ogłoszenia makroekonomiczne ze Stanów Zjednoczonych. W zwrotach śróddziennych z indeksów w interwale 5-minutowym obserwujemy bezpośrednią reakcję na większość spośród badanych ogłoszeń, przy czym reakcja ta jest podobna w poszczególnych indeksach. Poprzez podział ogłoszeń na dobre i złe wiadomości badamy wpływ różnych typów ogłoszeń na zwroty z indeksów i weryfikujemy hipotezę o asymetrycznej reakcji indeksów ze względu na rodzaj ogłoszenia.

**Słowa kluczowe:** ogłoszenia makroekonomiczne, dane śróddzienne, informacja, reakcja rynku.

**Klasyfikacja JEL:** G14, G15, C2.

### **THE REACTION OF STOCK MARKET INDICES TO MACROECONOMIC NEWS – THE EVIDENCE FROM INTRADAY DATA**

**Abstract:** Studies show that in the dynamics of intraday returns from financial instruments the publication of macroeconomic data is often taken into account and treated as fundamental information. In this study we examine the reaction to American macroeconomic news announcements in the returns from the stock indices of three European stock markets. Intraday data were used to study reactions after a 5-minute interval, with the majority of announcements

---

<sup>1</sup> Pragnę podziękować dwóm anonimowym Recenzentom za uwagi, które przyczyniły się do poprawienia pracy.

resulting in a statistically significant movement in price. We also compared the reaction to good and bad news and found that the response was different and consistent with expectations. The reaction was similar across the stock market indices used in the study. There is a prevailing asymmetry in the reaction to good and bad news in the stock market indices.

**Key words:** macroeconomic news announcements, intraday data, information, market reaction.

## Wstęp

Badania zależności pomiędzy danymi makroekonomicznymi a sytuacją na rynkach finansowych mają długą historię. Zgodnie z hipotezą rynku efektywnego w formie średniej wszystkie publicznie dostępne informacje powinny znaleźć swoje odzwierciedlenie w cenach instrumentów finansowych [Fama 1970]. Na rynku efektywnym informacyjnie inwestorzy nie są w stanie uzyskać ponadprzeciętnych zwrotów na podstawie prognoz przyszłych ruchów rynku. Skoro w cenach aktywów finansowych odzwierciedlone są fundamenty spółek, ceny te powinny stanowić wskazówkę co do przyszłej aktywności gospodarczej. Fisher i Merton [1984] twierdzą, że rynek kapitałowy jest „dobrym predyktorem cyklu koniunkturalnego i składników PKB” [1984, s. 57]. Z drugiej strony w literaturze znajdziemy również liczne prace wskazujące, że zależność ta przebiega odwrotnie, a więc zmienne makroekonomiczne mają wpływ na dynamikę rynków kapitałowych [zob. np. Fama i Schwert 1977; Nelson 1977]. Tę zależność badamy w niniejszym artykule.

Rosnąca w ostatnich 30 latach dostępność danych umożliwia zastosowanie innych, niż metody stosowane w początkowych pracach, metod badania wpływu wskaźników makroekonomicznych na rynki kapitałowe. Wprawdzie dane makroekonomiczne w dalszym ciągu obserwujemy z częstotliwością miesięczną, jednak zmianie uległa częstotliwość obserwacji danych giełdowych. Już w latach 80. i 90. środek ciężkości przesunął się w kierunku badań prowadzonych na podstawie danych dziennych. Jednakże z racji ogromnej ilości informacji, które pojawiają się na rynkach finansowych każdego dnia, badania wpływu ogłoszeń makroekonomicznych na podstawie danych dziennych nie pozwalają na określenie wpływu na ceny jednej spośród licznych informacji, które pojawiły się w konkretnym dniu. Dopiero dostępność danych śróddziennych pozwala na precyzyjne określenie reakcji rynku na konkretną informację, o ile oczywiście informacji tej nie towarzyszy jakaś inna. Zwiększanie częstotliwości obserwacji ma na celu m.in. odseparowanie pojedynczego zdarzenia od innych zjawisk. Wykorzystanie danych śróddziennych pozwala

z badać, które spośród zdarzeń obserwowanych na rynkach finansowych mają wpływ na kształtowanie procesów cen.

W literaturze przedmiotu wpływ ogłoszeń obserwowany jest zarówno w zwrotach, jak i w zmienności, przy czym większą popularnością cieszą się badania wpływu ogłoszeń na zmienność. Goodhart [1989] stwierdza, że ogłoszenia wskaźników makroekonomicznych mają silny wpływ na zwroty z kursów walutowych, choć intensywność reakcji maleje wraz z upływem czasu, podczas gdy Andersen i Bollerslev [1998] wykazują, że ogłoszenia makroekonomiczne mają znaczący, acz krótkotrwały, wpływ na zmienność. Na rynkach europejskich obserwuje się wzrost zmienności indeksów w czasie publikacji ogłoszeń makroekonomicznych z rynku amerykańskiego [Harju i Hussain 2006], a w mniejszym stopniu również z rynków europejskich. Intensywność reakcji na ogłoszenie może być zróżnicowana ze względu na rodzaj ogłoszenia, kraj pochodzenia, odstępstwo od wartości prognozowanej oraz etap cyklu koniunkturalnego.

Celem niniejszego artykułu jest zbadanie wpływu ogłoszeń wskaźników makroekonomicznych ze Stanów Zjednoczonych na kształtowanie się procesu zwrotów z trzech indeksów giełdowych: CAC40 (Paryż), DAX (Frankfurt) oraz WIG20 (Warszawa). Wszystkie trzy indeksy są indeksami największych i najbardziej płynnych spółek. Wybór ogłoszeń jest nieprzypadkowy – gospodarka amerykańska jest obserwowana przez inwestorów i analityków na całym świecie. Ogłoszenia są poprzedzane publikacjami prognoz, a daty i godziny ogłoszeń są ustalone z dużym wyprzedzeniem i bardzo konsekwentnie przestrzegane. Podstawowym pytaniem, na które chcemy odpowiedzieć w niniejszym artykule, jest to, czy obserwuje się reakcję na ogłoszenia makroekonomiczne w zwrotach z indeksów, jak również czy ma na nią wpływ charakter informacji, a więc to, czy ogłoszenie stanowi dobrą, czy złą wiadomość.

## 1. Stań badań

W literaturze podkreśla się wpływ ogłoszeń na zmienność instrumentów finansowych, a w mniejszym zakresie również na zwroty. W niniejszym artykule ograniczamy badanie wyłącznie do wpływu ogłoszeń makroekonomicznych na zwroty wybranych indeksów. Zastosowana w artykule metodologia jest zbliżona do zaproponowanej przez Almeida, Goodhart i Payne [1998] w badaniu reakcji kursu walutowego na ogłoszenia makroekonomiczne. Almeida i in. [1998] badali wpływ ogłoszeń z gospodarki amerykańskiej i niemieckiej

na śróddzienne zwroty z kursu marki niemieckiej do dolara amerykańskiego (DEM/USD). Spośród wszystkich uwzględnionych ogłoszeń największy wpływ na zwroty miały ogłoszenia z amerykańskiego rynku pracy dotyczące zmiany zatrudnienia w sektorze pozarolniczym (*non-farm payroll*). Autorzy wykazali również, że ogłoszenia amerykańskie miały większy wpływ na przyrost kursu niż ogłoszenia niemieckie, choć wpływ ten był zróżnicowany w poszczególnych latach.

W badaniach wpływu reakcji na ogłoszenia makroekonomiczne na zwroty znaczenie ma nie tyle wartość wskaźnika makroekonomicznego, ile różnica między ogłaszaną wielkością wskaźnika a jego wartością prognozowaną. Prognozy wielkości wskaźników tworzone są na podstawie badań ankietowych, prowadzonych wśród analityków finansowych przez serwisy finansowe (Reuters, Bloomberg, International Money Market Service MMS itp.). Analitycy określają wysokość wskaźników makroekonomicznych. Mediana uzyskanych wartości dla poszczególnych wskaźników traktowana jest jako prognozowana wartość wskaźnika<sup>2</sup>. Wartość prognozy z różnych serwisów finansowych może być zróżnicowana, dlatego też w badaniach wykorzystuje się zwykle prognozy wskaźników z jednego źródła.

Goodhart [1989] definiuje 'efektywną wiadomość' jako różnicę między faktycznie ogłoszoną a prognozowaną wartością wskaźnika makroekonomicznego. W innych badaniach ową wielkość określa się pojęciem błędu prognoz czy niespodzianką (*forecasts error, surprise*) [Veredas 2010]. W literaturze istnieje zgoda co do tego, że im większe jest odchylenie wartości prognozowanej od wartości ogłoszonej (a więc im większy jest błąd prognozy), tym silniejsza reakcja na dane ogłoszenie, przy czym znaczenie ma również kierunek odchylenia prognozy wskaźnika od wartości ogłoszonej. Powszechnie w literaturze przedmiotu stosuje się standaryzowaną informację (*standardized surprise*), wyznaczoną jako różnica między obserwowaną wartością wskaźnika a jego wartością prognozy podzieloną przez odchylenie standardowe tych różnic w próbie [Balduzzi, Elton i Green 2001]. Zastosowanie standaryzowanej informacji pozwala na porównanie reakcji na zróżnicowane co do wielkości ogłoszenia makroekonomiczne.

Dodatkowo w badaniach uwzględnia się niekiedy podział na dobre i złe wiadomości. Przykładowo, dla ogłoszenia stopy bezrobocia, wyższy faktyczny poziom bezrobocia niż przewidywany (dodatni znak błędu prognozy) będzie złą wiadomością, podczas gdy wskaźnik stopy bezrobocia niższy niż

<sup>2</sup> Opis procesu tworzenia prognozy wskaźnika makroekonomicznego można znaleźć np. w Andersen, Bollerslev i Diebold [2003], a ocenę jakości prognoz pozyskiwanych w taki sposób np. w [Balduzzi, Elton i Green 2001]

prognozowany (ujemny znaku błędu prognozy) będzie dobrą wiadomością. Natomiast w przypadku wskaźnika zamówienia dóbr trwałych dobrą wiadomością będzie wyższy niż prognozowany poziom wskaźnika (dodatni znak błędu prognozy). Kwestią dodatkową pozostaje badanie symetrii w reakcji na dobre i złe wiadomości. Jeżeli przeciętna reakcja na dobre wiadomości jest silniejsza niż reakcja na złe wiadomości (bezwzględny zwrot jest większy) można mówić o asymetrii reakcji na ogłoszenie. Black [1976] opisał efekt dźwigni występujący na rynkach finansowych, polegający na ujemnej korelacji między zwrotami z aktywów finansowych a zmianami w zmienności. Jeżeli efekt dźwigni występuje, to reakcja na ogłoszenia będzie silniejsza w przypadku złych niż dobrych wiadomości. Niekiedy w badaniach wpływu ogłoszeń stosuje się wartość bezwzględną błędu prognozy, pomijając wówczas pomiar ewentualnego efektu dźwigni [Harju i Hussain 2006].

W pracy Harju i Hussaina [2006] porównano wpływ ogłoszeń makroekonomicznych ze Stanów Zjednoczonych na cztery indeksy europejskie: FTSE100 (Londyn), DAX, CAC40 oraz SMI (Zurich). Autorzy, wykorzystując metodologię elastycznej formy Fouriera, wykazali, że największy wpływ na zwroty z indeksów mają ogłoszenia o stopie bezrobocia i zamówieniach dóbr trwałych.

Andersen, Bollerslev i Diebold [2004] w badaniu reakcji kursów walutowych na ogłoszenia wskaźników makroekonomicznych wykazali, że istnienie rozbieżności między wartością prognozowaną wskaźnika a wartością faktyczną ma wpływ na występowanie skoków w warunkowej średniej procesie zwrotów. Stwierdzili oni, że rynek reaguje na wiadomości w sposób asymetryczny, a więc złe wiadomości mają większy wpływ na warunkową średnią procesa niż dobre wiadomości, a reakcja na dobre i złe wiadomości jest zróżnicowana ze względu na stan gospodarki.

Entorf i in. [2012] wykazali, że ogłoszenia niemieckich wskaźników koniunktury gospodarczej, IFO i ZEW, powodują natychmiastowy wzrost (w przypadku „dobrych” wiadomości) bądź spadek (dla „złych wiadomości”) wartości indeksu obserwowanego w odstępach 15 sekund. Stwierdzili również, że reakcja na dobre wiadomości jest szybsza i silniejsza niż reakcja na złe wiadomości.

## 2. Dane i metodologia

### 2.1. Dane

W badaniu uwzględniono 12 ogłoszeń makroekonomicznych opisujących różne aspekty gospodarki, a więc sytuację na rynku pracy (stopa bezrobocia

*unemployment* UN, zmiana zatrudnienia w sektorze pozarolniczym *non-farm payroll* NFP), ceny (indeksy cen konsumentów i producentów, *consumer price index*, *producer price index* CPI i PPI), aktywność gospodarczą (produkt krajowy brutto *gross domestic product* GDP, sprzedaż detaliczna *retail sales* RS, produkcja przemysłowa *industrial production* IP, bilans handlu *trade balance* TB), inwestycje (zamówienia dóbr trwałych *durable goods order* DGO), konsumpcję (sprzedaż nowych domów *new houses sales* NHS) oraz wskaźniki sentymentu (zaufanie konsumentów *consumer confidence* CC, indeks ISM dla sektora usług *Institute of Supply Management* ISM). Dla wszystkich wskaźników uzyskano daty, godziny i wartości ogłoszone, jak również wartości prognoz wskaźników. Wszystkie uwzględnione wskaźniki są publikowane raz w miesiącu.

Dane śróddzienne są danymi 5-minutowymi dla indeksów CAC40, DAX i WIG20 w okresie badawczym 01.01.2007 – 1.04.2011 (51 miesięcy). Wybór okresu badawczego podyktowany jest dostępnością danych makroekonomicznych. Dane dotyczące wartości indeksów pochodzą z serwisu [www.stooq.pl](http://www.stooq.pl). Na podstawie szeregów cen wyznaczono procentowe zwroty logarytmiczne. W badaniu uwzględniono wyłącznie zwroty obserwowane w dniach, w których miały miejsce ogłoszenia, od momentu ogłoszenia wskaźnika (14:30 lub 15:15 dla indeksu produkcji przemysłowej) przez pół godziny.

## 2.2. Metodologia

Zastosowano model zaproponowany w pracy Almeida, Goodhart i Payne [1998]. Wybór tego modelu podyktowany jest tym, że szacuje się w nim zaledwie dwa parametry, a metodą estymacji jest regresja liniowa. W modelu tym uwzględnia się zależność między obserwowanym zwrotem z instrumentu finansowego a danym wskaźnikiem makroekonomicznym. Niech  $x_{i,t}$  oznacza ogłoszoną wartość  $i$ -tego wskaźnika makroekonomicznego w czasie  $t$ , a  $x_{i,t}^e$  oznacza prognozowaną wartość tego wskaźnika, wynikającą z przeprowadzonych ankiet. Błąd prognozy (*ex post*)  $x_{i,t}^u$  zdefiniowany jest jako różnica między wartością ogłoszoną a wartością prognozy  $i$ -tego wskaźnika w czasie  $t$ ,  $x_{i,t}^u = x_{i,t} - x_{i,t}^e$ . Zależność między zwrotem z indeksu a wielkością wskaźnika makroekonomicznego i wielkością jego prognozy opisana jest za pomocą modelu:

$$r_{i,t+k} = \beta_0 + \beta_1 x_{i,t}^u + \beta_2 x_{i,t}^e + u_{i,t}. \quad (1)$$

gdzie  $r_{i,t+k} = p_{t+k} - p_t$  jest śróddziennym zwrotem logarytmicznym obserwowanym w interwale  $(t, t+k)$ ,  $k$  określa długość interwału, w jakim wyznaczany jest zwrot śróddzienny (np.  $k = 5$  oznacza zwrot pięciominutowy),  $x_{i,t}^u$  jest błędem prognozy,  $x_{i,t}^e$  wyraża prognozowaną wartość wskaźnika, a składnik losowy  $u_{i,t}$  jest sferyczny i ma rozkład normalny.

Model pozwala określić, jaka część obserwowanego zwrotu wynika z prognozy, a jaka z błędu prognozy w wyznaczonym przedziale czasowym. Jeżeli rynek natychmiastowo dyskontuje wszystkie dostępne informacje, zmienna  $x_{i,t}^e$  wyrażająca prognozowaną wartość wskaźnika ekonomicznego nie powinna być statystycznie istotna. Po nałożeniu warunku na parametr  $\beta_2 = 0$ , szacuje się model o postaci

$$r_{i,t+k} = \beta_0 + \beta_1 x_{i,t}^u + u_{i,t}. \quad (2)$$

Model ten wyraża zależność między stopą zwrotu obserwowaną w określonym interwale czasowym  $(t, t+k)$  a błędem prognozy. W badaniu rozważaliśmy 5 interwałów dla pomiaru zwrotów: 5, 10, 15, 20 oraz 30 minut. Poniżej prezentujemy rezultaty dla zwrotów 5-minutowych, ponieważ te oszacowania okazały się najlepsze. Wpływ „niespodzianki” związanej z ogłoszeniem innej wartości niż prognozowana wartość wskaźnika makroekonomicznego mierzony jest wartością parametru  $\beta_1$ .

W pracy Almeida, Goodhart i Payne [1998] nałożono również warunek na wyraz wolny ( $\beta_0 = 0$ ). Ze względu na utratę własności wartości współczynnika determinacji w modelu bez wyrazu wolnego pozostawiamy w modelu wyraz wolny i każdorazowo sprawdzamy istotność tej zmiennej.

### 3. Wyniki badania

#### 3.1. Badanie reakcji rynku na ogłoszenia makroekonomiczne

W celu określenia reakcji rynku na ogłoszenia makroekonomiczne szacujemy parametry równania regresji liniowej (równanie 2) dla 12 ogłoszeń makroekonomicznych ze Stanów Zjednoczonych. Najpierw badamy, czy w interwale 5-minutowym bezpośrednio po ogłoszeniu wielkości wskaźnika makroekonomicznego występuje systematyczna odpowiedź uwzględniająca odchylenia od publikowanej wartości prognozy. W równaniu regresji zmienną objaśnianą jest

zwrot 5-minutowy, a zmienną objaśniana różnica między prognozą wskaźnika makroekonomicznego a jego ogłoszoną wielkością. Przeprowadzone testy Dickeya-Fullera wykazały, że zarówno zmienne objaśniane, jak i zmienne objaśniające są stacjonarne.

W tabeli 1 przedstawiamy oszacowania regresji dla poszczególnych wskaźników makroekonomicznych wraz z oszacowanymi współczynnikami  $\beta_i$ , błędami standardowymi dla ocen współczynników  $d_i$  i wartościami współczynnika determinacji  $R^2$ . Ogłoszenia uporządkowano alfabetycznie.

Znaki oszacowanych parametrów stojących przy zmiennych objaśniających są zgodne z oczekiwaniami prezentowanymi w dostępnej literaturze [Conrad, Corner i Landsman 2002]. Przykładowo, jeżeli faktyczna wartość wskaźnika zaufania konsumentów (CC) będzie wyższa niż prognoza wskaźnika (błąd prognozy ma znak dodatni), wówczas reakcja rynku będzie pozytywna. Natomiast w przypadku stopy bezrobocia (UN) wyższa niż prognozowana wartość wskaźnika (znak dodatni błędu prognozy) będzie związana z negatywną reakcją rynku. W tabeli pominięto oszacowania dla wyrazu wolnego, ale we wszystkich oszacowanych modelach wyraz wolny nie jest statystycznie istotnie różny od zera. Obserwujemy systematyczną reakcję na różnicę między wartością ogłoszoną a wartością prognozowaną wskaźnika w następujących przypadkach: ogłoszenia zaufania konsumentów (CC), zamówień dóbr trwałych (DGO), produktu narodowego brutto (GDP), produkcji przemysłowej (IP), indeksu nabywczego menedżerów (ISM), zmian w zatrudnieniu w sektorze pozarolniczym (NFP), sprzedaży nowych domów (NHS) oraz sprzedaży detalicznej (RS).

Wartości współczynnika determinacji, jakkolwiek niezbyt wysokie, są porównywalne z przedstawionymi w pracy Almeida, Goodharta i Payne'a [1998]. W badaniach, w których zmienną objaśniającą są zwroty śróddzienne, nie uzyskuje się wyższych współczynników determinacji. Najwyższy  $R^2$  uzyskano w regresji, w której zmienną objaśniającą jest błąd prognozy dla ogłoszenia wskaźnika zaufania konsumentów. Wartości oszacowanych parametrów dla poszczególnych rynków są dość zbliżone.

Wśród rozpatrywanych wskaźników nie potwierdzono występowania zależności między zwrotami i błędami prognoz dla ogłoszeń wskaźników inflacji cen konsumentów i producentów (CPI, PPI), bilansu handlu zagranicznego (TB) oraz stopy bezrobocia (UN). Również w pracy Almeida, Goodharta i Payne'a [1998] nie wykazano statystycznie istotnej zależności w przypadku kilku ogłoszeń.



**Tabela 1. Oszacowania modelu regresji dla zwrotów 5-minutowych i błędów prognoz poszczególnych wskaźników. Szacowana regresja ma postać  $r_{i,t+k} = \beta_0 + \beta_1 x_{i,t}^u + u_{i,t}$**

| Wyszczególnienie |             | Wskaźnik makroekonomiczny |             |             |             |             |             |
|------------------|-------------|---------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| indeks           | oszacowanie | CC                        | CPI         | DGO         | GDP         | IP          | ISM         |
| CAC40            | $\beta_1$   | <b>0,28</b>               | -0,08       | <b>0,12</b> | <b>0,16</b> | <b>0,11</b> | <b>0,19</b> |
|                  | $d_i$       | 0,04                      | 0,04        | 0,04        | 0,05        | 0,02        | 0,04        |
|                  | $R_2$       | 0,50                      | 0,06        | 0,17        | 0,19        | 0,37        | 0,28        |
| DAX              | $\beta_1$   | <b>0,29</b>               | -0,50       | <b>0,12</b> | <b>0,16</b> | <b>0,09</b> | <b>0,19</b> |
|                  | $d_i$       | 0,04                      | 0,32        | 0,04        | 0,05        | 0,02        | 0,04        |
|                  | $R_2$       | 0,52                      | 0,05        | 0,19        | 0,20        | 0,35        | 0,28        |
| WIG20            | $\beta_1$   | <b>0,29</b>               | -1,03       | <b>0,18</b> | <b>0,21</b> | <b>0,18</b> | <b>0,17</b> |
|                  | $d_i$       | 0,04                      | 0,29        | 0,04        | 0,05        | 0,02        | 0,04        |
|                  | $R_2$       | 0,48                      | 0,21        | 0,27        | 0,23        | 0,56        | 0,26        |
|                  |             |                           |             |             |             |             |             |
| indeks           | oszacowanie | NFP                       | NHS         | PPI         | RS          | TB          | UN          |
| CAC40            | $\beta_1$   | <b>0,29</b>               | <b>0,18</b> | -0,03       | <b>0,14</b> | -0,07       | -0,09       |
|                  | $d_i$       | 0,08                      | 0,04        | 0,03        | 0,04        | 0,04        | 0,09        |
|                  | $R_2$       | 0,23                      | 0,32        | 0,02        | 0,19        | 0,07        | 0,02        |
| DAX              | $\beta_1$   | <b>0,34</b>               | <b>0,17</b> | -0,01       | <b>0,16</b> | -0,08       | -0,08       |
|                  | $d_i$       | 0,07                      | 0,04        | 0,03        | 0,04        | 0,04        | 0,09        |
|                  | $R_2$       | 0,29                      | 0,29        | 0,00        | 0,22        | 0,09        | 0,01        |
| WIG20            | $\beta_1$   | <b>0,32</b>               | <b>0,24</b> | 0,00        | <b>0,25</b> | -0,03       | -0,14       |
|                  | $d_i$       | 0,07                      | 0,05        | 0,05        | 0,04        | 0,03        | 0,08        |
|                  | $R_2$       | 0,28                      | 0,32        | 0,00        | 0,38        | 0,02        | 0,06        |

Pogrubione wartości oszacowań parametrów oznaczają statystyczną istotność na poziomie  $\alpha = 0.01$ . Testy przeprowadzone na resztach z modeli wykazały homoskedastyczność reszt i brak autokorelacji w resztach.

Ponieważ ogłoszenie stopy bezrobocia jest jednocześnie z ogłoszeniem zmian zatrudnienia w sektorze pozarolniczym, dodatkowo zbadano wpływ błędów prognoz zaobserwowanych dla obu wskaźników na zwroty 5-minutowe następujące bezpośrednio po ogłoszeniu. Oszacowany model ma postać:

$$r_{t+k} = \beta_0 + \beta_1 NFP_t^u + \beta_2 UN_t^u + u_{i,t}, \quad (3)$$

gdzie zmienne objaśniające to błąd prognozy dla wskaźnika zatrudnienia w sektorze pozarolniczym  $NFP_t^u$  oraz błąd prognozy dla wskaźnika stopy bezrobocia  $UN_t^u$ . W badanym okresie współczynnik korelacji między błędami prognoz dla stopy bezrobocia i zmian w zatrudnieniu wynosi zaledwie 0,12.

**Tabela 2. Oszacowania parametrów regresji  $r_{t+k} = \beta_0 + \beta_1 NFP_t^u + \beta_2 UN_t^u + u_{i,t}$  dla zwrotów 5-minutowych obserwowanych w pierwszych pięciu minutach po ogłoszeniu wskaźników zmian zatrudnienia w sektorze pozarolniczym oraz stopy bezrobocia**

| Wyszczególnienie |             | Wskaźnik makroekonomiczny |              |
|------------------|-------------|---------------------------|--------------|
| indeks           | oszacowanie | NFP                       | UN           |
| CAC40            | $\beta_1$   | <b>0,31</b>               | -0,13        |
|                  | $d_i$       | 0,07                      | 0,08         |
|                  | $R_2$       | 0,28                      |              |
| DAX              | $\beta_1$   | <b>0,35</b>               | -0,12        |
|                  | $d_i$       | 0,07                      | 0,07         |
|                  | $R_2$       | 0,33                      |              |
| WIG20            | $\beta_1$   | <b>0,34</b>               | <b>-0,19</b> |
|                  | $d_i$       | 0,07                      | 0,07         |
|                  | $R_2$       | 0,38                      |              |

Pogrubione wartości parametrów oznaczają statystyczną istotność na poziomie  $\alpha = 5\%$ . Testy przeprowadzone na resztach z modeli wykazały homoskedastyczność reszt i brak autokorelacji w resztach.

Powszechnie w literaturze wyznawany jest pogląd, że sytuacja na amerykańskim rynku pracy ma zwykle duże znaczenie dla kształtowania się zwrotów śróddziennych (zob. np. Almeida, Goodhart i Payne [1998]; Andersen i Bollerslev [1998]; Andersen, Bollerslev i Diebold [2007]). Powyższe rezultaty wskazują, że z dwóch uwzględnionych w badaniu informacji większe znaczenie dla kształtowania zwrotów ma wskaźnik zmian w zatrudnieniu w sektorze pozarolniczym niż wskaźnik stopy bezrobocia, choć w przypadku indeksu WIG20 oba wskaźniki są statystycznie istotne.

Powyższe rezultaty pozwalają wnioskować, że reakcja na ogłoszenia makroekonomiczne jest szybka – zachodzi w ciągu pierwszych pięciu minut po ogłoszeniu.

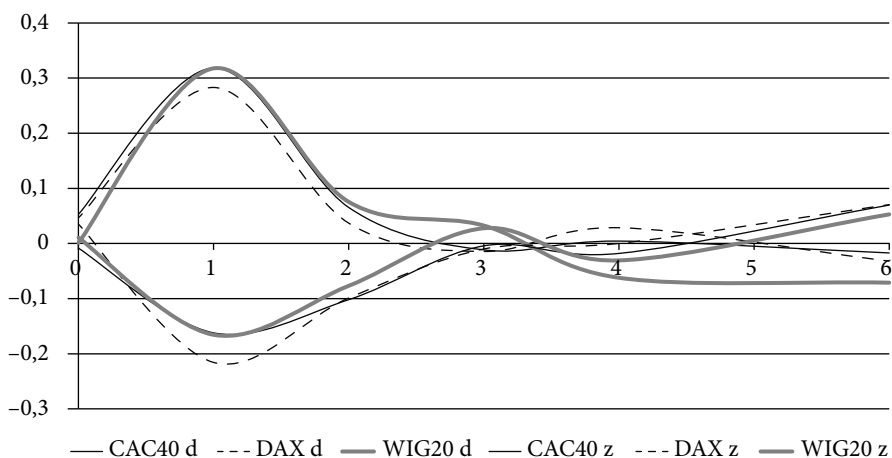
### 3.2. Reakcja uwzględniająca podział na dobre i złe wiadomości

W literaturze badań reakcji na ogłoszenia makroekonomiczne rozróżnia się reakcję na dobre i złe wiadomości. W przypadku dobrych wiadomości oczekuje się dodatnich zwrotów, w przypadku złych wiadomości – ujemnych. Jeżeli występuje efekt dźwigni [Black 1976], straty wywołane złymi wiadomościami będą relatywnie większe niż zyski będące efektem ogłoszenia dobrych wiadomości. W celu porównania reakcji na dobre i złe informacje wyznaczamy średnie zwroty obserwowane w interwałach 5-minutowych od momentu ogłoszenia przez 30 minut, obliczone osobno dla ogłoszeń określonych jako dobre i złe informacje.

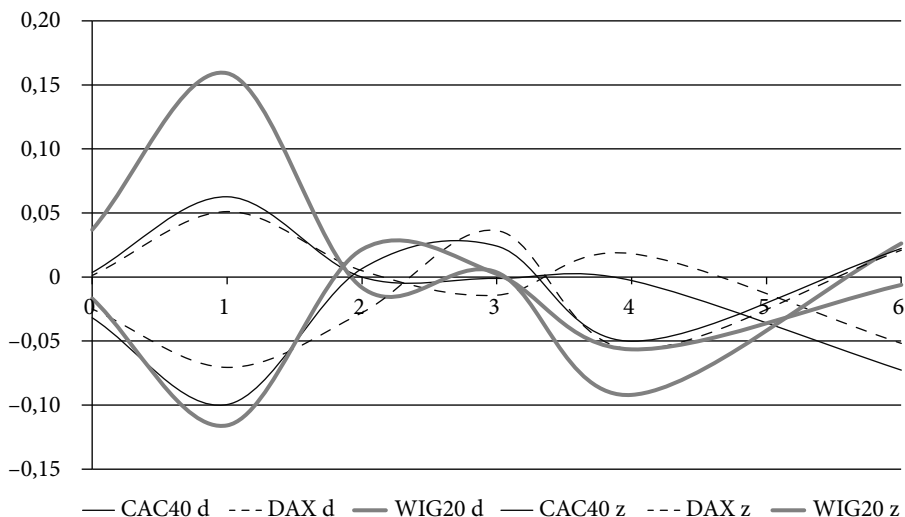
W podziale na te kategorie informacji posłużyliśmy się oszacowaniami z regresji (2). W przypadku wskaźnika cen konsumentów (CPI), wskaźnika cen producentów (PPI), bilansu handlu (TB) przez dobrą wiadomość rozumiemy taką sytuację, gdy wartość faktyczna ogłoszonego wskaźnika jest niższa niż wartość prognozowana, w pozostałych przypadkach dobra wiadomość jest związana z publikacją wyższej niż prognozowana wartości wskaźnika.

Na rysunkach 1–6 przedstawiamy uśrednione zwroty z indeksów dla 6 wybranych wskaźników makroekonomicznych: (rysunek 1) zatrudnienia w sektorze pozarolniczym (NFP), (rysunek 2) produkcji przemysłowej (IP), (rysunek 3) produktu krajowego brutto (GDP), (rysunek 4) sprzedaży detalicznej (RS), (rysunek 5) wskaźnika cen konsumentów (CPI) oraz (rysunek 6) wskaźnika bilansu handlu (TB). Dobór wskaźników jest podyktowany zrównoważeniem liczby dobrych i złych wiadomości. Niektóre ze wskaźników ogłaszane są o godz. 16.00, co w przypadku WIG20 w przeważającej części badanego okresu oznacza brak możliwości obserwacji zachowania się indeksu (od 2007.01 do 2010.12 dzień sesyjny trwał do 16:10), dlatego też te wskaźniki pominięto w tej części badania.

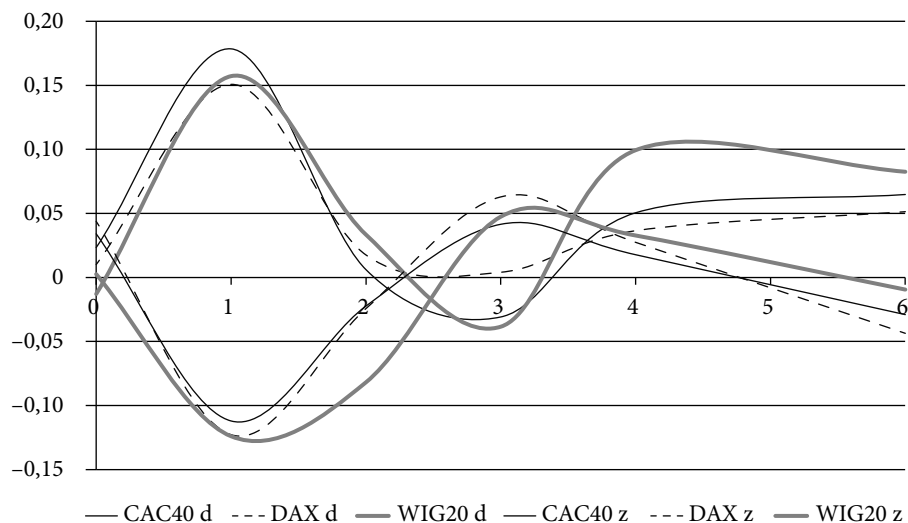
Na każdym rysunku przedstawiono siedem 5-minutowych zwrotów w wybranych dniach, w których ogłoszono wskaźniki. Zwrot oznaczony jako „0”, to średni zwrot obserwowany o 14:30, a ostatni zwrot obserwowany jest o 15:00. Dla większej przejrzystości rysunku połączono punkty odpowiadające zwrotom poszczególnych indeksów w przypadku dobrych i złych wiadomości.



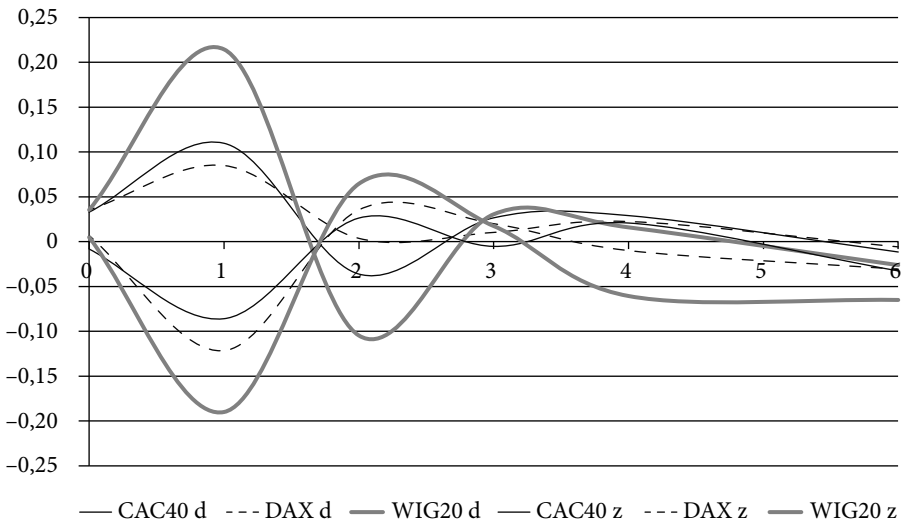
**Rysunek 1.** Średnie zwroty z indeksów CAC40, DAX i WIG20 z podziałem na dobre (d) i złe (z) wiadomości w okresie 30 minut od momentu ogłoszenia wskaźnika zmian zatrudnienia w sektorze pozarolniczym (NFP) (częstotliwość obserwacji co 5 minut). Liczba dobrych wiadomości: 19, liczba złych: 32.



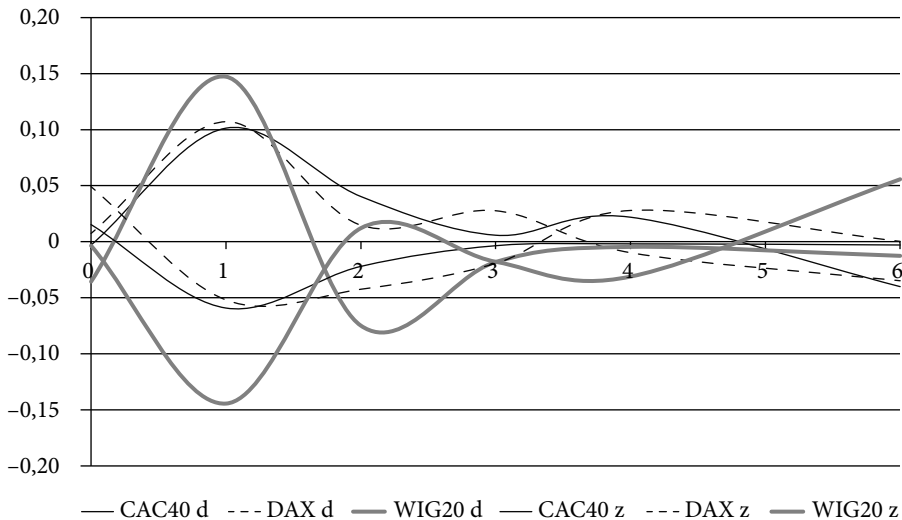
**Rysunek 2.** Średnie zwroty z indeksów CAC40, DAX i WIG20 z podziałem na dobre (d) i złe (z) wiadomości w okresie 30 minut od momentu ogłoszenia wskaźnika produkcji przemysłowej (częstotliwość obserwacji co 5 minut). Liczba dobrych wiadomości: 24, liczba złych: 27.



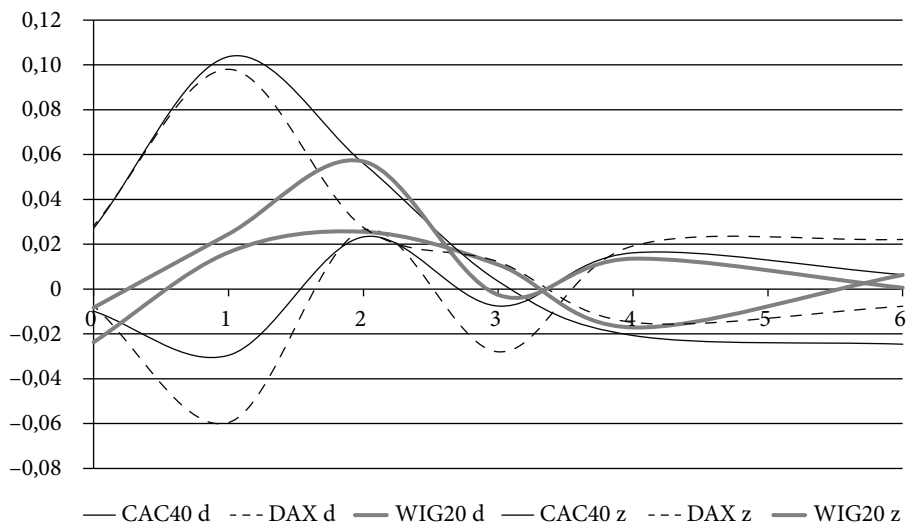
**Rysunek 3.** Średnie zwroty z indeksów CAC40, DAX i WIG20 z podziałem na dobre (d) i złe (z) wiadomości w okresie 30 minut od momentu ogłoszenia wskaźnika produktu krajowego brutto (GDP) (częstotliwość obserwacji co 5-minut). Liczba dobrych wiadomości: 20, liczba złych: 31.



**Rysunek 4.** Średnie zwroty z indeksów CAC40, DAX i WIG20 z podziałem na dobre (d) i złe (z) wiadomości w okresie 30 minut od momentu ogłoszenia wskaźnika sprzedaż detaliczna (RS) (częstotliwość obserwacji co 5 minut). Liczba dobrych wiadomości: 27, liczba złych: 24.



**Rysunek 5.** Średnie zwroty z indeksów CAC40, DAX i WIG20 z podziałem na dobre (d) i złe (z) wiadomości w okresie 30 minut od momentu ogłoszenia wskaźnika cen konsumenta (CPI) (częstotliwość obserwacji co 5 minut). Liczba dobrych wiadomości: 20, liczba złych: 31.



Rysunek 6. Średnie zwroty z indeksów CAC40, DAX i WIG20 z podziałem na dobre (d) i złe (z) wiadomości w okresie 30 minut od momentu ogłoszenia wskaźnika bilansu handlu (TB) (częstotliwość obserwacji co 5 minut). Liczba dobrych wiadomości: 23, liczba złych: 28.

Z rysunków 1–6 wynika, że odpowiedź w zwrotach z indeksów na ogłoszenia makroekonomiczne następuje bezpośrednio po zdarzeniu w ciągu pierwszych 5 minut. Zwrot obserwowany po 10 minutach jest odpowiednio zwrotem niższym (w przypadku wiadomości dobrych) bądź wyższym (w przypadku wiadomości złych) w porównaniu do zwrotu poprzedniego. Reakcja na dobre i złe wiadomości jest co do zasady zróżnicowana. Zgodnie z oczekiwaniami w wyniku dobrych wiadomości obserwujemy średnio dodatnie zwroty, w wyniku złych – ujemne. W próbie występują jednak wyjątki od tej reguły: w przypadku indeksu WIG20 reakcja na ogłoszenie wskaźnika bilansu handlu, zarówno w przypadku dobrych, jak i złych wiadomości, jest taka sama (wzrost wartości indeksu).

Reakcja na dobre i złe wiadomości w niektórych przypadkach jest symetryczna, ale przeważa asymetria w zwrotach. Przykładem na symetrię w reakcji na dobre i złe informacje jest zachowanie indeksu WIG20 na skutek ogłoszenia wskaźnika cen konsumenta (CPI). Asymetrię w reakcji obserwujemy przykładowo w reakcji WIG20 na ogłoszenie wskaźnika produkcji przemysłowej, gdzie przeciętny wzrost zwrotów w wyniku dobrych wiadomości w ciągu pierwszych 5 minut jest względnie większy niż spadek wywołany złymi wiadomościami. Podobnie jest w przypadku wskaźnika zatrudnienia w sektorze

pozarolniczym (dotyczy to wszystkich 3 badanych indeksów). Natomiast w przypadku indeksu CAC40 i ogłoszenia produktu narodowego brutto obserwujemy, że przeciętny wzrost zwrotów w wyniku dobrych wiadomości w ciągu pierwszych 5 minut jest względnie mniejszy niż spadek wywołany złymi wiadomościami. Podobna zależność występuje dla tego samego indeksu w odniesieniu do wskaźnika produkcji przemysłowej.

Na rysunkach wskaźnika zatrudnienia w sektorze pozarolniczym, produkcji przemysłowej, sprzedaży detalicznej oraz produktu narodowego brutto obserwujemy pewną regularność (wzorzec) odpowiedzi na dobre i złe wiadomości. W przypadku pozostałych ogłoszeń wzorzec nie jest już tak wyrazisty.

## Zakończenie

W niniejszym artykule przedstawiono propozycję badania wpływu ogłoszeń makroekonomicznych ze Stanów Zjednoczonych na zwroty trzech indeksów giełd europejskich: francuskiego (CAC40), niemieckiego (DAX) oraz polskiego (WIG20). We wszystkich przypadkach są to indeksy największych i najbardziej płynnych spółek notowanych na danych rynkach. Reakcja na ogłoszenia makroekonomiczne występuje w większości badanych ogłoszeń. Wykazano, że ogłoszenia wskaźnika zaufania konsumentów, zamówień dóbr trwałych, produktu narodowego brutto, produkcji przemysłowej, instytutu zarządzania podażą, zmian zatrudnienia w sektorze pozarolniczym, oraz sprzedaży detalicznej mają istotny wpływ na śróddzienne zwroty bezpośrednio po ogłoszeniu informacji. Reakcja na ogłoszenia jest dość zbliżona dla poszczególnych indeksów. W przypadku ogłoszeń publikowanych w tym samym czasie, stopy bezrobocia i zatrudnienia w sektorze pozarolniczym reakcja rynku jest w większym stopniu determinowana przez ten drugi wskaźnik. Odpowiedź rynku na ogłoszenia jest zróżnicowana ze względu na charakter informacji: generalnie informacje pozytywne powodują wzrost zwrotów, a negatywne ich spadek. Reakcja na dobre i złe wiadomości dla poszczególnych indeksów najczęściej jest asymetryczna. Powyższe wyniki mogą być użyteczne z punktu widzenia inwestorów giełdowych i tworzonych przez nich strategii inwestycyjnych. Reakcja na ogłoszenia makroekonomiczne uwzględniana jest również w algorytmach transakcyjnych.

## Bibliografia

- Almeida, A., Goodhart, C., Payne, R., 1998, *The Effects of Macroeconomic News on High Frequency Exchange Rate Behavior*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, no. 33, s. 383–408.
- Andersen, T.G., Bollerslev, T., 1998, *Deutsche Mark-Dollar Volatility: Intraday Volatility Patterns, Macroeconomic Results and Longer Run Dependencies*, Journal of Finance, no. 53, s. 219–265.
- Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X., 2007, *Roughing It Up: Including Jump Components in the Measurement, Modelling and Forecasting of Return Volatility*, The Review of Economics and Statistics, no. 89, s. 701–720.
- Balduzzi P., Elton E.J., Green T.C., 2001, *Economic News and Bond Prices: Evidence from the US Treasury Market*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, no. 36(4), s. 523–543.
- Black, F., 1976, *The Pricing of Commodity Contracts*, Journal of Financial Economics, no. 3, s. 167–179.
- Conrad, J., Corner, B., Landsman, W., 2002, *When Is Bad News Really Bad News*, Journal of Finance, no. 57, s. 2507–2532.
- Entorf, H., Gross, A., Steiner, Ch., 2011, *Business Cycle Forecasts and Their Implications for High-Frequency Stock Market Returns*, Journal of Forecasting, DOI: 10.1002/for.1206.
- Fama E., 1970, *Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work*, Journal of Finance, no. 25, s. 383–417.
- Fama E., Schwert W.G., 1977, *Asset Returns and Inflation*, Journal of Financial Economics, no. 5, s. 115–146.
- Fischer, S., Merton, R.C., 1984, *Macroeconomics and Finance: The Role of the Stock Market*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 21, s. 57–108.
- Goodhart, C.A.E., 1989, *'News' and the Foreign Exchange Market*, Proceedings of the Manchester Statistical Society, s. 1–79.
- Harju, K., Hussain, S., 2006, *Intraday Seasonalities and Macroeconomic News Announcements*, HANKEN-Swedish School of Economics and Business Administration, Working Papers, s. 12.
- Nelson C.R., 1976, *Inflation and Rates of Return on Common Stocks*, Journal of Finance, vol. 31, no. 2, s. 471–483.
- Veredas, D., 2010, *Macroeconomic Surprises and Short-term Behavior in Bond Futures*, Empirical Economics, vol. 30, s. 843–866.