Barbara Będowska-Sójka

Ogłoszenia danych makroekonomicznych i zmienność indeksu WIG

Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania 9, 391-402

2008

Artykuł został opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

MUZEUM HISTORII POLSKI

STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 9

BARBARA BĘDOWSKA-SÓJKA

OGŁOSZENIA DANYCH MAKROEKONOMICZNYCH I ZMIENNOŚĆ INDEKSU WIG

Wprowadzenie[1]

Wpływ informacji na cenę instrumentu finansowego jest przedmiotem licznych badań z zakresu ekonometrii finansowej. Fakt, iż zmienność na rynkach finansowych charakteryzuje występowanie autokorelacji w jej szeregu, jest szeroko opisany w literaturze (Bollerslev et al. 1992). Mniej dokładnie zbadano przyczyny występowania autokorelacji w szeregach zmienności.

Jednym ze sposobów poszukiwania odpowiedzi na pytanie o źródła autokorelacji w zmienności jest badanie reakcji rynku na ogłoszenia makroekonomiczne (Li i Engle 1998). Spośród informacji mających wpływ na zachowanie instrumentów finansowych, informacje makroekonomiczne są najbardziej przewidywalne, jeżeli wziąć pod uwagę czas ich ogłaszania (spora część z nich jest publikowana w ustalonym wcześniej momencie). Większość informacji publikowana jest cyklicznie (raz na miesiąc lub raz na kwartał), co znacznie ogranicza grupowanie się informacji i autokorelację. Zarówno informacje makroekonomiczne, jak i prognozy wielkości makroekonomicznych, są dostępne dla wszystkich uczestników rynku. Wszystkie te cechy powodują, że reakcja na ogłoszenia makroekonomiczne będzie różna od reakcji na informacje związane bezpośrednio z jedną spółką, czyli informacje o charakterze specyficznym.

W literaturze wyróżnia się kilka podejść w badaniach reakcji rynku na ogłoszenie informacji. Z jednej strony badania poświęcone są modelowaniu

[1] Praca finansowana ze środków na naukę w latach 2007-2010 w ramach projektu NN 111 1256 33.

warunkowej wartości oczekiwanej dla zwrotów (Andersen, Bollerslev, Diebold i Vega 2003, 2007), z drugiej badaniu podlega wpływ informacji na zmienność zwrotów (Andersen i Bollerslev 1998, Li i Engle 1998). Warto zaznaczyć, że badania reakcji na ogłoszenie informacji makroekonomicznych przeprowadzane są zarówno dla różnych typów instrumentów (przede wszystkim dla kursów walutowych i obligacji, w mniejszym stopniu dla rynków akcji i indeksów), jak i dla danych o różnych częstotliwościach (dzienne i dane śróddzienne *intraday*).

W pracy zbadano wpływ wybranych ogłoszeń makroekonomicznych na zmienność dziennych zwrotów z indeksu WIG. Spośród dostępnych danych makroekonomicznych wybrano następujące wskaźniki: indeks produkcji przemysłowej, indeks cen producenta oraz ogłoszenia dotyczące poziomu bezrobocia w Polsce jako standardowe wskaźniki krajowe przyjmowane w podobnych badaniach prowadzonych dla rynku obligacji i kursów walutowych (Ederington i Lee (1993), Li i Engle (1998)). Dodatkowo uwzględniono ogłoszenia dotyczące bezrobocia na rynku amerykańskim.

W pierwszej kolejności zbadano, czy ogłoszenie informacji dotyczącej wartości wybranych wskaźników wpłynęło na zmienność indeksu. Następnie zbadano, czy istnieje zróżnicowana reakcja dla informacji pozytywnych i negatywnych. Ponadto zbadano, jak kształtuje się zmienność zrealizowana w dniach ogłoszenia komunikatów.

W badaniu zastosowano modele warunkowej autoregresyjnej heteroskedastyczności ARCH, co pozwoliło na uzyskanie przybliżenia warunkowej zmienności, której wartość jest nieobserwowalna i uzależniona od dotychczasowej informacji. Zastosowanie modeli tej klasy było podyktowane występowaniem wysokiej autokorelacji w szeregach kwadratów zwrotów z indeksu. Zastosowane w oszacowaniach modele należą do rodziny modeli GARCH zaproponowanych przez Engle'a (1982) i Bollersleva (1986),

W literaturze znanych jest kilka badań dotyczących reakcji rynku na ogłoszenia makroekonomiczne przeprowadzanych w oparciu o dane dzienne. Chan, Karceski i Lakonishok (1998) nie wykazali żadnej reakcji czynników makroekonomicznych na zwroty z akcji. Lamont (2000) wykazał, że wśród czynników makroekonomicznych znaczenie dla kształtowania się wartości indeksu mają wskaźnik produkcji przemysłowej, konsumpcji oraz wskaźnik dochodu. Flannery i Protopapadakis (2002) wykazali istnienie wpływu publikacji danych makroekonomicznych na zwroty i ich wariancję warunkową. Nikkinen i Sahlst-

rőm (2004) weryfikowali znaczenie ogłoszeń makroekonomicznych w Stanach Zjednoczonych na niemiecki i fiński rynek akcji i wykazali, że ogłoszenia te mają istotny wpływ na kształtowanie się zwrotów z akcji.

Plan artykułu jest następujący: w następnym punkcie opisano próbę badawczą i przedstawiono podstawowe statystyki opisowe. Następnie przedstawiono modele, zarówno dla zwrotów z indeksu WIG, jak i dla miary zmienności, jaką jest różnica między ceną zamknięcia a ceną otwarcia indeksu, i uwzględniono zmienne odpowiadające za napływ informacji. W kolejnym punkcie przedstawiono model, w którym badano, czy reakcja rynku na zdarzenia pozytywne i negatywne jest zróżnicowana. W punkcie piątym przedstawiono oszacowanie modelu, w którym uwzględniono wyłącznie ogłoszenie wskaźnika bezrobocie w Polsce. W ostatnim punkcie przedstawiono wnioski końcowe. Autorce nie jest znane badanie dotyczące reakcji rynku na ogłoszenia makroekonomiczne na polskim rynku kapitałowym z wykorzystaniem modeli zmienności typu GARCH.

Próba badawcza i statystyki opisowe

W badaniu uwzględniono dzienne zwroty z indeksu WIG w okresie 30.03.2004-30.03.2007, jak również ceny otwarcia i zamknięcia WIG. Zwroty obliczono jako różnicę logarytmów cen z dwóch sąsiadujących ze sobą dni. Ceny akcji będące podstawą do obliczenia zwrotów pochodzą z www.stooq.pl.

Daty ogłoszeń makroekonomicznych są zebrane w oparciu o dane dostępne na stronie www.parkiet.com.pl oraz www.onet.pl.

Dobór okresu badawczego podyktowany był dostępnością danych na wspomnianych stronach www. Spośród dostępnych wskaźników wybrano te, które najczęściej były stosowane w cytowanych w pracy badaniach reakcji rynku na ogłoszenia makroekonomiczne.

W tabeli 1 zawarto podstawowe charakterystyki dziennych zwrotów w badanym okresie i trzech miar zmienności oraz porównano zwroty i zmienność dla dni, w których występują ogłoszenia i dla pozostałych dni.

Średnie zwroty dzienne w badanym okresie wyniosły 0.12%, przy wartości maksymalnej 4.06% (w dniu 27.06.2006) i minimalnej -5.47% w dniu

22.05.2006[2]. Dodatkowo w tabeli przedstawiono wartości współczynników autokorelacji dla opóźnienia 1 i 5 dla badanego szeregu. Wartości statystyk Boxa-Pierce'a wskazują, iż stopy zwrotu z indeksu wykazują autokorelację w zmienności. Na tej podstawie można stwierdzić, iż stosowanie modelu z rodziny ARCH dla szeregu WIG w badanym okresie jest uzasadnione.

Tabela 1. Porównanie zwrotów w dniu ogłoszenia raportów makroekonomicznych

	czyste zwroty	otwarcie-zamknięcie	moduły	kwadraty
cała próba	759			
średnia	0.12	0.06	0.80	1.17
odchylenie standardowe	1.08	0.92	0.73	2.33
max	4.06	3.52	5.47	29.97
min	-5.47	-4.70	0.00	0.00
autokorelacja	0.08			
Indeks cen producenta	34			
średnia	0.26	0.17	0.88	1.25
odchylenie standardowe	1.10	0.92	1.78	1.78
Bezrobocie (PL)	36			
średnia	0.05	0.06	0.53	0.56
odchylenie standardowe	0.74	0.81	0.83	0.47
Produkcja przemysłowa	34			
średnia	0.26	0.17	1.25	0.88
odchylenie standardowe	1.10	0.92	1.78	0.70
Bezrobocie (US)	34			
średnia	0.36	0.19	1.82	1.02
odchylenie standardowe	1.32	0.97	2.77	0.90

W literaturze obserwuje się, że w dniach ujawniania informacji makroekonomicznych zmienność zwrotów rośnie (Li i Engle 1998). Na podstawie tabeli 1 nie można jednoznacznie określić takiej tendencji w odniesieniu do zwrotów z WIG. W przypadku wskaźników indeksu cen producenta i produkcji przemysłowej zauważyć można, że zarówno przeciętne zwroty, jak i zmienność są większe w dniu ogłoszenia. Zmienność zwrotów mierzono jako kwadrat zwrotów, wartość bezwzględną zwrotów oraz różnicę miedzy ceną otwarcia a ceną zamknięcia (Jones, Lamont i Lumsdaine 1998). Natomiast w przypadku ogłoszeń dotyczących bezrobocia w Polsce zwroty i

[2] W pierwszym przypadku ogłoszono zmianę wysokości stopy interwencyjnej, w drugim przypadku najniższa stopa zwrotu mogła być związana z reakcją na ogłoszenia dotyczące wzrostu w indeksie cen producenta i spadku produkcji przemysłowej – oba ogłoszenia miały miejsce w piątek 19.05.

szeń dotyczących bezrobocia w Polsce zwroty i zmienność są niższe niż dla całej próby. W odniesieniu do ogłoszeń dotyczących bezrobocia na rynku amerykańskim, zwroty z indeksu WIG w dniach ogłoszenia komunikatów są zdecydowanie wyższe niż w pozostałych dniach.

Model

W celu doboru najlepszego modelu dla szeregu zwrotów logarytmicznych z WIG oraz różnic miedzy ceną zamknięcia a ceną otwarcia, zweryfikowano stacjonarność i długą pamięć badanych szeregów[3]. W celu weryfikacji istnienia pierwiastka jednostkowego zastosowano test KPSS, a testowanie długiej pamięci przeprowadzono w oparciu o test Geweke i Porter-Hudaka. Przeprowadzone testy wykazały, że oba szeregi są stacjonarne i nie wykazują długiej pamięci. Dodatkowo przeprowadzono test długiej pamięci dla kwadratów szeregów, który wykazał występowanie długiej pamięci w szeregach kwadratów różnic między ceną zamknięcia i ceną otwarcia w badanym okresie.

Dla obu szeregów zbudowano modele. Dla szeregu zwrotów najlepszym modelem okazał się model ARMA(1,0)-FIGARCH(1,1),) dla różnic między ceną zamknięcia i otwarcia – model ARMA(0,0)-GARCH(1,1). Oszacowane parametry przedstawiono w tabeli 1. W pierwszym przypadku w równaniu średniej zastosowano następujący model:

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + a_t \tag{1}$$

gdzie r_t jest logarytmiczną stopą zwrotu

$\{a_t\}$ jest białym szumem o założonym rozkładzie.

W równaniu wariancji użyto modelu FIGARCH (zintegrowanego ułamkowo modelu GARCH), którego wariancję warunkową można przedstawić jako[4]:

$$[1-\beta(L)]\sigma_t^2 = \alpha_0 + [1-\beta(L)-\alpha(L)(1-L)^d]a_t^2$$

gdzie: $\beta(L) = \beta_1 L + \ldots + \beta_p L^p$, $\alpha(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \ldots - \alpha_q L^q$, $d \in [0,1)$.

W drugim przypadku w równaniu średniej zastosowano:

$$(c_t - o_t) = \phi_0 + a_t$$

gdzie $(c_t - o_t)$ jest różnicą logarytmów ceny zamknięcia i ceny otwarcia w dniu t, a w równaniu wariancji użyto modelu GARCH(1,1):

[3] Wszystkie obliczenia przeprowadzono w programie OxMetrics, zob. Laurent i Peters (2002).
[4] Poniższa specyfikacja została zaproponowana przez Chunga, (1999).

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \qquad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

Z oszacowań przedstawionych w tabeli 2 wynika, że oba wybrane modele są dobrze dopasowane. Oszacowane parametry w większości przypadków są statystycznie istotne, a reszty nie wykazują autokorelacji.

Tabela 2. Oszacowania modelu ARMA(0,0)-GARCH(1,1) dla różnic między ceną zamknięcia a ceną otwarcia i ARMA(1,0)-FIGARCH(1,1) dla zwrotów z WIG.

	ARMA(0,0)-GARCH(1,1)		ARMA(1,0)-FIGARCH(1,1)	
parametr	estymator	wartość *p*	estymator	wartość *p*
równanie średniej				
φ_0	0.09	0.00	0.13	0.00
φ_1			0.06	0.08
równanie zmienności				
α_0	0.01	0.07	1.11	0.21
α_1	0.05	0.00	0.21	0.02
β_1	0.94	0.00	0.73	0.00
d			0.50	0.00
Student(DF)	9.85		8.72	
Log MNW	-963.63		-1075.66	
j	1	5	1	5
Q(j)	3.96	8.35	1.69	14.56
Q^2(j)	5.41	6.64	8.04	11.74

Współczynnik φ_0 jest stałą w równaniu średniej, α_0 jest stałą w równaniu wariancji. α_1 jest oceną parametru dla opóźnionego kwadratu reszt, β_1 jest oceną parametru dla opóźnionej wariancji reszt. Parametr *d* jest oszacowaniem integracji ułamkowej w modelu FIGARCH. Rozkład reszt jest rozkładem *t* Studenta – Student(DF) określa liczbę stopni swobody rozkładu. Wartość *p* oznacza poziom istotności zmiennej. Estymacja została przeprowadzona za pomocą metody największej wiarygodności (MNW), a Log MNW oznacza wartość logarytmu funkcji wiarygodności. Q(j) i Q^2(j) są statystykami Boxa-Pierce'a dla rzędu opóźnień *j*, odpowiednio dla standaryzowanych reszt i kwadratów reszt. Opóźnienie o jeden okres odpowiada jednemu dniowi, o pięć okresów – tygodniowi. Pogrubiono statystycznie istotne oszacowania parametrów w modelu.

Następnie oszacowano modele, w których uwzględniono wpływ ogłoszeń na zmienność zwrotów. W tym celu wprowadzono do równania zmienności modelu GARCH zmienną zero-jedynkową, I_t, której wartość jest równa 1 w dniu ogłoszenia komunikatu makroekonomicznego i zero w pozostałych przypadkach.

Obok zmiennej zero-jedynkowej odpowiedzialnej za napływ informacji, do modelu włączono zmienne zero-jedynkowe odpowiednio dla dnia przed ogłoszeniem, I_{t-1}, i dnia po ogłoszeniu, I_{t+1}. Wprowadzenie dodatkowych zmiennych zero-jedynkowych ma na celu weryfikację dwóch hipotez. Włączenie do modelu zmiennej, odpowiadającej za zachowanie zwrotów przed ogłoszeniem, pozwala stwierdzić, czy ogłoszenie ważnych wskaźników makroekonomicznych jest poprzedzone okresem uspokojenia nastrojów na giełdzie (tzw. efekt ciszy przed burzą, opisany m.in. przez Jones, Lament, Lumsdaine 1998).

Tabela 3. Oszacowania modelu GARCH z dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi wprowadzonymi do równania zmienności w postaci zaprezentowanej poniżej (podobny składnik wprowadzono do równania wariancji w modelu ARMA-FIGARCH):

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \qquad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \sum_{i=-1}^{1} k_i I_{t+i}$$

	ARMA(0,0)-GARCH(1,1)		ARMA(1,0)-FIGARCH(1,1)	
parametr	estymator	wartość *p*	estymator	wartość *p*
równanie średniej				
φ_0	0.09	0.00	0.13	0.00
φ_1			0.06	0.07
równanie zmienności				
α_0	0.03	0.12	1.12	0.15
α_1	0.05	0.00	0.21	0.01
β_1	0.94	0.00	0.73	0.00
k_0	-0.13	0.30	0.05	0.75
k_{-1}	-0.07	0.56	-0.02	0.89
k_{+1}	0.07	0.44	-0.10	0.34
d			0.50	0.00
Student(DF)	9.86		8.92	
Log MNW	-962.39		-1075.28	
j	1	5	1	5
Q(j)	4.08	8.74	1.65	14.83
Q^2(j)	5.42	6.92	7.98	11.76

Jeżeli efekt taki występuje w odniesieniu do badanych zdarzeń, parametr stojący przy zmiennej odpowiadającej dniowi przed ogłoszeniem powinien być ujemny i statystycznie istotny. Uwzględnienie w modelu zmiennej, która odpowiada za zachowanie zwrotów dzień po ogłoszeniu, pozwala sprawdzić, czy szoki w zmienności charakteryzują się persystencją, czyli czy ich wpływ jest

obserwowany w dłuższym czasie. Jeżeli szoki są persystentne, wówczas dzień po ogłoszeniu należy spodziewać się podwyższonej zmienności, a więc parametr stojący przy tej zmiennej powinien mieć wartość dodatnią.

Zamieszczono w tabeli 3 oszacowania pozwalają stwierdzić, że w zwrotach nie obserwuje się reakcji związanej z wybranymi do badania ogłoszeniami makroekonomicznymi. Wprawdzie parametr stojący przy zmiennej I_{t-1} jest – zgodnie z efektem ciszy przed burzą – ujemny, ale statystycznie nieistotny. Nie obserwuje się również reakcji bezpośrednio w dniu ogłoszenia, ani dzień później (parametr dodatni, ale statystycznie nieistotny).

Z uwagi na oszczędność miejsca nie przedstawiono estymacji uwzględniającej efekt dnia w tygodniu. Oszacowano model, w którym wprowadzono zmienne zero-jedynkowe do równia wariancji dla dni w tygodniu, ale nie wykazano występowania efektu dnia w tygodniu.

Modele zmienności dla pozytywnych i negatywnych informacji

W kolejnym etapie badania podzielono badane informacje na dwie kategorie. Do pozytywnych informacji zaliczono spadek wskaźnika cen producenta, spadek bezrobocia oraz wzrost produkcji przemysłowej, do negatywnych – wzrost wskaźnika cen producenta, wzrost bezrobocia i spadek produkcji przemysłowej w odniesieniu do danych z poprzedniego miesiąca.

Ponownie oszacowano modele dla zwrotów i różnic między ceną zamknięcia i ceną otwarcia o postaci:

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \qquad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + p_t I_{p,t} + n_t I_{n,t}$$

Na podstawie rezultatów zawartych w tabeli można stwierdzić, że w przypadku szeregu różnic cen zamknięcia i cen otwarcia obserwuje się spadek zmienności w dniu poprzedzającym ogłoszenie informacji negatywnych. Natomiast w przypadku modelu dla zwrotów można zaobserwować spadek zmienności zwrotów dzień po ogłoszeniu informacji pozytywnych. W modelu dla zwrotów testy autokorelacji wykazały występowanie autokorelacji w kwadratach reszt dla pierwszego opóźnienia.

Modele zmienności dla wskaźnika bezrobocia w Polsce

W kolejnym kroku podzielono uwzględniono oddzielnie wszystkie zdarzenia i sprawdzono, czy występuje reakcja rynku w postaci zmienności zwrotów

na ich ogłoszenie. Estymację przeprowadzono w odniesieniu do wszystkich kategorii zdarzeń, uwzględniając dzień przed ogłoszeniem informacji, dzień ogłoszenia i dzień po ogłoszeniu.

Zawarte w tabeli 5 oszacowania dla modeli pozwalają stwierdzić, że w przypadku ogłoszeń wskaźnika bezrobocia w Polsce obserwuje się statystycznie istotny spadek zmienności zarówno dla różnic między ceną zamknięcia i ceną otwarcia, jak i zmienności zwrotów w dniu poprzedzającym ogłoszenie. W modelu dla zwrotów statystyczna istotność parametru stojącego przy zmiennej oznaczającej dzień ogłoszenia jest bliska założonemu poziomowi istotności i wynosi 0.06.

Tabela 4. Oszacowane modele dla informacji pozytywnych i negatywnych

	ARMA(0,0-GARCH(1,1)		ARMA(1,0)-FIGARCH(1,1)	
parametr	estymator	wartość *p*	estymator	wartość *p*
równanie średniej				
φ_0	0.10	0.00	0.13	0.00
φ_1			0.06	0.08
równanie zmienności				
α_0	0.03	0.02	1.08	0.12
α_1	0.04	0.01	0.22	0.01
β_1	0.94	0.00	0.72	0.00
n_{t-1}	-0.17	0.04		
p_{t+1}			-0.32	0.00
d			0.48	0.00
Student(DF)	11.11		9.28	
Log MNW	-961.33		-1074.02	
j	1	5	1	5
Q(j)	3.81	8.11	1.64	14.63
Q^2(j)	5.20	6.37	8.55	12.48

Podobnie jak w poprzednim przypadku, w modelu dla zwrotów obserwuje się statystycznie istotną autokorelację w opóźnieniu pierwszym dla kwadratów reszt.

Wnioski

W pracy badano reakcję zwrotów z indeksu WIG i specyficznej miary zmienności zwrotów w ciągu dnia, jaką jest różnica ceny zamknięcia i ceny

otwarcia, na wybrane ogłoszenia makroekonomiczne. Stwierdzono, że w przypadku wskaźników indeksu cen producenta, indeksu produkcji przemysłowej oraz bezrobocia na rynku amerykańskim, zarówno przeciętne zwroty, jak i ich zmienność, są większe w dniu ogłoszenia. Natomiast w przypadku ogłoszeń dotyczących bezrobocia w Polsce zwroty i zmienność są niższe niż dla całej próby.

Tabela 5. Modele dla ogłoszeń dotyczących wskaźnika bezrobocia w Polsce

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \qquad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \sum_{i=-1}^{1} k_i UN_{t+i}$$

	ARMA(0,0)-GARCH(1,1)		ARMA(1,0)-FIGARCH(1,1)	
parametr	estymator	wartość *p*	estymator	wartość *p*
równanie średniej				
φ_0	0.09	0.00	0.12	0.00
φ_1	0.02	0.06	0.06	0.08
równanie zmienności				
α_0	-0.01	0.97	1.19	0.00
α_1	0.05	0.00		
β_1	0.94	0.00		
UN_{t-1}	-0.28	0.04	-0.23	0.03
UN_t	-0.01	0.97	-0.27	0.06
UN_{t+1}	0.16	0.24	-0.06	0.70
d			0.47	0.00
Student(DF)			8.77	
log MNW			-1073.58	
j	1	5	1	5
$Q(j)$	3.38	7.85	1.41	15.10
$Q^2(j)$	4.84	6.11	9.04	13.33

Ponadto w oparciu o zbudowane modele ARMA-GARCH i ARMA-FIGARCH stwierdzono, że nie obserwuje się reakcji rynku na ogłoszenia makroekonomiczne takie jak wskaźnik produkcji przemysłowej, wskaźnik cen producenta oraz poziom bezrobocia w Stanach Zjednoczonych w dniu ogłoszenia komunikatu, dzień przed ani dzień po nim. Natomiast w przypadku ogłoszeń poziomu bezrobocia w Polsce obserwowany jest spadek zmienności w przeddzień opublikowania komunikatu.

Literatura

1. Andersen T., Bollerslev T., Diebold F., Vega C., *Micro effects of macro announcements: real-time price discovery in foreign exchange*, American Economic Review, 2003, 93, 38-62.
2. Andersen T., Bollerslev T., Diebold F., Vega C., *Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets*, Journal of International Economics 2007, 73, 251-277.
3. Andersen T., Bollerslev T., *Intraday activity patterns, macroeconomic announcements and longer run dependencies*, Journal of Finance 1998, 53, 219-265.
4. Bollerslev T., *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics 1986, 31, 307–327.
5. Bollerslev T. Chou R., Kroner K., *ARCH modeling in finance – a review of the theory and the empirical evidence,* Journal of Econometrics 1992, 52, 5-59.
6. Chan K., Karceski J., Lakonishok J., *The risk and return form factors*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1998, 33, 159-188.
7. Chung, C.F. *Estimating the Fractionally Integrated GARCH Model*, National Taïwan University working paper 1999.
8. Ederington L.H., Lee J.H., *How markets process information: news releases and volatility*, Journal of Finance 1993, 48, 1161-1189.
9. Engle R., *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, Econometrica 1982, 50, 987–1007.
10. Flannery M.J., Protopapadakis A., *Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns*, The Review of Financial Studies 2002, 15, 751-782.
11. Harju K., Hussain S., *Intraday seasonalities and macroeconomic news announcements*, HANKEN-Swedish School of Economics and Business, working paper 2004.
12. Jones Ch., Lamont O., Lumsdaine R., *Macroeconomic news and bond market volatility*, Journal of Financial Economics 1998, 47, 315-337.
13. Lamont O., *Economic tracking portfolios*, Journal of Econometrics 2000, 105, 161-184.
14. Laurent, S., Peters J.-P., *G@RCH 2.2: An Ox Package for Estimating and Forecasting Various ARCH Models*, Journal of Economic Surveys 2002, 16, 447–485.
15. Li L., Engle R. *Macroeconomic announcements and volatility of treasury futures*, 1998.

16. Nikkinen J., Sahlstrom P., *Scheduled domestic and US macroeconomic news and stock valuation in Europe*, Journal of Multinational Financial Management 2004, 14, 201-215.

STRESZCZENIE

W pracy zbadano zachowanie zmienności dziennych zwrotów z indeksu WIG oraz różnic między ceną zamknięcia i ceną otwarcia w okresie ogłoszenia wskaźników makroekonomicznych. Zastosowano modelu typu ARCH i uwzględniono zmienne zero-jedynkowe jako mierzące napływ informacji. Wykazano, że spośród badanych ogłoszeń jedynie w przypadku publikacji wskaźnika bezrobocia w Polsce obserwuje się reakcję indeksu dzień przed ogłoszeniem.

MACROECONOMIC ANNOUNCEMENTS AND INDEX VOLATILITY

SUMMARY

This paper examines daily WIG (the main Warsaw Stock Exchange index) returns at the time of macroeconomic announcements. Using ARCH-type models allows us to examine price behavior within the time of announcements of chosen macroeconomic indicators. The study answers the question if there is any change in volatility in the time of announcement. Dummy variables responsible for news arrival are included in examining changes in returns. The study has shown that only the unemployment announcements cause changes in volatility a day before the announcement.

Translated by B. Będowska-Sójka

Dr Barbara Będowska-Sójka
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu
barbara.bedowska-sojka@ae.poznan.pl