

Reakcje rynków finansowych na szoki w polityce pieniężnej

*Dobromił Serwa, Magdalena Szymańska**

1. Wstęp

Czy polityka pieniężna banku centralnego jest skuteczna? Jaki ma wpływ na procesy ekonomiczne zachodzące w kraju? Czy jest ona równie efektywna dla krajów rozwiniętych i rozwijających się? Jaką rolę w transmisji decyzji dotyczących polityki pieniężnej odgrywają rynki finansowe? Te pytania, stawiane przez władze monetarne, ekonomistów i polityków w Polsce, są ważnym elementem dyskusji o rozwoju gospodarczym naszego kraju. Przedstawiona w pracy analiza empiryczna, oparta na modelowaniu ekonometrycznym, stanowi próbę odpowiedzi na niektóre z nich.

Polityka pieniężna jest skuteczna wtedy, gdy istotnie wpływa na sytuację gospodarczą w kraju. Rynki finansowe najszybciej reagują na informacje dotyczące bieżącej sytuacji ekonomicznej, a ich indeksy często służą jako wskaźniki koniunktury dla różnych sektorów gospodarki. Dlatego podstawowym problemem analizy skuteczności polityki pieniężnej jest ocena wpływu tej polityki na zachowanie rynków finansowych. Jednym z głównych narzędzi wykorzystywanych przez władze monetarne do sterowania procesami gospodarczymi jest referencyjna stopa procentowa, której zmiany określają bieżący kierunek polityki pieniężnej. Dla Polski w latach 1998-2002 stopą referencyjną była ustalana przez Radę Polityki Pieniężnej (RPP) minimalna rentowność 28-dniowych bonów pieniężnych, wy-

korzystywanych w operacjach otwartego rynku¹. Poziom oraz zmiany stopy referencyjnej mają za zadanie bezpośrednio oddziaływać na międzybankowy rynek pieniężny oraz na rynek kapitałowy, a poprzez nie na inne działy gospodarki.

Niniejsza praca dotyczy empirycznego badania wpływu zmian poziomu stopy referencyjnej na wartości indeksów różnych instrumentów finansowych notowanych na rynku pieniężnym, walutowym i kapitałowym w Polsce. Sprawdzono mianowicie, czy zmiany stopy procentowej powodują istotne reakcje notowań instrumentów finansowych na tych rynkach. Ponadto oszacowano kierunek i siłę oddziaływania zmian oficjalnych stóp procentowych na zmienne finansowe. Dokonano próby odpowiedzi na pytania, w jakim stopniu podstawowe stopy procentowe są efektywnym narzędziem polityki pieniężnej i jak wypada skuteczność tego narzędzia w Polsce na tle krajów lepiej rozwiniętych. Stosowana analiza empiryczna polega na dobraniu odpowiednich miar szoków w polityce monetarnej, a następnie na zweryfikowaniu ich wpływu na wybrane indeksy finansowe. Ogólnie szoki w polityce monetarnej oznaczają zmiany poziomu stopy referencyjnej. Szczególną uwagę poświęcono analizie nieoczekiwanych przez rynki zmian stopy referencyjnej. Oddziałują one silniej na indeksy rynków finansowych niż zmiany stopy procentowej oczekiwane przez uczestników rynków finansowych.

* Autorzy pragną podziękować Wandzie Marcinkowskiej-Lewandowskiej, a także Michałowi Rubaszkowi, uczestnikom seminarium na Europejskim Uniwersytecie Viadrina oraz uczestnikom konferencji Macromodels'2003 za cenne uwagi dotyczące pracy. Wcześniejszą wersję tej pracy wykonano w ramach badań własnych Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH. Częściowe wyniki oraz opis metody ekonometrycznej wykorzystanej w badaniu znaleźć można w pracy Serwa (2004).

¹ Por. np. RPP, 1998. Od grudnia 2002 r. stopa referencyjna określa minimalną rentowność 14-dniowych operacji otwartego rynku. Inne podstawowe stopy procentowe ustalane przez Radę Polityki Pieniężnej Narodowego Banku Polskiego to: oprocentowanie kredytu lombardowego, stopa redyskonta weksli, stopa kredytu refinansowego, stopa depozytowa, a także stopy rezerwy obowiązkowej.

Weryfikacja reakcji rynków finansowych na decyzje Rady Polityki Pieniężnej jest ważna, ponieważ rynki finansowe mają istotny wpływ na podstawowe sektory gospodarki. Poziom rynekowych stóp procentowych oddziałuje bezpośrednio na wielkość kredytów i inwestycji, a poprzez nie na wielkość produkcji. Poziom kursu walutowego determinuje m.in. wielkość eksportu oraz importu towarów i usług. Poziomy cen akcji spółek giełdowych wpływają na poziom inwestycji dokonywanych przez te firmy, poziom udzielanych im kredytów, zamówność i wypłacalność inwestorów, a pośrednio także na ich konsumpcję (Mishkin, 2001). Wszystkie te czynniki odgrywają dużą rolę w kształtowaniu produktu krajowego, a ich znaczenie rośnie wraz z rozwojem rynków finansowych.

Wyniki przeprowadzonego badania mają nie tylko podstawowe znaczenie dla oceny skuteczności polityki pieniężnej, ale dają także pewne wskazówki umożliwiające władzom monetarnym podejmowanie efektywnych decyzji ekonomicznych. Ponadto precyzyjne oszacowanie kierunku i skali oddziaływania zmian stóp procentowych na ceny notowanych walorów pozwala uczestnikom rynków finansowych podejmować racjonalne decyzje inwestycyjne, a czasami umożliwia uzyskiwanie ponadprzeciętnych zysków (por. Rigobon i Sack, 2002).

W Polsce badania wpływu zmian stóp procentowych na sytuację makroekonomiczną publikowane były głównie w opracowaniach Narodowego Banku Polskiego (por. np. Kokoszcyński et al., 2002; Łyżiak, 2002; Przystupa, 2002). Dotyczyły one jednak analizy zmiennych makroekonomicznych przy użyciu danych o małej częstotliwości, np. danych kwartalnych. W tej pracy skoncentrowano się na badaniu indeksów rynków finansowych. Dokonano tego na podstawie danych dziennych z dwóch powodów. Po pierwsze, metody analizy danych o mniejszej częstotliwości nie są w stanie wychwycić dynamiki reakcji rynków finansowych na nowe informacje ekonomiczne. Po drugie, budowa próby statystycznej na podstawie dokładnych i znanych dat zebrań Rady Polityki Pieniężnej umożliwia przeprowadzenie kontrolowanego eksperymentu, w którym zredukowano wpływ innych (niż zmiany stóp procentowych) czynników na wartości zmiennych finansowych (Bomfim i Reinhart, 2000).

W następnym rozdziale zaprezentowano najważniejsze indeksy badanych rynków finansowych. W trzecim rozdziale przytoczono z literatury światowej teoretyczne ujęcia zachowania się indeksów finansowych po zmianach oficjalnych stóp procentowych. W rozdziale czwartym przedstawiono metody badań empirycznych, a wyniki analizy rynku polskiego oparte na tych metodach opisano w piątym rozdziale. Pracę kończy podsumowanie.

2. Rynki finansowe

W pracy skoncentrowano się na trzech rodzajach rynków finansowych, tzn. na rynku pieniężnym, kapitałowym i walutowym. Na międzybankowym rynku pieniężnym w Polsce notowane są oprocentowania depozytów i pożyczek, oferowanych przez banki innym bankom. Na podstawie średnich notowań z początku dnia obliczane są wartości indeksów dziennych, które publikuje Narodowy Bank Polski w połowie dnia. W Polsce podstawowymi indeksami rynku międzybankowego są WIBOR i WIBID. Indeks WIBOR oznacza średnie oprocentowanie, przy jakim banki oferują pożyczki w polskiej walucie innym bankom, na określony okres. WIBID jest natomiast indeksem średniego oprocentowania depozytów oferowanych przez banki na wyznaczony termin. Okresy, na które można pożyczać pieniądze na międzybankowym rynku pieniężnym, mogą być różne, zwykle od jednego dnia do jednego roku. Inwestycje na tym rynku mają zatem charakter krótkoterminowy. Instrumenty długoterminowe, o okresie zapadalności powyżej roku, notowane są na rynku kapitałowym. Rynek instrumentów długoterminowych skoncentrowany jest na rynku międzybankowym, ale niewielka część transakcji dokonywana jest także na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW), Centralnej Tabeli Ofert i Polskiej Giełdzie Finansowej (NBP, 2002, s. 37-52). Przy analizowaniu opłacalności inwestycji długoterminowych ważne jest poznanie rentowności obligacji skarbowych o stałym oprocentowaniu. Oprocentowanie tych walorów odzwierciedla oczekiwania uczestników rynku, dotyczące polityki pieniężnej w długim okresie². W badaniu empirycznym wykorzystane są dane historyczne nt. dziennych notowań obligacji dwuletnich, pięcioletnich i dziesięcioletnich na GPW oraz wszystkie podstawowe indeksy krótkoterminowych stóp procentowych notowanych na rynku międzybankowym³.

Barometrem sytuacji finansowej przedsiębiorstw notowanych na giełdzie są ceny ich akcji. Dlatego w literaturze ekonomicznej ważną rolę odgrywają opisy interakcji zachodzących między polityką monetarną a cenami akcji (por. np. Thorbecke, 1997). Większość badań tego typu, prezentowanych dotychczas w literaturze naukowej, dotyczyła krajów rozwiniętych. Interesujące jest zatem sprawdzenie wpływu zmian stóp procentowych na ceny akcji w kraju będącym w okresie transformacji. Do analizy empirycznej wykorzystano najważniejsze indeksy giełdy warszawskiej WIG, WIG20 i indeks spółek związanych z nowymi technolo-

² Najdokładniej te oczekiwania są odzwierciedlone w notowaniach obligacji zerokuponowych. Rynek tych obligacji w latach 1999-2002 nie był jeszcze wystarczająco rozwinięty, by można było przeprowadzić opisaną w pracy analizę tylko na ich podstawie.

³ Mimo że udział GPW w obrotach obligacjami jest niewielki, to trudność z dostępem do notowań z rynku międzybankowego zmusza do wykorzystania do obliczeń danych z GPW.

giami TECHWIG (por. opisy na stronach internetowych giełdy www.wse.com.pl). Na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie notowane są także instrumenty terminowe *futures* oparte na indeksach WIG20 i TECHWIG. Odpowiedź na pytanie, które instrumenty giełdowe najsilniej reagują na zmiany wysokości stóp procentowych, możliwa jest po interpretacji wyników obliczeń przedstawionych w rozdziale piątym.

Ostatnim badanym rynkiem finansowym jest międzybankowy rynek walutowy. Na tym rynku dokonuje się większość transakcji kupna i sprzedaży obcych walut. W niniejszej pracy zbadano wpływ polityki pieniężnej na zmiany kursu złotego względem dolara amerykańskiego. Dolar na polskim rynku walutowym jest ciągle walutą bazową, tzn. taką, względem której obliczane są kursy złotego do innych walut. Na przykład, ważny ze względu na poziom wymiany handlowej z krajami Unii Europejskiej kurs waluty euro obliczany jest na podstawie kursów złotego do dolara i dolara do euro. Na międzybankowym rynku walutowym dokonywana jest przeważająca część transakcji kupna i sprzedaży walut po kursie kasowym. Ceny instrumentów pochodnych opartych na aktualnym (kasowym) kursie walutowym kwotowane są natomiast zarówno na rynku giełdowym, jak i międzybankowym. Na giełdzie kwotowane są ceny kontraktów *futures* dla kursów euro i dolara amerykańskiego względem złotego, a na rynku międzybankowym prowadzony jest handel kontraktami *forward* na sprzedaż i kupno obcych walut⁴. Możliwe jest więc porównanie reakcji na szoki w polityce pieniężnej tych części rynku giełdowego i międzybankowego, na których przeprowadzane są transakcje walutowe.

3. Teoretyczne reakcje rynków finansowych na zmiany poziomu stopy referencyjnej

W przeważającej części literatury wskazuje się na istotny wpływ zmian poziomu stopy referencyjnej na krótkoterminowe rynkowe stopy procentowe. Kierunek zmian wartości obu instrumentów jest zgodny, co ma świadczyć o skuteczności władz monetarnych w kształtowaniu krótkookresowych oczekiwań uczestników rynków finansowych (Kasprzak, 2001, s. 169). Trudno jest jednak jednoznacznie określić teoretyczny kierunek powiązań stopy referencyjnej z długookresowymi stopami procentowym (powyżej 1 roku) (Edelberg i Marshall, 1996; Ellingsen i Söderström, 2001a). Hipoteza racjonalnych oczekiwań dotyczących struktury terminowej stóp procentowych wskazuje na zgodny kierunek zmian krótkookresowych i długookresowych stóp procentowych po szoku w polityce pieniężnej

(por. np. Peersman, 2002; Thornton, 1998). Reakcja poziomu stóp długookresowych na zmiany stopy referencyjnej stanowi tu wypadkową aktualnej stopy krótkookresowej i wartości oczekiwań dotyczących przyszłej stopy krótkookresowej. Romer i Romer (2000) tłumaczą, że takie zachowanie stóp procentowych może wynikać z istniejącej asymetrii między bankiem centralnym a resztą rynku w dostępie do informacji. Z drugiej strony, tzw. hipoteza Fishera zakłada, że zmiany stopy długookresowej są zwykle wywoływane przez zmiany oczekiwań dotyczących przyszłej inflacji. Podniesienie stopy referencyjnej w celu obniżenia inflacji może spowodować zmniejszenie oczekiwań inflacyjnych i spadek długookresowej stopy procentowej (por. np. Edelberg i Marshall, 1996). Pod wpływem zmian stopy referencyjnej oczekiwania rynku, dotyczące oprocentowania w długim okresie, mogą zostać zmienione, ale wcale nie muszą. Jeśli zmiana stopy referencyjnej jest mniejsza niż oczekiwanej, to rynek może zareagować nawet zmianą w kierunku odwrotnym, niż oczekują władze monetarne.

W przypadku rynku akcji nieoczekiwany spadek stóp procentowych oznacza zwykle wzrost cen. Dzieje się tak dlatego, że niższe stopy procentowe obniżają koszty finansowe przedsiębiorstw i umożliwiają uzyskanie przez nie większych zysków. Maleje także opłacalność inwestycji w papiery o stałym oprocentowaniu, a zatem poprawia się względna opłacalność inwestycji na rynku akcji (Mishkin, 2001). Zgodnie z modelem zdyskontowanych dywidend, wzrasta aktualna oczekiwana wartość przyszłych dywidend (lub przychodów), co powoduje wzrost cen akcji (Thorbecke, 1997). Oczywiście, zgodnie z powyższą tezą wzrost stopy referencyjnej spowodowałby spadek cen akcji. Z drugiej strony oczekiwania spadku stopy referencyjnej powodują oczekiwania wzrostu cen obligacji na rynku kapitałowym. Prowadzi to do przepływu kapitału z rynku akcji na rynek obligacji i w konsekwencji powoduje spadek cen akcji. Należy zwrócić uwagę, że proces ten zachodzi bezpośrednio przed zmianą stóp procentowych. Nie powinien zatem mieć wpływu na wahania cen akcji w momencie zmiany stopy referencyjnej i zaraz po tej zmianie. Przyjmując hipotezę, że instrumenty terminowe *futures* są nośnikiem informacji o oczekiwaniach dotyczących przyszłych wartości odpowiadających im indeksów bazowych, można zauważyć, że zmiany indeksów *futures* odzwierciedlają te zmiany oczekiwań rynków finansowych, które są wywołane informacją o nieoczekiwanej zmianie poziomu stopy referencyjnej.

Relacja stopy referencyjnej i kursu walutowego jest najtrudniejsza do określenia. Zgodnie z zasadą nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych, inwestycje w papiery wartościowe denominowane w walucie krajowej powinny być tak samo opłacalne, jak inwestycje w papiery zagraniczne. W tej sytuacji spadek poziomu krajowych stóp procentowych, przy stałym poziomie zagranicznych stóp procentowych, powoduje

⁴ Szczegółowy opis polskiego rynku walutowego zawiera praca Chrabonskiej i Kalickiego (1998).

wzrost oczekiwanej deprecjacji waluty krajowej. Może to oznaczać, że wzrost aktualnego kursu, gdy oczekiwany przyszły kurs się nie zmieni albo gdy wzrośnie. Jeśli natomiast oczekiwany kurs spada, to kierunek zmian aktualnego kursu jest nie do przewidzenia. Dodatkowo, w modelu parytetu stóp procentowych występują, jak wiadomo, rynkowe stopy procentowe, których reakcja na decyzje Rady Polityki Pieniężnej jest do pewnego stopnia ograniczona i podlega analizie empirycznej. Uzupełnienie parytetu stóp procentowych premią za ryzyko, w celu uogólnienia zależności między zmianami stóp procentowych i kursu, komplikuje jeszcze te relacje. Przyjmując jednak, że kurs walutowy oraz stopy procentowe w okresie są znane, oczekiwania inwestorów są racjonalne, a premia za ryzyko możliwa do ustalenia, można prognozować zmiany kursu walutowego z dokładnością do błędu oczekiwań i do oszacowanej premii (Rubaszek i Serwa, 2001).

Innym rozwiązaniem stosowanym w zbadaniu reakcji kursu walutowego na zmiany stopy referencyjnej jest wykorzystanie cen kontraktu *futures* na kurs walutowy jako miary oczekiwanego przyszłego kursu walutowego. Następnie badany jest wpływ zmian stóp procentowych na aktualne zmiany kursu kasowego i indeksu rozważanego kontraktu *futures*. Jeśli zmiany indeksu *futures* są większe niż zmiany aktualnego kursu walutowego, to znaczy, że pod wpływem szoków w poziomie stopy referencyjnej rynki chętniej zmieniają swoje oczekiwania co do przyszłych wartości kursu niż ocenę aktualnej wartości polskiej waluty. Możliwe jest też potraktowanie inwestycji w polską walutę jak inwestycji w akcje (lub obligacje) dużego przedsiębiorstwa. Spadek stóp procentowych wpływa dodatnio na krótkookresową sytuację finansową całej grupy krajowych przedsiębiorstw i podwyższa notowania ich akcji (lub obligacji). W wyniku spadku stopy referencyjnej kurs złotego powinien więc umocnić się względem dolara. Ta interpretacja relacji kurs walutowy – stopa referencyjna zależy jednak od ogólnej reakcji cen akcji na decyzje Rady Polityki Pieniężnej.

Podsumowując, modele teoretyczne prezentują często niejednoznaczne zależności i nie są w stanie precyzyjnie określić skali zmian indeksów rynków finansowych pod wpływem zmian poziomu stopy referencyjnej. Potrzebna jest analiza empiryczna, weryfikująca wyżej opisane zależności. Ponieważ rzeczywiste zmiany stopy referencyjnej nie zawsze powodują reakcje rynków finansowych, badania empiryczne powinny dotyczyć przede wszystkim skutków nieoczekiwanych zmian stopy referencyjnej.

4. Ekonometryczne podstawy badań empirycznych

W rozdziale tym przedstawiono sposoby badania reakcji notowań instrumentów z rynków finansowych na zmiany referencyjnej stopy procentowej, oparte na me-

todzie analizy zdarzeń (ang. *event study*)⁵. Głównym problemem analizy zdarzeń jest wybór miary szoku w polityce pieniężnej oraz wybór metody weryfikacji wpływu tego szoku na rynki finansowe.

Zmiana oficjalnej stopy procentowej może być w pewnym stopniu przewidziana przez rynek i dlatego reakcja rynków finansowych na tę zmianę jest zwykle ograniczona. W praktyce rozróżnia się reakcje rynków na oczekiwane i nieoczekiwane zmiany w polityce monetarnej. Trudność w badaniu wpływu obu typów zmian na rynki finansowe polega przede wszystkim na oszacowaniu oczekiwań oraz doborze miary zaskoczenia uczestników rynku związanego ze zmianami oficjalnych stóp procentowych. Stosuje się najczęściej dwa sposoby pomiaru nieoczekiwanych szoków. Jeden z nich polega na generowaniu tych szoków przy użyciu modeli wielorównaniowych, opisujących zmiany w polityce pieniężnej. Drugi polega na ich bezpośredniej konstrukcji na podstawie instrumentów finansowych notowanych na rynkach finansowych.

Pierwsza metoda opiera się z reguły na oszacowaniu ekonometrycznego modelu wektorowej autoregresji (ang. *vector autoregression*, VAR; por. np. Hamilton, 1994, s. 291-350) i wykorzystaniu reszt z równania objaśniającego zmiany stopy procentowej jako miary nieoczekiwanych szoków w polityce monetarnej⁶. Powszecne użycie tej metody spotkało się jednak w literaturze ekonomicznej z krytyką. Zarzuca się jej niską korelację uzyskanej miary z innymi bezpośrednimi miarami szoków w polityce pieniężnej oraz to, że modele VAR nieprecyzyjnie szacują sygnał szoku (Rudebusch, 1998a, 1998b; Miss, 1998).

Zgodnie z drugą metodą, sygnał nieoczekiwanej zmiany poziomu stopy referencyjnej zostaje odfiltrowany z wartości zmian cen wybranych walorów notowanych na rynkach finansowych. Miara oczekiwanej zmiany stopy procentowej jest wtedy różnicą między rzeczywistą a nieoczekiwaną zmianą tej stopy na rynkach finansowych lub generowana jest bezpośrednio na podstawie notowań instrumentów finansowych (Roley i Sellon, 1998; Kuttner, 2001; Ellingsen i Söderström, 2001b). Miarami nieantycypowanych zmian w poziomie oficjalnych stóp procentowych mogą być przyrosty rynkowych stóp krótkoterminowych lub przyrosty notowań instrumentów terminowych opartych na stopach krótkoterminowych (Bagliano i Favero, 1998; Rigobon i Sack, 2002). Do badań rynku amerykańskiego często wykorzystywane są np. notowania kontraktów *futures* na stopę procentową funduszy rezerwy federalnej (ang.

⁵ Alternatywną techniką weryfikacji istotności oddziaływań szoków monetarnych na rynki finansowe jest analiza *impulse-response*, oparta na wielorównaniowych modelach ekonometrycznych, objaśniających zmiany w polityce monetarnej (Christiano, Eichenbaum i Evans, 1996; Bagliano i Favero, 1998).

⁶ Przykłady wykorzystania modeli VAR do pomiaru szoków monetarnych można znaleźć w pracach: Edelberg i Marshall (1996), Mehra (1996), Peersman (2002).

federal funds rate) lub notowania kontraktów *futures* na stopę depozytów eurodolarowych, a także wartości kontraktów *forward* na przyszłą stopę procentową. W prezentowanym opracowaniu do pomiaru nieoczekiwanych szoków polityki monetarnej w Polsce zastosowano trzy instrumenty finansowe: kurs trzymiesięcznej rynkowej stopy procentowej oraz kursy dwóch rodzajów kontraktów *forward* (opisane poniżej).

Spośród wielu metod weryfikacji wpływu zmian w polityce pieniężnej na rynki finansowe w niniejszej pracy zastosowano metodę analizy zdarzeń. Jako jedni z pierwszych zaprezentowali ją Cook i Hahn (1989). Procedura ta polega na weryfikacji statystycznej i merytorycznej oszacowań parametrów modelu:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta \Delta R_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:

ΔX_t – zmiana wartości wybranego instrumentu rynkowego z momentu na moment,

ΔR_t – ustalona przez władze monetarne zmiana poziomu referencyjnej stopy procentowej,

t – moment (dzień) zmiany poziomu stóp procentowych przez władze monetarne,

ε_t – składnik losowy.

Wartość oszacowania parametru β wskazuje kierunek i przeciętną siłę oddziaływań szoków w polityce monetarnej, ΔR_t – zmiany badanego indeksu ΔX_t .

Test statystyczny, weryfikujący istotność zmiennej objaśniającej w modelu (1), bada jednocześnie istotność wpływu zmian stopy referencyjnej na wybrany instrument rynku finansowego.

Kuttner (2001) podzielił zmiany referencyjnej stopy procentowej na dwa składniki: zmianę poziomu stopy oczekiwaną przez rynek i nieoczekiwaną zmianę stopy referencyjnej. Oceny nieoczekiwanej zmiany tej stopy otrzymano na podstawie danych zmian indeksu *futures* na notowania stopy referencyjnej. Model badający reakcję instrumentu finansowego X na oczekiwane i nieoczekiwane zmiany stopy referencyjnej wykorzystany do obliczeń ma postać:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta \Delta R_t^e + \gamma \Delta R_t^e + \varepsilon_t \quad (2)$$

gdzie:

ΔR_t^e oznacza wartość zmiany referencyjnej stopy procentowej w momencie t , oczekiwaną przez rynek, a ΔR_t^e oznacza wartość nieoczekiwanej zmiany tej stopy w momencie t .

Model dany wzorem (2) pozwala na jednoczesną weryfikację wpływu oczekiwanych i nieoczekiwanych szoków w polityce pieniężnej na zmiany instrumentu finansowego, ΔX_t .

Przypomnijmy tu jeszcze jedno podejście do problemu badania reakcji instrumentów finansowych na

szoki w polityce monetarnej. Oddziaływania między rynkami finansowymi a polityką monetarną banku centralnego mogą mieć także charakter dwukierunkowy. Rigobon i Sack (2002) wykazali, że oszacowania β parametrów w modelach (1) i (2) mogą być obciążone, jeżeli prawdziwy model opisujący badaną relację dany jest następującym wzorem:

$$\begin{cases} \Delta X_t = \beta \Delta R_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \\ \Delta R_t = \lambda \Delta X_t + Z_t + \xi_t \end{cases} \quad (3)$$

gdzie Z_t reprezentuje zbiór egzogenicznych czynników mających wpływ na zmiany referencyjnej stopy procentowej i zmiany wartości badanego instrumentu rynku finansowego, ε_t i ξ_t są składnikami losowymi.

Zgodnie z modelem (3), na zmienną finansową mogą więc wpływać oprócz ΔX_t także inne czynniki (pierwsze równanie modelu (3)). Przyjmuje się ponadto, że zachodzi również zależność odwrotna, tzn. zmienne finansowe oddziałują na wartości szoków w polityce pieniężnej (równanie drugie modelu (3)). Estymacja parametrów postaci strukturalnej modelu (3) jest utrudniona z powodu nieidentyfikowalności pierwszego z jego równań. Rigobon i Sack (2002) proponują metodę estymacji parametru β . Opiera się ona na metodzie zmiennych instrumentalnych i wykorzystuje własność zmiennej wariancji szoków w polityce monetarnej (por. także Rigobon, 2002). W praktyce poważna różnica między wartościami oszacowań parametru β w modelach (1) i (3) może świadczyć o występowaniu opisanego powyżej „sprzężenia zwrotnego” między zmiennymi ΔR_t i ΔX_t . W badaniu empirycznym zastosowano podejścia reprezentowane przez modele (1), (2) oraz (3).

Należy zaznaczyć, że analiza zdarzeń wykorzystuje do oszacowania parametrów opisanych wyżej modeli jedynie te obserwacje, które wiążą się bezpośrednio z momentami zmian poziomu oficjalnej stopy procentowej bądź dotyczą terminów spotkań i ogłaszania decyzji na temat dalszej polityki pieniężnej.

5. Analiza empiryczna

W tej części pracy prezentowane są wyniki empirycznej weryfikacji wpływu rzeczywistych i nieoczekiwanych zmian stopy referencyjnej na rynkowe stopy procentowe, główne indeksy giełdowe oraz na kurs walutowy złotego względem dolara⁷. Obliczeń dokonano dla okresu od stycznia 1999 r. do grudnia 2002 r., wykorzystując modele dane wzorami (1), (2) i (3). Szeregi czasowe użyte do estymacji modeli pochodzą z Narodowego Banku Polskiego oraz finansowych baz danych dostępnych w internecie (www.parkiet.com i pieniadz.hoga.pl).

⁷ Część wyników przedstawionych w tej pracy, dotyczących obliczeń na podstawie modelu (7), zaczerpnięto z badania Serwy (2004).

Na podstawie rzeczywistych zmian stopy referencyjnej ΔR^0 skonstruowano, zgodnie z wnioskami zawartymi w czwartym rozdziale, miary nieoczekiwanych i oczekiwanych zmian w polityce pieniężnej. Miary nieoczekiwanych szoków obliczono, wykorzystując kolejno:

1) zmiany kursu trzymiesięcznej rynkowej stopy procentowej, ΔR^1 ,

2) zmiany implikowanego kursu kontraktu *forward* (ang. *implied forward rate*) na zawarcie umowy pożyczki za miesiąc, po kursie dwumiesięcznej stopy procentowej, ΔR^2 ,

3) zmiany implikowanego kursu kontraktu *forward* na zawarcie umowy pożyczki za tydzień, po kursie trzytygodniowej stopy procentowej, ΔR^3 .

Wartości szoków oczekiwanych przez rynki finansowe obliczono, odejmując od wartości rzeczywistych zmian stopy referencyjnej ΔR^0 uzyskane w każdym z trzech wariantów wartości szoków nieoczekiwanych (odpowiednio, ΔR^1 , ΔR^2 i ΔR^3)⁸.

Zmiany trzymiesięcznej rynkowej stopy procentowej są często wykorzystywane jako miara szoków w polityce pieniężnej, ponieważ wskazują na rozmiary zaskoczenia rynków finansowych decyzjami władz monetarnych (por. np. Ellingsen i Söderström, 2001a, 2001b). Jeśli rynkowe stopy procentowe nie reagują na zmiany stóp NBP, to znaczy, że rynki finansowe już tę zmianę przewidziały i zdyskontowały wcześniej.

Aby wyeliminować wpływ zmian płynności w sektorze bankowym na wahania stóp procentowych, obliczono zmiany poziomu kursu kontraktu *forward* na dwumiesięczną i trzytygodniową stopę procentową. Oparte na tych kontraktach miary ΔR^2 i ΔR^3 wskazują na zmiany oczekiwań uczestników rynku, co do kształtowania się krótkookresowej stopy procentowej, odpowiednio w najbliższym kwartale i najbliższym miesiącu. Rigobon i Sack (2002) przekonują, że miary o dłuższym horyzoncie oczekiwań (podobne do ΔR^2) lepiej nadają się do badania reakcji cen walorów finansowych na zmiany poziomu stóp procentowych. Zmiany oczekiwań o kilkumiesięcznym horyzoncie silniej wpływają bowiem na ceny instrumentów finansowych niż szoki związane z oczekiwaniami krótkookresowymi. Z drugiej strony miara ΔR^3 dotyczy zmian oczekiwań, których horyzont nie wykracza poza jeden miesiąc. Wiąże się ona z konkretną jednorazową zmianą poziomu stóp, która zachodzi w danym miesiącu i nie uwzględnia przeszłych ani przyszłych oczekiwanych szoków w polityce pieniężnej. Miara ΔR^3 lepiej zatem opisuje reakcje na te niespodziewane decyzje Rady Polityki Pieniężnej, które następują wyłącznie w danym miesiącu.

W tabeli 1 (por. Aneks) zaprezentowano wartości zmian referencyjnej stopy procentowej dokonanych podczas zebrań Rady Polityki Pieniężnej w okresie od stycznia 1999 r. do grudnia 2002 r. Nieoczekiwane przez rynki finansowe zmiany zostały przedstawione za pomocą trzech wyżej opisanych miar: ΔR^1 , ΔR^2 i ΔR^3 . Reakcje rynków po jednym dniu, po dwóch dniach i po tygodniu odzwierciedlają dostosowania rynkowych krótkoterminowych stóp procentowych do decyzji Rady. Na przykład 23 lutego 2000 wzrosła referencyjna stopa procentowa o 1 punkt procentowy. Nieoczekiwana wartość tej zmiany mierzona za pomocą ΔR^1 wyniosła w pierwszym dniu 0,39 pkt. proc., po dwóch dniach była równa 0,38 pkt. proc., a po tygodniu 0,66 pkt. proc. Można zaobserwować kilka ciekawych zależności między rzeczywistymi zmianami stopy referencyjnej a zmianami nieoczekiwanymi przez rynek. Brak zmian stóp procentowych NBP nie powoduje poważnych wahań kursów rynkowych stóp procentowych. Zmiany stopy referencyjnej oraz zmiany stóp rynkowych podążają zwykle w tym samym kierunku, chociaż rzeczywiste zmiany stopy referencyjnej są z reguły większe niż zmiany nieoczekiwane przez rynki. Oznacza to, że zmiany stóp NBP są do pewnego stopnia przewidywane przez rynki finansowe, a ich kierunek zmian w prawie każdym przypadku jest znany wcześniej. Niekiedy można spostrzec także spowolnioną reakcję średnich dziennych notowań rynkowych na zmiany stóp procentowych przez Radę Polityki Pieniężnej. Po tygodniu bezwzględne wartości zmian rynkowych miar szoków są większe niż po jednym czy dwóch dniach. Taka opóźniona reakcja rynków finansowych, wyrażona miarami ΔR^1 , ΔR^2 lub ΔR^3 , może oznaczać, że rynki finansowe są nieefektywne, gdyż nie dyskontują natychmiast nowych dopływających informacji. Warto jednak zwrócić uwagę na fakt, że zmiany stóp procentowych NBP następują seriami, tzn. spadki stóp następują po spadkach, a wzrosty po wzrostach. Rynki finansowe prawidłowo przewidują kierunki polityki pieniężnej i dlatego z dnia na dzień rynkowe stopy procentowe podążają w kierunku wyznaczonym ostatnią zmianą stopy referencyjnej. Z tego powodu wartości miar nieoczekiwanych szoków w polityce pieniężnej rosą w kolejnych dniach od momentu ogłoszenia decyzji o zmianie poziomu stopy referencyjnej.

Następną część badania stanowi weryfikacja istotności wpływu zmian oficjalnej stopy procentowej na instrumenty notowane na rynkach finansowych. Do analizy wykorzystano przedstawione w poprzednim rozdziale modele (1), (2) i (3). W celu zweryfikowania prawdziwości hipotezy zerowej, zakładającej brak istotnego oddziaływania stopy referencyjnej na zmiany wartości walorów finansowych, należy oszacować parametry tych modeli. Podstawową rolę w analizie odgrywa wartość parametru β , występującego w każdym z modeli (1), (2) i (3). Określa ona, o ile dodatkowo przeciętnie wzrośnie

⁸ Wartości implikowanych kursów kontraktów *forward* na stopę procentową obliczono podobnie jak w pracy Przystupy (2002) (por. także Söderlind i Svensson, 1997).

(lub spadnie) wartość badanego waloru, gdy poziom jednej z miar szoku pieniężnego zwiększy się o jeden punkt procentowy – w przeciwieństwie do sytuacji, gdyby taki szok nie nastąpił. Jeżeli wartość β jest statystycznie nieistotnie różna od zera, to brakuje jakichkolwiek reakcji badanego instrumentu na decyzje Rady Polityki Pieniężnej dotyczące wysokości stóp procentowych.

W tabelach 2, 3 i 4 zaprezentowano wyniki oszacowań parametru β , mierzącego kierunek i wartość reakcji rynkowych instrumentów finansowych na rzeczywiste i nieoczekiwane zmiany stóp procentowych. Oszacowano parametry modeli (1), (2) i (3) na podstawie danych szeregów czasowych, odpowiadających tym zebraniom Rady Polityki Pieniężnej, na których zmieniono stopy procentowe. W kolejnych tabelach przedstawiono oszacowania parametru β w zależności od oceny miary szoku (ΔR^0 , ΔR^1 , ΔR^2 lub ΔR^3), typu modelu ekonometrycznego ((1), (2) lub (3)) oraz analizowanej zmiennej ΔX , reprezentującej kolejno wybrane indeksy rynku: pieniężnego, kapitałowego i walutowego.

Tabela 2 zawiera wyniki dla okresów dziennych, tabela 3 - dla danych dwudniowych, a tabela 4 - dla danych tygodniowych.

W poszczególnych tabelach symbole O/N, T/N, 1W, 1M, 3M, 6M, 9M i 1R oznaczają zmiany indeksów stóp procentowych dla kontraktów rynku międzybankowego, odpowiednio: *over night* (na jedną dobę), *tomorrow next* (na jedną dobę od jutra), na tydzień, na miesiąc, na trzy miesiące, na sześć miesięcy, na dziewięć miesięcy i na jeden rok. Symbole 2L, 5L i 10L oznaczają zmiany indeksu notowań obligacji dwuletnich, pięcioletnich i dziesięcioletnich o stałym oprocentowaniu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. WIG, WIG20 i TECHWIG oznaczają zmiany indeksów giełdowych o odpowiadających im nazwach; FWIG20 i FTECHWIG to zmiany indeksów kontraktów *futures* na WIG20 i TECHWIG. USD odpowiada zmianom kursu złotego do dolara. Zmiany giełdowego indeksu *futures* na kurs złotego do dolara oznaczono jako FUSD-GPW, a symbole FUSD-1M, FUSD-3M określają zmiany notowań kontraktu na kupno lub sprzedaż waluty na rynku międzybankowym odpowiednio za miesiąc i za 3 miesiące. Wartości oszacowań statystyki są zapisane w nawiasach.

Jak wspomniano, trudność w ocenie istotności reakcji instrumentów finansowych na zmiany stóp procentowych polega na określeniu, czy dana wartość β jest istotnie różna od zera, czy nie jest. W nawiasach pod wartościami parametrów β w tabelach 2, 3 i 4 przedstawiono odpowiednie wartości klasycznej statystyki, określającej statystyczną istotność wpływu zmian stóp procentowych na badane instrumenty finansowe. Jeśli przeciętna zmiana wartości danego waloru, spowodowana zmianą referencyjnej stopy procentowej, będzie istotnie różna od zera, to wartość statystyki będzie wysoka. W przypadku braku jakiegokolwiek re-

akcji na zmiany stóp procentowych wartość będzie bliska zera. Dodatkowo, jeżeli reakcja badanego instrumentu finansowego nie następuje zawsze w tym samym kierunku i z podobną siłą, to ocena wartości parametru β nie będzie dokładna i wartość statystyki będzie niska⁹. Symbole *, ** i *** w tabelach 2, 3 i 4 oznaczają istotność statystyki t przy poziomach istotności 0,10, 0,05 i 0,01, a odpowiadające im wartości krytyczne wynoszą 1,28, 1,64 i 2,34.

Prześledźmy dla przykładu istotność oszacowania parametru β dla modelu (1), opisującego następujące po jednym dniu reakcje jednomiesięcznej stopy procentowej (1M) na rzeczywiste zmiany stopy referencyjnej. W pierwszej kolumnie i czwartym wierszu tabeli 2 zapisano wartości 0,280 i 3,04, które są odpowiednio oszacowanymi wartościami parametru β i odpowiadającej mu statystyki w modelu (1). Oznacza to, że przy każdorazowym wzroście referencyjnej stopy procentowej o 1 pkt proc., rynkowa miesięczna stopa procentowa (WIBOR 1M) wzrośnie przeciętnie o 0,28 pkt. proc. ponad wartość, do której by wzrosła bez podnoszenia stopy referencyjnej. Ponadto, przy poziomie istotności 0,01 można odrzucić hipotezę zerową, zgodnie z którą rzeczywista wartość parametru β jest równa zero, na rzecz hipotezy alternatywnej, zgodnie z którą rzeczywista wartość parametru β jest dodatnia¹⁰. W tym przypadku szoki w polityce monetarnej istotnie wpływają zatem na zmiany miesięcznej rynkowej stopy procentowej.

Na podstawie wyników przedstawionych w tabelach 2, 3 i 4 można sformułować kilka ogólnych wniosków dotyczących krótkoterminowych rynkowych stóp procentowych. Wpływ zmian stopy referencyjnej na krótkookresowe rynkowe stopy procentowe jest z reguły istotny, niezależnie od wybranej miary szoku, rodzaju rynkowej stopy procentowej i wyboru długości okresów, dla których policzono zmiany wartości instrumentów finansowych. Zmiany na rynku krótkoterminowych stóp procentowych zachodzą w tym samym kierunku co zmiany stopy referencyjnej. Na jednopunktową zmianę stopy referencyjnej najsilniej reagują rynkowe stopy o bardzo krótkim terminie zapadalności. Z obliczeń na podstawie modelu (1) wynika, że po takim szoku indeks stopy jednodniowej (kontrakt *over night*) zmienia wartość średnio o 2,65 pkt. proc., podczas gdy indeks rocznej stopy procentowej zmienia wartość zaledwie o 0,12 pkt. proc. Podobnie, wraz z wydłużaniem terminu zapadalności kontraktów związanych z krótkoterminowymi stopami procentowymi maleje wartość statystyki. Świadczy to o słabszej

⁹ Statystyka t liczona jest jako iloraz oszacowania parametru β do odchylenia standardowego oceny tego parametru i ma asymptotycznie dla każdego z modeli standardowy rozkład normalny, $N(0,1)$, przy spełnieniu pewnych ogólnych założeń statystycznych (por. np. Johnston i DiNardo, 2001, s. 153-158 oraz s. 489-490).

¹⁰ To znaczy, że przy uznaniu hipotezy alternatywnej za prawdziwą istnieje prawdopodobieństwo równe 0,01, że się pomyliły.

reakcji stóp o dłuższym terminie zapadalności na zmiany stopy referencyjnej. Dodatkowo, wartości oszacowań β i t są większe, gdy odpowiadają nieoczekiwanym szokom w polityce monetarnej, niż gdy odpowiadają rzeczywistym zmianom referencyjnej stopy procentowej. Oznacza to, że nieoczekiwane szoki w polityce pieniężnej silniej oddziałują na rynkowe stopy procentowe niż rzeczywiste zmiany referencyjnej stopy procentowej. Dla danych dziennych, dwudniowych i tygodniowych wyniki obliczeń są podobne, choć w nielicznych przypadkach stopy o bardzo krótkim okresie zapadalności reagują w kierunku odwrotnym niż oczekiwany. Powodem takiej reakcji może być zmienna płynność systemu bankowego, która szczególnie silnie wpływa na notowania dziennych stóp procentowych, albo sama konstrukcja badania empirycznego, gdzie do badania reakcji dziennych stóp procentowych wykorzystywane są dane dwudniowe i tygodniowe. Wnioski dotyczące istotności wpływu zmian oficjalnych stóp procentowych na poszczególne instrumenty są identyczne, niezależnie od wyboru wykorzystanego do obliczeń modelu ekonometrycznego. Potwierdza to prawidłowość otrzymanych wyników.

Poza nielicznymi przypadkami wpływ szoków pieniężnych na długookresowe rynkowe stopy procentowe jest statystycznie nieistotny. Wartości reakcji długookresowych stóp procentowych na rzeczywiste jednopunktowe zmiany stopy procentowej, obliczone na podstawie modelu (1), wahają się między 0,09 a 0,04 dla danych dziennych, między 0,17 a 0,25 dla danych dwudniowych oraz między 0,16 a 0,36 dla danych tygodniowych, to wartości oszacowań parametrów β nie są statystycznie istotnie różne od zera. Wynik ten opiera się przede wszystkim na interpretacji niskich wartości statystyki. Potwierdzają go niektóre oszacowania β (na podstawie modeli (2) i (3) oraz przy użyciu innych miar szoków w polityce pieniężnej), których wartości są ujemne.

Rynek akcji wykazuje słabą zależność od zmian w polityce pieniężnej. Dla danych dziennych i dwudniowych zmiana głównego indeksu giełdy warszawskiej WIG następuje zwykle zgodnie z oczekiwaniami, w kierunku odwrotnym do kierunku zmian stopy referencyjnej. Indeks WIG20 natomiast reprezentujący spółki giełdowe o największej kapitalizacji, nie zawsze jednakowo reaguje na szoki oficjalnych stóp procentowych. Choć na część nieoczekiwanych szoków WIG20 odpowiada zmianą w przeciwnym kierunku, to na rzeczywiste zmiany zwykle reaguje zgodnie ze zmianami stóp procentowych, niezależnie o długości okresu reakcji. Warto zwrócić uwagę na fakt, że oszacowania wartości parametrów β dla obu indeksów WIG i WIG20 nie są w większości przypadków statystycznie istotnie różne od zera. Podobny brak reakcji na zmiany stóp procentowych wykazuje indeks kontraktów *futures* na indeks WIG20. Takie zachowanie indeksów giełdowych

można wytłumaczyć brakiem bezpośredniego wpływu oficjalnych stóp procentowych na ceny akcji spółek giełdowych. Interpretacja ta oznacza, że zmiany stóp procentowych nie wpływają na tyle istotnie na sytuację finansową przedsiębiorstw, by zmieniła się wartość ich akcji. Innym wytłumaczeniem może być nieefektywność rynku giełdowego. Oznacza ona, że rynek nie reaguje natychmiast na ważne informacje gospodarcze. Jeżeli rynek jest efektywny, to brak reakcji głównych indeksów giełdowych może świadczyć o tym, że zmiany stóp procentowych przeprowadzane przez Radę Polityki Pieniężnej są w znacznym stopniu przewidywane przez inwestorów giełdowych. Rynki finansowe reagują bowiem przeważnie tylko na nieoczekiwane i ważne wiadomości dotyczące przyszłych wartości notowanych walorów. W tej sytuacji nieoczekiwany kierunek wpływu stóp procentowych na indeks spółek nowych technologii TECHWIG jest trudny do zinterpretowania. Indeks ten rośnie wtedy, gdy podnoszony jest poziom podstawowych stóp procentowych, niezależnie od tego, czy zmiana stopy referencyjnej jest oczekiwana, czy nie. Zarówno zmiany indeksu TECHWIG, jak i indeksu opartych na nim kontraktów *futures* zachodzą w tym samym kierunku i z reguły są zależne od zmian stopy referencyjnej.

Ani zmiany kursu walutowego, ani kontraktów terminowych opartych na tym kursie nie wykazują związku ze zmianami oficjalnych stóp procentowych. Wynik ten jest niezależny od rodzaju pomiaru szoku w polityce pieniężnej i modelu ekonometrycznego wykorzystanego do weryfikacji tej relacji. Wartości wskazują, co prawda, na wzrost (spadek) giełdowego indeksu *futures* na kurs walutowy po podwyższeniu (obniżeniu) poziomu stóp procentowych. Jednak tylko niektóre odpowiadające im statystyki mają wartości wystarczająco duże, by można było odrzucić hipotezę zerową o braku zależności między stopami procentowymi a oczekiwanym kursem walutowym. Dodatkowo, wartości znacznie różnią się w zależności od modelu, rodzaju szoku oraz typu wykorzystanych danych. Rezultaty przeprowadzonych obliczeń świadczą zatem o braku wpływu zmian stopy referencyjnej nie tylko na wahania aktualnego kursu walutowego (co zostało potwierdzone już w innym badaniu Serwy i Smolińskiej-Skrażyńskiej (2004)), ale również na zmiany oczekiwań uczestników rynku walutowego dotyczących przyszłego kursu walutowego. Czy w tej sytuacji postępowanie inwestorów można uznać za racjonalne? Skoro kurs walutowy nie podlegał poważnym zmianom przy znacznych różnicach w poziomie krajowych i zagranicznych stóp procentowych, to nie powinien się znacząco zmieniać w sytuacji, gdy różnice te stają się nieistotne¹¹. Zgodnie z regułą nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych, jeżeli zmiana poziomu krajowych

¹¹ W analizowanej próbie obniżki referencyjnej stopy procentowej dominują.

stóp procentowych nie powoduje zmiany kursu walutowego, przyszłych oczekiwań dotyczących kursu ani zmian zagranicznych stóp procentowych, to zmienia wartość premii za ryzyko oczekiwanej przez inwestorów dokonujących transakcji na rynku walutowym.

Obliczenia dokonane dla modeli (1), (2) i (3) oraz dla wszystkich zmiennych finansowych przeprowadzono nie tylko dla okresów zmian stopy referencyjnej, ale także dodatkowo dla tych wszystkich dat zebrań Rady Polityki Pieniężnej, na których podejmowano decyzje o ewentualnych zmianach poziomu podstawowych stóp procentowych. Otrzymane rezultaty nie różnią się jednak znacząco od wyników zaprezentowanych powyżej i z uwagi na ograniczoną objętość pracy nie są tu przedstawione.

Zaprezentowane wyniki empiryczne są również zgodne z rezultatami analogicznych obliczeń dla rynków finansowych w krajach rozwiniętych. W tabeli 5 zebrano i zaprezentowano wybrane wyniki badań dotyczących wpływu zmian oficjalnych stóp procentowych na rynkowe instrumenty finansowe w krajach rozwiniętych.

Analizując wyniki zawarte w tabeli 5 (por. Aneks) można zauważyć, po pierwsze, że we wszystkich badaniach zarówno rzeczywisty, jak i nieoczekiwany wzrost (spadek) poziomu oficjalnej stopy procentowej powodują wzrost (spadek) rynkowych stóp krótkoterminowych. Rzeczywiste zmiany stopy referencyjnej nie wywołują reakcji ze strony długookresowych stóp procentowych. Jednak część badań wskazuje na istotny wpływ nieoczekiwanych szoków w polityce pieniężnej na rynkowe stopy długookresowe.

Odnotujmy ponadto, że brak związku między zmianami oficjalnych stóp procentowych a kursem walutowym i indeksami giełdowymi nie jest obserwowany wyłącznie na polskim rynku finansowym. Podobne badanie, przedstawione w pracy Bomfima i Reinharta (2000), wykazuje np. brak wpływu nieoczekiwanych zmian stóp procentowych na kurs walutowy i główne indeksy giełdowe w USA. Analizy przeprowadzone dla Stanów Zjednoczonych innymi metodami przez Thorbecke (1997), Bomfima (2000) oraz Rigobona i Sacka (2002) wskazują jednak, że wzrost stóp procentowych powoduje spadek wartości głównych indeksów giełdowych.

6. Podsumowanie

W niniejszej pracy próbowano ocenić skuteczność wykorzystania zmian referencyjnej stopy procentowej jako narzędzia polityki pieniężnej. Dokonana na przykładzie Polski analiza empiryczna pozwala zweryfikować wpływ rzeczywistych i nieoczekiwanych zmian stopy referencyjnej na wartości wybranych indeksów rynków finansowych w krótkim okresie.

W pracy opisano teoretyczne relacje między decyzjami Rady Polityki Pieniężnej, ustalającymi poziom oficjalnych stóp procentowych, a wahaniami notowań podstawowych instrumentów finansowych rynku pieniężnego, kapitałowego i walutowego. Przedstawiono także różne metody i modele służące do badania wymienionych związków. Wybraną metodę analizy zdarzeń wykorzystano do weryfikacji istotności reakcji indeksów rynku pieniężnego, indeksów giełdowych i kursu walutowego na szoki w polityce pieniężnej. Rezultatem obliczeń towarzyszy ekonomiczna interpretacja zaobserwowanych zależności.

Rynek międzybankowy odgrywa główną rolę w transmisji decyzji władz monetarnych do różnych sektorów gospodarki. Na podstawie przeprowadzonej analizy ustalono, że istnieje silny związek między oficjalnymi stopami procentowymi i rynkowymi stopami krótkookresowymi notowanymi na tym rynku. Jak się natomiast okazało, stopy długookresowe nie reagują na zmiany stopy referencyjnej w ciągu pierwszego tygodnia po ogłoszeniu decyzji Rady Polityki Pieniężnej. Świadczy to o ograniczonej skuteczności polityki pieniężnej w manipulowaniu rynkowymi stopami procentowymi. Podobne relacje spotykamy również w literaturze opisującej analogiczne badania dla krajów rozwiniętych.

Na rynku walutowym brak wpływu szoków pieniężnych na aktualny i przyszły kurs walutowy daje się interpretować jako występowanie zmiennej w czasie premii za ryzyko. Wynik ten podważa przydatność stopy referencyjnej do sterowania poziomem kursu walutowego.

Trudne do zinterpretowania zależności między stopami procentowymi a poszczególnymi indeksami giełdowymi wymagają dalszej wnikliwej analizy, chociaż zaprezentowane wyniki w zasadzie wskazują na brak relacji między zmianami stopy referencyjnej a cenami akcji. Może to świadczyć o nieefektywności rynku kapitałowego bądź o odmiennym interpretowaniu informacji makroekonomicznych przez uczestników rynku pieniężnego i kapitałowego. Szokom na rynku pieniężnym nie towarzyszą gwałtowne zmiany indeksów giełdowych.

Należy podkreślić, że wszystkie badane związki i zależności mają charakter krótkookresowy. W dłuższym okresie mogą zachodzić relacje, które nie zostały wychwycone przy użyciu przedstawionych metod. Z drugiej strony na efektywnych rynkach finansowych reakcje na szoki o charakterze ekonomicznym następują gwałtownie, nie dając spekulantom szans na ponadprzeciętne zyski w dłuższym terminie. Długookresowe zmiany instrumentów finansowych powinny więc podlegać oddziaływaniu innych czynników niż zmiany referencyjnej stopy procentowej.

Analiza empiryczna polskich rynków finansowych jest utrudniona z uwagi na poziom ich rozwoju i krótki okres funkcjonowania. Obroty niektórymi instrumenta-

mi notowanymi na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (np. kontraktami *futures*) nie są dostatecznie duże, by na ich podstawie można było zdecydowanie interpretować zależności między polityką pieniężną a rynkami finansowymi. Krótki okres próby osłabia moc testów statystycznych wykorzystanych do analizy, czyli obniża dokładność wyników. Mimo to badanie wskazuje na podobne zależności zachodzące na rynku polskim jak na opisanych w literaturze ekonomicznej rozwiniętych rynkach finansowych. Rezultat ten stanowi przykład istnienia i w gospodarkach rozwiniętych, i przechodzących transformację systemową podobnych ograniczeń skuteczności polityki pieniężnej jako narzędzia sterowania procesami ekonomicznymi.

W dalszych badaniach należałoby uzupełnić analizę nowymi instrumentami finansowymi i nowymi rodzajami szoków wpływających na ich notowania. Ciekawe wyniki może przynieść empiryczna weryfikacja istnienia analogicznych relacji przy użyciu danych o bardzo dużej częstotliwości. W dłuższym okresie możliwa jest także weryfikacja asymetrii w reakcji indeksów finansowych ze względu na spadek i wzrost poziomu podstawowych stóp procentowych.

Dalszej analizy i interpretacji wymagają także reakcje indeksów giełdowych na zmiany stopy procentowej. Pomocne może tu się okazać podobne badanie przeprowadzone dla innych krajów Europy Środkowej i Wschodniej.

Literatura

1. F. C. Bagliano, C. A. Favero (1999): *Information from financial markets and VAR measures of monetary policy*. „European Economic Review” 43, s. 825-837.
2. A. N. Bomfim (2000): *Pre-Announcement Effects, News, and Volatility: Monetary Policy and the Stock Market*, mimeo, Federal Reserve Board, Waszyngton.
3. A. N. Bomfim, V. R. Reinhart (2000): *Making News: Financial Market Effects of Federal Reserve Disclosure Practices*, mimeo, Federal Reserve Board, Waszyngton.
4. E. Chrabonszczewska, K. Kalicki (1998): *Teoria i polityka kursu walutowego*. Warszawa SGH.
5. L. Christiano, M. Eichenbaum, i Ch. Evans (1996): *The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds*. „Review of Economics and Statistics” 78, s. 16-34.
6. T. Cook, T. Hahn (1989): *The Effects of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s*. „Journal of Monetary Economics” 24, s. 331-351.
7. W. Edelberg, D. Marshall (1996): *Monetary policy shocks and long term interest rates*. „Economic Perspectives” 20, s. 2-17.
8. T. Ellingsen, U. Söderström (2001a): *Monetary Policy and Market Interest Rates*. „American Economic Review” 91, s. 1594-1607.
9. T. Ellingsen, U. Söderström (2001b): *Classifying Monetary Policy*, nieopublikowany manuskrypt, Stockholm School of Economics, Sztokholm.
10. J. Johnston, J. DiNardo (1997): *Econometric Methods*. Nowy Jork McGraw-Hill.
11. A. G. Haldane, V. Read (2000): *Monetary policy surprises and the yield curve*. Working paper 106, Bank of England, Londyn.
12. J. D. Hamilton (1994): *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
13. R. Kasprzak (2001): *Rynek pieniężny w działalności banków*. W: W.L. Jaworski: *Współczesny bank*. Warszawa Poltext, s. 157-176.
14. R. Kokoszczynski, T. Łyziak, M. Pawłowska, J. Przystupa i E. Wróbel (2002): *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski*. Materiały i Studia, Zeszyt 151, Warszawa Narodowy Bank Polski.
13. K. N. Kuttner (2001): *Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market*. „Journal of Monetary Economics” 47, s. 523-544.
14. T. Łyziak (2002): *Monetary transmission mechanism in Poland. The strength and delays*. Materiały i Studia Zeszyt 26, Warszawa Narodowy Bank Polski.

15. Y.P. Mehra (1996): *Monetary Policy and Long-Term Interest Rates*. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly 82/3, s. 27-49.
16. F.S. Mishkin (2001): *The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy*. NBER Working Paper 8617, Cambridge, Massachusetts.
17. NBP (2002): *Rynek finansowy w Polsce*. Warszawa Narodowy Bank Polski.
18. G. Peersman (2002): *Monetary Policy and Long Term Interest Rates in Germany*. Economics Letters 77, s. 271-277.
19. J. Przystupa (2002): *The exchange rate and the monetary transmission mechanism*. Materiały i Studia 25, Warszawa Narodowy Bank Polski.
20. Rada Polityki Pieniężnej (1998): *Średniookresowa strategia polityki pieniężnej na lata 1999–2003*. Warszawa NBP.
21. R. Rigobon, B. Sack (2002): *The Impact of Monetary Policy on Asset Prices*. NBER Working Paper 8794, Cambridge, Massachusetts.
22. R. Rigobon (2002): *Identification through Heteroskedasticity*. „Review of Economics and Statistics”, w druku.
23. Ch. Romer, D. Romer (2000): *Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates*. „American Economic Review” 90, s. 429-457.
24. M. Rubaszek, D. Serwa (2001): *Prognozowanie kursu walutowego. Model nadzwyczajnej stopy zwrotu z inwestycji zagranicznych*. „Bank i Kredyt” nr 9, s. 16-25.
25. G.D. Rudebusch (1998a): *Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?* „International Economic Review” 39, s. 907-931.
26. G.D. Rudebusch (1998b): *Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense? Reply to Christopher A. Sims*. „International Economic Review” 39, s. 943-948.
27. V.V. Roley, G. H. Sellon (1998): *The Response of Interest Rates to Anticipated and Unanticipated Monetary Policy Actions*, mimeo, Federal Reserve Bank of Kansas City.
28. D. Serwa (2004): *Do Emerging Financial Markets React to Monetary Policy Announcements? Evidence from Poland*, mimeo.
29. D. Serwa, A. Smolińska-Skarżyńska (2004): *Reakcje kursu walutowego na zmiany poziomu stóp procentowych. Analiza zdarzeń dla danych dziennych*. „Bank i Kredyt” nr 2.
30. Ch.A. Sims, (1998): *Comment on Glenn Rudebusch’s „Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?”* „International Economic Review” 39, s. 933-941.
31. P. Söderlind, L.E.O. Svensson (1997): *New techniques to extract market expectations from financial instruments*. „Journal of Monetary Economics” 40, s. 383-429.
32. W. Thorbecke (1997): *On Stock Market Returns and Monetary Policy*. „Journal of Finance”, 52, s. 635-654.
33. D.L. Thornton (1998): *Tests of the Market’s Reaction to Federal Funds Rate Target Changes*. The Federal Reserve Bank of St. Louis Review 80, s. 25-36.

Aneks

Tabela 1 *Miary nieoczekiwanych szoków w polityce monetarnej*

Data	Decyzja RPP (ΔR^0)	Reakcja po 1 dniu			Reakcja po 2 dniach			Reakcja po tygodniu		
		ΔR^1	ΔR^2	ΔR^3	ΔR^1	ΔR^2	ΔR^3	ΔR^1	ΔR^2	ΔR^3
20.01.1999	-2,50	-1,67	-1,61	-1,88	-1,29	-0,95	-2,17	-1,38	-1,03	-2,22
17.02.1999	0,00	-0,01	-0,02	0,00	-0,01	-0,03	0,00	-0,01	-0,02	0,01
24.03.1999	0,00	0,00	0,01	-0,01	-0,04	-0,06	0,00	-0,04	-0,07	0,01
14.04.1999	0,00	-0,04	-0,05	-0,01	0,00	0,01	-0,01	0,02	0,02	0,01
13.05.1999	0,00	0,01	0,02	0,00	0,01	0,02	0,01	0,04	0,04	0,03
26.05.1999	0,00	-0,01	-0,01	0,01	-0,01	-0,01	0,00	0,01	0,01	0,00
16.06.1999	0,00	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01
21.07.1999	0,00	0,02	0,04	0,01	0,03	0,05	0,01	0,04	0,07	-0,02
18.08.1999	0,00	0,01	0,02	0,00	0,01	0,01	0,01	-0,03	-0,04	0,02
08.09.1999	0,00	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00
22.09.1999	1,00	0,61	0,54	0,75	0,84	0,91	0,71	1,29	1,56	0,75
20.10.1999	0,00	-0,14	0,43	-1,10	-0,15	0,47	-0,92	0,09	0,68	-0,80
17.11.1999	2,50	0,34	0,63	-0,53	0,16	0,85	-0,86	-0,36	0,13	-0,95
15.12.1999	0,00	-0,01	-0,01	-0,24	0,02	0,00	-0,47	0,18	-0,13	-0,05
23.02.2000	1,00	0,39	0,27	0,45	0,38	0,25	0,45	0,66	0,59	0,49
29.03.2000	0,00	0,02	0,02	-0,01	0,02	0,00	-0,02	0,08	0,07	0,07
26.04.2000	0,00	0,13	0,15	-0,02	0,11	0,10	0,00	0,59	0,68	0,34
24.05.2000	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,02	-0,07
21.06.2000	0,00	-0,02	0,01	-0,11	-0,02	0,01	-0,14	-0,07	-0,05	-0,20
19.07.2000	0,00	-0,01	-0,01	-0,02	-0,05	-0,07	-0,01	-0,07	-0,09	-0,04
30.08.2000	1,50	0,26	0,23	0,35	0,29	0,26	0,36	0,29	0,26	0,34
19.09.2000	0,00	0,26	0,36	-0,29	-0,02	-0,06	-0,49	0,02	-0,04	-0,37
25.10.2000	0,00	0,01	-0,03	0,04	0,09	0,03	0,14	0,07	0,02	0,13
29.11.2000	0,00	0,02	0,06	0,23	0,08	0,03	0,37	0,08	0,01	0,33
20.12.2000	0,00	-0,07	-0,10	-0,01	-0,20	-0,25	0,02	-0,20	-0,19	-0,23
22.01.2001	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,40	-0,64	0,08	-0,24	-0,48	0,24
28.02.2001	-1,00	0,05	0,19	-0,33	0,07	0,26	-0,37	-0,15	-0,03	-0,40
28.03.2001	-1,00	-0,38	-0,22	-0,55	-0,37	-0,19	-0,56	-0,34	-0,21	-0,42
26.04.2001	0,00	0,32	0,31	0,45	0,32	0,32	0,46	0,27	0,25	0,44
30.05.2001	0,00	0,20	0,21	0,26	0,13	0,10	0,26	0,13	0,10	0,24
27.06.2001	-1,50	-0,61	-0,41	-0,64	-0,55	-0,30	-0,60	-0,55	-0,36	-0,52
20.07.2001	0,00	0,04	0,04	0,02	-0,11	-0,16	-0,01	-0,26	-0,35	-0,09
22.08.2001	-1,00	-0,25	-0,25	-0,22	-0,25	-0,25	-0,20	-0,14	-0,10	-0,42
26.09.2001	0,00	0,32	0,34	0,48	0,30	0,29	0,69	0,12	0,06	0,66
25.10.2001	-1,50	0,19	0,15	0,22	0,18	0,36	-0,26	0,42	0,38	0,54
28.11.2001	-1,50	-0,08	-0,09	-0,12	-0,62	-0,61	-0,75	-0,98	-0,99	-1,02
19.12.2001	0,00	-0,47	-0,40	-0,32	-0,55	-0,49	-0,36	-0,57	-0,49	-0,40
30.01.2002	-1,50	-0,07	0,00	-0,19	0,10	0,25	-0,20	0,10	0,27	-0,06
27.02.2002	0,00	-0,09	-0,15	0,04	-0,10	-0,17	-0,01	-0,27	-0,35	-0,12
27.03.2002	0,00	0,14	0,15	0,12	0,09	0,12	0,13	0,05	0,11	0,05
25.04.2002	-0,50	0,00	0,00	0,13	0,03	0,07	0,06	0,05	0,09	0,13
29.05.2002	-0,50	0,04	0,04	-0,02	0,04	0,01	0,02	0,03	0,02	-0,07
26.06.2002	-0,50	-0,04	-0,06	0,21	-0,04	-0,06	0,25	0,09	0,14	0,28
19.07.2002	0,00	-0,10	-0,09	0,02	-0,09	-0,09	-0,07	-0,03	-0,06	-0,01
28.08.2002	-0,50	-0,07	-0,07	-0,05	-0,11	-0,12	-0,09	-0,14	-0,13	-0,14
25.09.2002	-0,50	-0,16	-0,18	-0,06	-0,16	-0,14	-0,15	-0,27	-0,27	-0,19
23.10.2002	-0,50	-0,22	-0,17	-0,34	-0,24	-0,16	-0,37	-0,30	-0,23	-0,44
27.11.2002	-0,25	0,15	0,19	0,18	0,12	0,14	0,19	0,06	0,11	0,08
18.12.2002	0,00	0,07	0,11	-0,03	-0,11	-0,06	-0,15	-0,09	0,08	-0,31

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Narodowego Banku Polskiego.

Tabela 2 Oszacowania β dla modeli reakcji na zmiany stopy referencyjnej po jednym dniu

Zmienne finansowe	Model (1)				Model (2)			Model (3)			
	ΔR^0	ΔR^1	ΔR^2	ΔR^3	ΔR^1	ΔR^2	ΔR^3	ΔR^0	ΔR^1	ΔR^2	ΔR^3
O/N	2,651 (1,98)**	8,326 (3,49)***	6,710 (1,84)**	7,383 (4,58)***	9,005 (3,96)***	7,806 (2,29)**	7,730 (4,76)***	1,147 (1,66)**	9,401 (2,84)***	6,823 (1,62)*	27,386 (1,36)*
T/N	0,358 (0,99)	1,806 (2,17)**	1,375 (1,50)*	1,751 (2,53)***	2,031 (2,20)**	1,428 (1,34)*	1,758 (2,46)*	0,264 (0,69)	1,208 (1,13)	1,480 (1,29)*	1,476 (0,95)
1W	0,427 (3,36)***	1,373 (5,55)***	1,308 (4,49)***	0,980 (3,66)***	1,303 (4,74)***	1,184 (3,57)***	0,951 (3,86)***	0,429 (4,12)***	1,320 (5,35)***	1,481 (4,73)***	1,228 (2,80)***
1M	0,280 (3,04)***	1,123 (11,45)***	1,050 (6,60)***	0,995 (15,30)***	1,173 (11,11)***	1,077 (5,84)***	0,988 (16,61)***	0,287 (4,00)***	1,065 (9,02)***	1,194 (6,08)***	1,055 (9,81)***
ΔR^1 (3M)	0,278 (4,09)***		1,014 (19,04)***	0,777 (8,52)***		1,025 (16,63)***	0,763 (10,78)***	0,264 (5,87)***		1,064 (15,86)***	1,077 (4,96)***
6M	0,122 (2,61)***	0,510 (7,69)***	0,483 (5,56)***	0,463 (10,10)***	0,541 (7,50)***	0,508 (5,09)***	0,461 (9,93)***	0,119 (3,83)***	0,505 (9,97)***	0,514 (6,98)***	0,609 (5,56)***
9M	0,108 (1,24)	0,518 (3,75)***	0,623 (3,66)***	0,388 (3,37)***	0,536 (3,74)***	0,655 (3,79)***	0,395 (3,24)***	0,052 (1,77)**	0,459 (4,37)***	0,633 (4,48)***	0,524 (1,96)**
1R	0,118 (1,36)*	0,525 (3,79)***	0,672 (4,28)***	0,366 (2,98)***	0,547 (3,84)***	0,707 (4,53)***	0,378 (2,93)***	0,059 (2,07)**	0,478 (4,80)***	0,672 (5,46)***	0,614 (1,80)**
2L	0,095 (0,62)	0,301 (0,83)	0,169 (0,36)	0,237 (0,78)	0,320 (0,84)	0,193 (0,40)	0,248 (0,78)	0,031 (0,47)	0,404 (1,13)	0,328 (0,73)	0,697 (0,60)
5L	0,052 (0,56)	0,075 (0,31)	0,095 (0,38)	-0,038 (0,18)	0,026 (0,10)	0,044 (0,15)	-0,047 (0,22)	-0,026 (0,35)	-0,032 (0,15)	0,013 (0,06)	-0,252 (0,80)
10L	0,042 (0,27)	0,333 (0,56)	0,627 (0,99)	-0,187 (0,39)	0,390 (0,54)	1,013 (1,22)	-0,189 (0,39)	0,002 (0,02)	0,263 (0,48)	1,014 (1,72)**	-9,693 (0,17)
WIG	-16,372 (0,38)	-77,264 (0,71)	-111,423 (1,00)	-24,460 (0,26)	-85,201 (0,70)	-141,015 (1,10)	-22,904 (0,23)	-22,085 (0,53)	-50,068 (0,42)	-60,564 (0,49)	-84,157 (0,47)
WIG20	8,458 (1,46)	10,294 (0,67)	7,676 (0,48)	7,518 (0,57)	1,629 (0,10)	-4,985 (0,29)	6,541 (0,50)	4,860 (0,90)	8,025 (0,51)	10,012 (0,60)	-3,015 (0,13)
TECHWIG	32,076 (3,31)***	103,321 (2,95)***	106,805 (2,20)**	93,773 (3,72)***	79,360 (2,29)**	70,076 (1,54)*	80,129 (3,08)***	15,098 (1,66)**	101,350 (2,32)**	118,741 (2,16)**	146,196 (1,60)*
FWIG20	6,527 (1,09)	16,808 (1,11)	14,053 (0,89)	14,886 (1,14)	13,940 (0,83)	8,835 (0,49)	14,438 (1,09)	3,563 (0,68)	15,841 (1,04)	16,841 (1,05)	9,695 (0,43)
FTECHWIG	12,415 (1,68)**	40,529 (1,62)*	32,050 (0,99)	47,910 (2,83)***	35,085 (1,37)*	23,376 (0,73)	46,305 (2,58)*	5,233 (1,03)	37,847 (1,39)*	36,109 (1,11)	48,840 (0,90)
USD	0,002 (0,44)	-0,007 (0,52)	-0,007 (0,54)	-0,004 (0,32)	-0,013 (0,93)	-0,016 (1,06)	-0,004 (0,35)	0,003 (0,67)	-0,001 (0,09)	-0,009 (0,70)	0,010 (0,55)
FUSD-GPW	0,004 (0,93)	0,008 (0,63)	0,008 (0,63)	0,007 (0,68)	0,004 (0,30)	0,004 (0,25)	0,007 (0,63)	0,008 (1,79)**	0,012 (0,89)	0,011 (0,78)	0,020 (0,99)
FUSD-1M	0,003 (0,55)	-0,009 (0,58)	-0,008 (0,54)	-0,007 (0,51)	-0,017 (1,09)	-0,019 (1,15)	-0,007 (0,57)	0,004 (0,85)	-0,006 (0,46)	-0,011 (0,81)	-0,002 (0,11)
FUSD-3M	0,003 (0,45)	-0,009 (0,56)	-0,009 (0,58)	-0,005 (0,39)	-0,017 (1,00)	-0,020 (1,13)	-0,006 (0,43)	0,003 (0,70)	-0,006 (0,45)	-0,011 (0,83)	-0,001 (0,05)

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3 Oszacowania β dla modeli reakcji na zmiany stopy referencyjnej po dwóch dniach

Zmienne finansowe	Model (1)				Model (2)			Model (3)			
	ΔR^0	ΔR^1	ΔR^2	ΔR^3	ΔR^1	ΔR^2	ΔR^3	ΔR^0	ΔR^1	ΔR^2	ΔR^3
O/N	0,036 (0,02)	-1,741 (0,74)	-3,032 (1,32)*	-1,605 (0,78)	-1,490 (0,55)	-2,681 (1,00)	-1,300 (0,53)	0,554 (0,70)	59,121 (0,12)	-9,914 (0,88)	0,861 (0,24)
T/N	0,365 (0,64)	2,047 (1,84)	1,481 (1,23)	1,499 (1,56)*	2,072 (1,81)	1,496 (1,19)	1,507 (1,50)	0,396 (0,66)	0,039 (0,01)	4,061 (1,28)*	-0,226 (0,06)
1W	0,223 (1,13)	1,282 (4,26)***	1,058 (2,89)***	1,022 (3,82)***	1,299 (4,26)***	1,086 (2,85)***	1,018 (3,64)***	0,324 (1,23)	0,148 (0,12)	2,070 (1,53)*	0,077 (0,04)
1M	0,225 (1,71)**	1,144 (9,83)***	1,018 (5,39)***	1,009 (15,33)***	1,154 (10,14)***	1,041 (5,36)***	1,007 (14,65)***	0,275 (2,08)**	0,754 (1,69)**	1,448 (2,34)***	0,709 (1,47)*
ΔR^1 (3M)	0,251 (2,58)***		1,000 (15,75)***	0,777 (9,85)***		1,008 (15,53)***	0,801 (10,82)***	0,242 (3,11)***		1,158 (5,33)***	1,001 (2,86)***
6M	0,158 (2,01)**	0,715 (11,37)***	0,726 (9,96)***	0,550 (6,91)***	0,719 (11,30)***	0,744 (10,41)***	0,561 (6,86)***	0,158 (2,51)***	0,661 (5,84)***	0,780 (4,46)***	0,633 (2,52)***
9M	0,033 (0,22)	0,494 (3,09)***	0,548 (3,66)***	0,456 (3,46)***	0,453 (2,48)***	0,514 (2,94)***	0,400 (2,60)***	0,136 (2,07)**	1,265 (0,19)	0,265 (0,48)	0,207 (0,93)
1R	0,066 (0,43)	0,443 (2,61)***	0,500 (3,12)***	0,408 (2,87)***	0,430 (2,20)**	0,496 (2,63)***	0,384 (2,26)**	0,149 (2,22)**	3,190 (0,15)	0,049 (0,07)	0,295 (1,42)*
2L	0,168 (0,86)	-0,013 (0,05)	-0,117 (0,41)	-0,071 (0,29)	0,104 (0,33)	0,021 (0,07)	0,059 (0,21)	-0,084 (0,84)	-1,244 (0,06)	-0,428 (0,58)	-0,254 (0,67)
5L	0,249 (1,04)	-0,537 (1,06)	-0,451 (0,86)	-0,431 (1,01)	-0,602 (1,30)*	-0,618 (1,26)	-0,317 (0,77)	0,100 (0,52)	-0,294 (0,32)	-0,001 (0,00)	-0,714 (0,59)
10L	0,232 (0,73)	-0,464 (0,63)	-0,361 (0,50)	-0,662 (0,91)	-0,437 (0,60)	-0,410 (0,58)	-0,491 (0,65)	0,107 (0,40)	0,968 (0,36)	1,298 (0,74)	0,764 (0,27)
WIG	39,215 (0,51)	-230,833 (1,51)*	-194,161 (1,20)	-242,090 (1,95)*	-247,351 (1,70)**	-235,416 (1,50)*	-210,995 (1,75)*	68,739 (0,88)	-306,093 (0,78)	-115,945 (0,32)	-544,005 (0,88)
WIG20	14,712 (1,67)**	-9,483 (0,48)	-6,849 (0,33)	-16,695 (1,02)	-12,391 (0,70)	-14,301 (0,78)	-10,599 (0,73)	15,805 (1,64)**	-17,747 (0,36)	10,037 (0,21)	-50,265 (0,67)
TECHWIG	54,432 (3,69)***	106,969 (3,00)***	97,727 (2,37)***	81,120 (2,23)**	97,483 (3,11)***	90,885 (2,64)***	75,592 (2,47)***	36,139 (2,84)***	569,215 (0,50)	346,717 (1,02)	-49,571 (0,54)
FWIG20	10,900 (1,18)	-16,068 (0,80)	-16,297 (0,79)	-14,687 (0,87)	-18,608 (1,01)	-23,182 (1,23)	-9,996 (0,62)	12,520 (1,21)	-22,476 (0,43)	-2,122 (0,04)	-35,135 (0,48)
FTECHWIG	29,885 (2,99)***	36,040 (1,34)*	25,279 (0,88)	29,099 (1,24)	38,575 (1,69)**	32,003 (1,34)*	33,503 (1,68)**	22,893 (2,75)***	581,505 (0,02)	-4,364 (0,03)	27,825 (0,71)
USD	-0,005 (0,44)	-0,003 (0,14)	0,002 (0,09)	-0,008 (0,40)	-0,003 (0,11)	0,004 (0,18)	-0,009 (0,43)	-0,005 (0,57)	-0,003 (0,07)	0,013 (0,34)	-0,029 (0,50)
FUSD-GPW	0,008 (0,66)	0,031 (1,21)	0,038 (1,46)*	0,025 (1,15)	0,031 (1,17)	0,039 (1,43)*	0,026 (1,14)	0,010 (0,91)	0,069 (1,18)	0,069 (1,28)*	0,105 (1,04)
FUSD-1M	-0,002 (0,19)	0,002 (0,09)	0,008 (0,33)	-0,004 (0,18)	0,003 (0,10)	0,010 (0,39)	-0,004 (0,19)	-0,003 (0,33)	-0,004 (0,08)	0,015 (0,37)	-0,027 (0,45)
FUSD-3M	-0,002 (0,14)	0,004 (0,17)	0,011 (0,42)	-0,003 (0,11)	0,005 (0,18)	0,013 (0,48)	-0,003 (0,13)	-0,002 (0,26)	-0,004 (0,08)	0,015 (0,36)	-0,029 (0,45)

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4 Oszacowania β dla modeli reakcji na zmiany stopy referencyjnej po tygodniu

Zmienne finansowe	Model (1)				Model (2)			Model (3)			
	ΔR^0	ΔR^1	ΔR^2	ΔR^3	ΔR^1	ΔR^2	ΔR^3	ΔR^0	ΔR^1	ΔR^2	ΔR^3
O/N	1,512 (0,93)	0,140 (0,04)	-2,536 (0,86)	1,972 (0,76)	0,738 (0,23)	-1,156 (0,35)	1,810 (0,67)	0,378 (0,61)	-0,015 (0,00)	-3,881 (1,07)	20,568 (0,32)
T/N	-0,181 (0,55)	0,887 (1,02)	0,032 (0,04)	0,896 (1,50)	1,581 (1,78)**	0,478 (0,46)	0,881 (1,54)*	0,050 (0,15)	0,861 (0,68)	0,404 (0,33)	1,741 (0,92)
1W	0,184 (1,08)	1,230 (3,25)***	0,643 (1,40)	0,959 (3,82)***	1,450 (3,57)***	0,620 (1,14)	0,956 (3,73)***	0,285 (2,03)**	1,412 (3,03)***	0,843 (1,61)*	1,973 (2,07)**
1M	0,240 (2,09)**	1,215 (6,45)***	0,800 (2,71)***	0,992 (16,14)***	1,333 (6,65)***	0,746 (2,14)**	0,992 (15,84)***	0,291 (3,10)***	1,125 (4,75)***	0,840 (2,44)***	1,238 (5,35)***
ΔR^1 (3M)	0,254 (3,96)***		0,921 (9,22)***	0,611 (6,97)***		0,910 (7,68)***	0,615 (8,43)***	0,242 (5,20)***		0,935 (8,01)***	0,892 (2,91)***
6M	0,182 (3,42)***	0,746 (14,52)***	0,702 (8,35)***	0,445 (5,64)***	0,760 (13,22)***	0,722 (7,27)***	0,447 (6,18)***	0,166 (4,15)***	0,735 (11,24)***	0,734 (7,17)***	0,557 (2,72)***
9M	0,061 (0,52)	0,511 (3,02)***	0,476 (2,83)***	0,352 (2,20)**	0,497 (2,78)***	0,507 (2,63)***	0,378 (2,44)***	0,074 (1,73)**	0,417 (2,33)***	0,420 (2,17)**	0,473 (0,42)
1R	0,054 (0,43)	0,526 (2,93)***	0,497 (2,82)***	0,340 (1,96)**	0,509 (2,69)***	0,521 (2,57)***	0,365 (2,16)**	0,075 (1,70)**	0,460 (2,50)***	0,461 (2,34)***	0,682 (0,43)
2L	0,157 (0,87)	0,475 (1,40)	0,349 (1,01)	0,301 (1,00)	0,497 (1,39)*	0,455 (1,20)	0,288 (0,89)	-0,028 (0,31)	1,102 (1,46)*	1,034 (1,48)*	-17,457 (0,10)
5L	0,185 (0,99)	0,100 (0,19)	0,489 (0,95)	-0,215 (0,58)	-0,172 (0,30)	0,364 (0,60)	-0,206 (0,58)	0,119 (0,94)	0,066 (0,14)	0,648 (1,45)*	-0,547 (0,74)
10L	0,362 (1,50)*	0,563 (0,67)	1,250 (1,78)**	-0,651 (0,97)	0,129 (0,15)	1,105 (1,38)*	-0,586 (0,95)	0,292 (1,60)*	0,956 (0,89)	1,726 (2,47)***	1,417 (0,50)
WIG	94,811 (1,74)**	155,622 (0,99)	209,984 (1,36)*	43,603 (0,38)	61,438 (0,37)	120,840 (0,68)	46,686 (0,43)	73,737 (1,20)	98,312 (0,42)	238,237 (1,10)	-273,842 (0,67)
WIG20	9,561 (1,37)*	5,687 (0,29)	18,178 (0,92)	-5,865 (0,42)	-8,154 (0,39)	7,279 (0,32)	-5,456 (0,41)	7,873 (1,25)	-6,581 (0,27)	15,312 (0,69)	-50,962 (1,04)
TECHWIG	64,221 (4,76)***	148,820 (2,83)***	113,457 (1,78)***	130,128 (3,22)***	101,740 (2,33)***	98,428 (2,22)**	71,698 (1,75)**	29,258 (1,67)**	72,565 (0,69)	46,149 (0,42)	1064,082 (0,03)
FWIG20	13,032 (1,56)*	20,466 (0,86)	30,930 (1,32)*	5,224 (0,30)	7,118 (0,28)	19,994 (0,73)	5,656 (0,34)	11,118 (1,81)**	11,120 (0,47)	29,598 (1,38)*	-26,908 (0,64)
FTECHWIG	35,128 (3,88)***	61,200 (1,78)**	44,998 (1,23)	61,016 (2,30)**	45,291 (1,65)**	49,066 (1,82)**	33,408 (1,35)*	13,708 (1,88)**	32,642 (0,71)	37,704 (0,87)	12337,56 (0,00)
USD	0,000 (0,00)	-0,016 (0,74)	-0,009 (0,43)	-0,013 (0,88)	-0,023 (0,96)	-0,015 (0,60)	-0,013 (0,86)	-0,001 (0,15)	-0,013 (0,52)	-0,018 (0,78)	-0,005 (0,15)
FUSD-GPW	0,009 (1,41)*	0,009 (0,52)	0,011 (0,62)	0,007 (0,53)	-0,002 (0,10)	-0,002 (0,12)	0,007 (0,56)	0,012 (2,12)**	0,010 (0,45)	0,003 (0,15)	0,026 (0,74)
FUSD-1M	0,003 (0,29)	-0,016 (0,66)	-0,007 (0,27)	-0,016 (0,92)	-0,028 (1,03)	-0,017 (0,58)	-0,016 (0,90)	0,002 (0,30)	-0,015 (0,57)	-0,019 (0,75)	-0,010 (0,26)
FUSD-3M	0,005 (0,53)	-0,016 (0,60)	-0,002 (0,08)	-0,019 (1,01)	-0,032 (1,12)	-0,016 (0,50)	-0,018 (1,00)	0,004 (0,54)	-0,017 (0,63)	-0,014 (0,54)	-0,022 (0,55)
ΔR^2	0,271 (4,60)***	0,904 (9,22)***		0,424 (3,12)***		0,835 (8,14)***	0,430 (3,99)***	0,226 (5,00)***	0,958 (7,71)***		0,746 (1,78)**
ΔR^3	0,260 (2,40)***	1,211 (6,97)***	0,856 (3,12)***		1,294 (6,81)***	0,791 (2,44)***		0,294 (3,14)***	1,034 (4,34)***	0,844 (2,54)***	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5 Porównanie wyników badań dotyczących reakcji rynków finansowych

Badanie	Kraj	Typ szoku	3M	6M	1R	2L	5L	10L	20+	Indeks giełdowy	Kurs walutowy
Ta praca	Polska	RZ	+	+	+	B	B	B		B	B
		N	+	+	+	B	B	B		B/?	B
Serwa, Smolińska-Skarżyńska (2004)	Polska	RZ									B
Rigobon, Sack (2002)	USA	N		+	+	+	+	+	+	-	
Bomfim, Reinhart (2000)	USA	N	+		+		B	B		B	B
Bomfim (2000)	USA									-	
Thorbecke (1997)	USA									-	
Ellingsen, Söderström (2001)	USA	RZ	+	+	+	+	+	B	B		
		END	+	+	+	+	+	+	+		
		EGZ	+	+	+	+	+	+	+	+	
Kuttner (2001)	USA	RZ	+	+	+	+	+	B	B		
		N	+	+	+	+	+	+	+		
Roley, Sellon (1998)	USA	RZ	+	+	+	+	+	B			
Thornton (1998)	USA	RZ	+		+			B	B		
		N			+			+	+		
Haldane, Read (2000)	Wielka Brytania	N	+	+		+	B	-	-		
		N	+	+		B	B	+	+		
	Niemcy	N	+	+		B	B	B	B		
	Włochy	N	+	+		B	B	B	B		

Uwagi: symbole RZ, N, END i EGZ oznaczają odpowiednio: rzeczywiste zmiany oficjalnej stopy procentowej, zmiany nieoczekiwane, endogeniczne i egzogeniczne. Symbole +, -, B, ? oznaczają odpowiednio: reakcję na szok zgodną z kierunkiem zmiany stóp procentowych, reakcję w przeciwnym kierunku, brak reakcji i różne (mieszane) reakcje.

Źródło: obliczenia własne.