

Piotr Gurgul, Krzysztof Kłęk

Wpływ ogłoszeń NBP o zmianach podstawowych stóp procentowych na kurs złotego

Managerial Economics 5, 81-95

2009

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.

Piotr Gurgul*, Krzysztof Kłęk**

Wpływ ogłoszeń NBP o zmianach podstawowych stóp procentowych na kurs złotego

1. Wprowadzenie

Czynniki określające kurs walutowy zależą od tego, czy rozważany jest krótki okres (ang. *short-run*), czy długi okres (ang. *long-run*). W wypadku krótkiego horyzontu czasowego główną rolę odgrywają tzw. czynniki techniczne, czyli trendy i zachowania się rynków walutowych w przeszłości. W dłuższym terminie zaczynają dochodzić do głosu, a nawet przeważają, czynniki fundamentalne, a więc główne wskaźniki gospodarcze, jak dynamika PKB, inflacja czy bilans płatniczy krajów mających waluty, którymi jesteśmy zainteresowani w kontekście możliwości wymiany.

Działania inwestorów na rynku walutowym w krótkim okresie stoją w sprzeczności z teorią rynków efektywnych. Zgodnie z tą teorią (w tzw. wersji słabej) na przyszły poziom kursów walutowych wartości historyczne nie mają żadnego wpływu. Posługiwanie się analizą techniczną, czyli prognozowanie ruchów cen na podstawie analizy historycznej wykresów, całkowicie zaprzecza temu podstawowemu założeniu. W teorii finansów wskazuje się na istotny wpływ zmian podstawowych stóp procentowych na kurs walutowy.

W literaturze jest wyrażany pogląd, że wpływ zmian stóp procentowych banku centralnego na kurs walutowy zmienia się, ale ciągle jest jeszcze stosunkowo

* Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie, Katedra Informatyki, e-mail: pgurgul@go2.pl

** Wyższa Szkoła Ekonomii i Informatyki w Krakowie, Zakład Metod Ilościowych w Ekonomii, e-mail: krzysztof.klekk@gmail.com

mały [3]. Panuje przekonanie, że obniżanie stóp procentowych prowadzące do zwiększenia inflacji może mieć pewien, choć niewielki, wpływ na kurs walutowy. Podobnie wzrost podstawowych stóp procentowych, mając istotny ujemny wpływ na stopy zwrotu akcji, może też oddziaływać na kurs walutowy.

W literaturze przedmiotu (teorii monetarnej) formułuje się m.in. hipotezę, że wzrost stopy procentowej prowadzi do deprecjacji waluty krajowej (w krótkim okresie wzrost ten powoduje aprecjację waluty krajowej) [3, 6].

Celem pracy jest zbadanie wpływu podwyżek i obniżek podstawowych stóp procentowych wprowadzonych przez Radę Polityki Pieniężnej na kurs walutowy złotego. Badania zostaną przeprowadzone za pomocą metodologii analizy zdarzeń. Zanim jednak przejdziemy do omówienia tej metodologii przedstawimy w następnym punkcie wybrane badania innych autorów krajowego rynku walutowego, w tym badania w kontekście jego efektywności informacyjnej, które to założenie jest podstawą metodologii analizy zdarzeń.

2. Badania rynku walutowego w Polsce

W teorii ekonomicznej przyjmuje się, że inwestorzy na efektywnym rynku powinni postępować racjonalnie, co oznacza, że powinni się oni kierować w swoich decyzjach czynnikami fundamentalnymi. Wskutek tego terminowy kurs walutowy powinien informować o przyszłym poziomie kursu kasowego. Kurs terminowy walut odzwierciedla oczekiwania inwestorów dotyczące kształtowania się stóp procentowych w dwóch różnych krajach. Stopy te zależą od poziomu inflacji oraz ogólnej sytuacji gospodarczej danego kraju.

W długim okresie opisany mechanizm prowadzi do sytuacji, w której waluta słabszej gospodarki będzie ulegała deprecjacji, natomiast waluta gospodarki rozwijającej się w szybkim tempie będzie zyskiwała na wartości. Jeśli spada tempo rozwoju gospodarczego, to na ogół oczekuje się obniżki stóp procentowych. Obniżka ta ma na celu pobudzenie gospodarki. Zwykle spadek stóp procentowych powoduje zmniejszenie stopy zwrotu kursu walutowego. Powoduje to odpływ kapitału zagranicznego i osłabienie waluty. W szybko rozwijającej się gospodarce oczekuje się zwykle wyższych odsetek, czego warunkiem jest przeważnie podniesienie podstawowych stóp procentowych. Może bowiem zachodzić potrzeba schładzania gospodarki w celu utrzymania w ryzach wzrostu inflacji. Jeśli zagraniczni inwestorzy oczekują wzrostu stóp procentowych, to skutkuje to napływem kapitału zagranicznego zachęconego wyższymi stopami zwrotu i umocnieniem waluty. W krótkim okresie często inwestorzy posługują się narzędziami analizy technicznej, takimi jak formacje, oscylatory, średnie kroczące oraz inne wskaźniki. W przypadku rynków finansowych zachowanie inwestorów jest bardzo często nieracjonalne.

Dlatego prognozy na bazie analizy technicznej i danych historycznych mogą być często uważane za samospełniającą się przepowiednię. Jeśli więc uczestnik rynku walutowego zauważy, że kurs USD/PLN przebija średnią kroczącą od dołu, to interpretuje to jako sygnał wzrostu kursu i sygnał do kupna dolara. Tak samo myślą także inni dealerzy na wszystkich rynkach. Skutkiem tego jest kupowanie dolarów. Powstaje zatem pytanie, czy w tym kontekście analiza fundamentalna ma jakiegokolwiek znaczenie? Okazuje się, że ma, ale mocno ograniczone, bo stosowana jest stosunkowo rzadko. Inwestorzy w zależności od stosunku do danego rynku biorą pod uwagę tylko te wskaźniki, których wartości odpowiadają ich przeświadczeniom i są w zgodzie z sygnałami płynącymi z analizy technicznej.

Takie obserwacje można poczynić na podstawie aktualnych danych z rynków finansowych. Można zauważyć wzrost kursu dolara amerykańskiego względem głównych walut, choć czynniki fundamentalne tak szybkiej aprecjacji dolara nie uzasadniają. Zmniejszenie się zaufania do gospodarek z Eurolandu powoduje, iż inwestorzy przesadnie źle reagują na wszelkie dane ze strefy euro, które są gorsze od oczekiwań. Inaczej jest w przypadku danych z USA. Nawet bardzo złe informacje z USA (nacionalizacje, problemy banków inwestycyjnych, istotny wzrost bezrobocia) nie odbijają się istotnie na kursie dolara.

W sytuacji obserwowanego obecnie kryzysu na rynkach finansowych zasadnicze znaczenie ma psychologia. W długim terminie wskaźniki fundamentalne jednak dominują nad motywami psychologicznymi. Analiza fundamentalna daje wskazówki do jakiego poziomu powinien w dłuższym okresie zbliżyć się kurs walutowy. Często analiza techniczna jest w zgodzie z analizą fundamentalną. Ale nierzadko bywa i taka sytuacja, że inwestorzy na rynku finansowym zachowują się inaczej, niż by to mogło wynikać z „fundamentów”. Właściwą strategią jest wówczas podążanie za rynkiem i koncentracja na wykryciu chwili, w której rynek powróci na tor wynikający z analizy fundamentalnej.

Istotną rolę w gospodarce każdego kraju odgrywa charakter polityki pieniężnej. Ocenia się go na podstawie wysokości oficjalnych stóp procentowych i zmian kursu walutowego. Podstawowe stopy procentowe są ustalane przez bank centralny, a kurs przez rynek walutowy (chodzi o podaż walut i popyt na nie). Wielkość wpływu podstawowych stóp procentowych na kurs walutowy zależy głównie od roli zagranicznych inwestycji portfelowych w napływie walut. Napływ walut zależy od zagranicznych inwestycji bezpośrednich, transferów oficjalnych i prywatnych, kredytów oraz salda handlu zagranicznego. Jeszcze pięć lat temu zagraniczne inwestycje portfelowe były w Polsce znacznie mniejsze od bezpośrednich. Potem proporcje ustaliły się mniej więcej na tym samym poziomie. W ostatnich latach inwestycje portfelowe wysunęły się zdecydowanie przed inwestycje bezpośrednie, choć w 2008 roku doszło do ich drastycznego niemal 30% spadku. Pojawił się jednak nowy czynnik, który działa w odwrotnym kierunku. Są nim transfery z Unii Europejskiej.

Warunkiem stosowalności analizy zdarzeń do wykrywania i kwantyfikacji wpływu na kurs walutowy rozmaitych faktów, w tym publicznych ogłoszeń, jest, aby rynek walutowy, na którym jest notowany kurs walutowy, miał cechy rynku efektywnego informacyjnie. Z drugiej strony, analiza zdarzeń może, w pewnych okolicznościach, dostarczyć również odpowiedzi na pytanie, czy konkretny rynek jest efektywny informacyjnie. Aby było to możliwe, należy do badania wybrać takie zdarzenie, którego kierunek i siła oddziaływania na rynku w pełni efektywnym informacyjnie są znane. Wiedza tego typu może pochodzić bądź z teorii ekonomicznych, bądź też jej podstawą mogą być wyniki wcześniejszych badań empirycznych, o ile bazują one na danych pochodzących z rynków, co do których wiadomo, że są informacyjnie efektywne.

W literaturze przedmiotu można spotkać wiele określeń na to, co kryje się pod pojęciem rynku efektywnego. Zdecydowana większość formułowanych tam definicji nawiązuje do definicji zaproponowanej przez E. F. Fama [1] na przełomie lat sześćdziesiątych i siedemdziesiątych. Według tej definicji rynek efektywny to ten, na którym „ceny zawsze w pełni odzwierciedlają dostępną informację”. Ten rodzaj efektywności nazywamy efektywnością informacyjną. Jest ona ważnym wyznacznikiem tzw. jakości rynku kapitałowego czy rynku walutowego.

Przytoczone określenia efektywności informacyjnej i metod ich badania na rynkach akcji przenoszą się na rynek walutowy. Przeprowadzone do tej pory badania empiryczne polskiego rynku walutowego nie dają bezpośredniej i jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o stopień efektywności tego rynku. Koncentrują się one na innych aspektach teorii ekonomii opisującej zachowanie rynku walutowego. E. M. Syczewska [9], za pomocą metody analizy sezonowości oraz testów pierwiastków jednostkowych, podjęła próbę weryfikacji hipotezy parytetu siły nabywczej (*purchasing power parity* PPP). Uzyskane przez autorkę wyniki pozwalają stwierdzić, że hipoteza ta nie jest prawdziwa w odniesieniu do polskiego rynku walutowego (kursu USD/PLN) w okresie od pierwszego kwartału 1993 r. do trzeciego kwartału 2000 r. (dane kwartalne). Natomiast R. Kelm [6] za pomocą modelu wektorowej korekty błędem (*vector error correction model*) oraz analizy kointegracji doszedł do wniosku, że w latach 1992–1998 kurs USD/PLN kształtował się w drugim okresie zgodnie z hipotezą PPP. W krótkich okresach występowały jednak znaczne odchylenia od parytetu. Badania hipotezy PPP, o których mowa wyżej mają – w odniesieniu do kursu USD/PLN – dwie wspólne cechy. Pierwszą z nich jest to, że w obu wypadkach wykorzystano dane kwartalne, co powoduje, że badane szeregi czasowe są krótkie (zbyt krótkie). Dlatego oparte na nich wyniki testów statystycznych nie są w pełni wiarygodne. Drugą istotną cechą obu badań jest to, że tak E. M. Syczewska, jak i R. Kelm użyli w badaniu danych o kursie USD/PLN sprzed 1995 r., kiedy to kurs ten był ustalany w całości przez Narodowy Bank Polski, oraz po 1995 r., kiedy nastąpiło jego częściowe uwolnienie. Należy więc liczyć się z tym, że badania te mogą być obciążone efektami zmiany reżimu kursowego.

Do innych prac dotyczących polskiego rynku walutowego (pośrednio jego efektywności) należą artykuły T. Fic [2] oraz P. Jaworskiego [5]. T. Fic, na podstawie dziennych notowań kursów EUR/PLN i USD/PLN w okresie od marca 1999 r. do lipca 2001 r., zidentyfikowała sześć podokresów występowania tzw. bąbli spekulacyjnych kursu złotego. W przypadku potwierdzenia ich wystąpienia byłyby podstawy do przyjęcia hipotezy o okresowej nieefektywności polskiego rynku walutowego. Istnienie bąbli spekulacyjnych wskazuje bowiem na to, że nie wszystkie informacje znajdują pełne odzwierciedlenie w kursach. Ponadto badania T. Fic pozwoliły na odrzucenie hipotezy nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych (*uncovered interest rate parity*).

Na podstawie modelu ekonometrycznego P. Jaworskiego można było prognozować odchylenia kursów zamknięcia od parytetu. Autor nie sprawdził jakości prognoz tego modelu. Gdyby za jego pomocą można było prognozować kursy lub stopy zwrotu kursów walutowych z dokładnością umożliwiającą osiąganie systematycznych zysków na rynku walutowym, to byłby to dowód na rzecz nieefektywności tego rynku.

Na uwagę zasługują badania polskiego rynku walutowego wykonane przez M. Grotowskiego i K. Wyrobę [3] na podstawie danych o większej częstotliwości w stosunku do danych, na których bazowały obliczenia przeprowadzone przez innych ww. autorów (wydłużenie dostępnych szeregów czasowych). Dzięki temu możliwe było zbadanie stabilności uzyskanych wyników w podokresach odpowiadających różnym reżimom kursowym.

Autorzy uwzględnili w badaniach kursy spotowe (dzienne) walut. Podstawowym modelem użytym w badaniach był model autoregresyjny rzędu pierwszego (ze stałą) dla logarytmów kursów spotowych. Wiadomo, że o ile współczynnik autoregresyjny wynosi jeden, to model ten jest tzw. modelem błędzenia przypadkowego z dryfem. Jeśli dodatkowo stała wynosi zero, to model staje się zwykłym modelem błędzenia przypadkowego przy standardowych założeniach o składniku losowym. Przyjęcie modelu błędzenia przypadkowego z dryfem implikuje, że ciągłe dzienne stopy zwrotu musiałyby być stochastycznie niezależne i mieć rozkład normalny o wartości oczekiwanej równej stałej z modelu i wariancji, którą jest wariancja składnika resztowego. Musiałaby obowiązywać zależność, iż wariancja stopy zwrotu z k -dniowych okresów musiałaby być równa wariancji jednodniowych stóp zwrotu pomnożonej przez k . Odpowiednie testy podano w [8]. Jeżeli iloraz obu wariancji jest większy od jedności, to współczynniki autokorelacji szeregu dziennych logarytmicznych stóp zwrotu są przeważnie dodatnie, gdy ten iloraz jest mniejszy od jedności, to przeważają ujemne współczynniki autokorelacji. Odrzucenie hipotezy, że wymienione wariancje są równe (czyli ich iloraz wynosi 1), może świadczyć o nieefektywności rynku walutowego („przestrzelenie” kursu walutowego – model Dornbuscha lub model Liu i He [7]). „Przestrzelenie”

oznacza, że kursy walutowe mogą w praktyce kształtować się różnie od swoich wartości fundamentalnych. Wielkość „przestrzelenia” i szybkość procesów dostosowawczych decydują o tym, czy może być mowa o nieefektywności rynku walutowego. Okazuje się, że nie tylko wyniki testu ilorazu wariancji mogą być interpretowane w kategoriach efektywności rynku walutowego. Takiej interpretacji można się doszukiwać w wynikach testów pierwiastków jednostkowych (DF, ADF, PP, KPSS). Zakładając bowiem prawdziwość hipotezy o efektywności rynku walutowego i przyjmując prawdziwość hipotezy racjonalnych oczekiwań, można wyprowadzić wniosek, że ciągłe stopy zwrotu kursu walutowego powinny podlegać jednej z wersji modelu błędzenia przypadkowego. Jeśli tak nie jest, to świadczy to albo przeciwko hipotezie efektywności rynku walutowego, albo przeciw hipotezie racjonalnych oczekiwań. M. Grotowski i K. Wyroba [3] w swoim badaniu empirycznym efektywności rynku walutowego w Polsce ocenianej na podstawie kursów USD/PLN i DEM/PLN wykorzystali zarówno test ilorazu wariancji dla błędzenia przypadkowego, jak i testy pierwiastka jednostkowego. Badacze stwierdzili, że w latach 1996–2001 kształtowanie się kursu USD/PLN było zgodne z hipotezą efektywności informacyjnej, a także racjonalnych oczekiwań. W tym samym czasie dynamika zmian kursu DEM/PLN była ich zdaniem niezgodna z dynamiką wynikającą z tych hipotez. Autorzy nie zdołali znaleźć racjonalnego wyjaśnienia tego ostatniego zjawiska. Wyniki empiryczne pozwoliły im na stwierdzenie, że wprowadzenie systemu kursów płynnych w kwietniu 2000 r. doprowadziło do wzrostu efektywności rynku dolara w Polsce.

Zanim przejdziemy do omówienia metodologii analizy zdarzeń służącej m.in. do oceny efektywności informacyjnej rynków kapitałowych i walutowych, przedstawimy krótki przegląd jej dotychczasowych zastosowań w finansach.

3. Podstawy metodyki analizy zdarzeń

Metodologia analizy zdarzeń może być stosowana głównie do identyfikacji wpływu informacji na kursy akcji lub na poziom kursu walutowego. Historycznie biorąc, metodologia analizy zdarzeń została opracowana pod kątem analizy wpływu zdarzeń na kursy akcji. Pierwsze empiryczne prace wykorzystujące podejście oferowane w ramach analizy zdarzeń dotyczyły głównie rynku akcji w Stanach Zjednoczonych. Pod koniec lat dziewięćdziesiątych XX wieku rozpoczęto intensywne badania na największych rynkach w krajach europejskich, Japonii i Hong Kongu. Najnowsze prace z tego zakresu pochodzą z mniejszych, mniej płynnych rynków, w tym tzw. rynków wschodzących (ang. *emerging market*). Systematyczny rozwój rynków kapitałowych umożliwił również objęcie badaniem dotąd nieistniejących zdarzeń, a coraz liczniejsze próby statystyczne zezwoliły w końcu na użycie za-

awansowanych metod statystycznych i ewolucję samej metodyki analizy zdarzeń. Obecnie katalog zdarzeń użytych w badaniach z tego zakresu jest bardzo długi. Obok wspomnianych już splitów akcji, uwaga badaczy koncentrowała się m.in. na takich zdarzeniach jak: zapowiedzi dywidendy, ogłoszenia prognoz zysków, nowe kontrakty, umorzenia własnych akcji, podjęcie działalności przez inwestorów instytucjonalnych, informacje o powiększeniu kapitału, przejścia przedsiębiorstw lub sprzedaż, zmiana ścisłego kierownictwa firmy, emisja darmowych akcji, zmiana struktury akcjonariuszy czy rozpoczęcie procesu upadłości. Metodologia analizy zdarzeń daje się łatwo zaadaptować do badania wpływu zdarzeń na kurs walutowy. Przedstawiając ją w wersji dla akcji, w dalszej części pracy wykorzystamy jej specyficzną postać dla kursów walutowych.

Pod pojęciem zdarzenia rozumie się podanie do publicznej wiadomości pewnej nowej dla uczestników rynku informacji, która może dotyczyć podjętych lub dopiero planowanych działań mogących mieć wpływ na kursy akcji lub kurs walutowy. Aby można było badać ten wpływ, konieczne jest spełnienie kilku podstawowych warunków. Warunki te można ująć w czterech punktach [10]:

- Informacja jest jednoznaczna i precyzyjna.
- Można określić moment, w którym informacja została podana do publicznej wiadomości.
- Uczestnicy rynku nie mogą antycypować treści informacji przed jej upublicznieniem (nieprzewidywalność treści wiadomości).
- W okresie, w którym dana informacja została podana do publicznej wiadomości rynek nie może otrzymywać innych informacji, w szczególności dotyczących badanej spółki, sektora, w którym ona działa, czy gospodarki całego kraju.

Każde badanie wykorzystujące podejście oferowane w ramach analizy zdarzeń składa się z czterech podstawowych etapów, a mianowicie: identyfikacji zdarzenia, określenia parametrów czasowych badania (wybór długości okna zdarzenia oraz okna estymacyjnego), ustalenia relacji między stopą zwrotu akcji pojedynczej firmy a stopą zwrotu portfela rynkowego i/lub sektorowego („czynnika rynkowego”), estymacji efektu zdarzenia na podstawie próby badawczej.

Przez okno zdarzenia rozumie się okres, w którym całkowicie wyczerpuje się efekt zdarzenia. W typowych zastosowaniach analizy zdarzeń okno estymacyjne (zależnie od metody estymacji) obejmuje z reguły od 30 do 200 obserwacji. Przy tak długim ciągu obserwacji neutralizacja wpływu wszystkich niepożądanych zdarzeń na kursy akcji staje się zadaniem dość trudnym.

Kolejny etap typowego badania w ramach analizy zdarzeń polega na określeniu relacji, w jakiej pozostaje stopa zwrotu pewnej akcji względem stopy zwrotu rynku (ogólnie tzw. „czynnika rynkowego”). Sformułowany wówczas model pozwala na budowanie prognoz stóp zwrotu w ramach okna zdarzenia. Pomimo ogromnego rozwoju, jaki dokonał się na przestrzeni kilkunastu ostatnich lat w dzie-

dzinie modelowania finansowych szeregów czasowych, w analizie zdarzeń dużą popularnością cieszą się nadal najprostsze modele, wśród których na szczególną uwagę zasługują cztery, a mianowicie: model CAPM (ang. *capital asset pricing model*), model rynkowy (ang. *market model* – MM), model średniej (ang. *mean adjusted returns model* – MAR) oraz model indeksowy (ang. *market adjusted* lub *index adjusted model* – IM).

Najczęściej stosowaną parametryzacją w badaniach empirycznych wykorzystujących podejście oferowane w ramach analizy zdarzeń jest model rynkowy:

$$\hat{R}_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} \quad (1)$$

gdzie $R_{m,t}$ jest najczęściej stopą portfela rynkowego. Niekiedy jednak dopuszczalne może okazać się zastosowanie prostszego modelu, takiego jak model MAR. Można go uzyskać z modelu (1), zakładając, że parametr β_i statystycznie nieistotnie różni się od zera. Wtedy parametr α_i jest równy średniej stopie zwrotu i -tej akcji, obliczonej na podstawie obserwacji pochodzących z okna estymacyjnego. Model MAR wyraża się więc wzorem:

$$\hat{R}_{i,t} = \bar{R}_i \quad (2)$$

Ostatni z rozważanych modeli (IM) zakłada, że oczekiwana stopa zwrotu i -tej np. akcji w dniu t jest po prostu równa stopie zwrotu portfela rynkowego (indeksu giełdowego/sektorowego) w dniu t :

$$\hat{R}_{i,t} = R_{m,t} \quad (3)$$

Z badań H. Gurgula i innych [4] wynika, że spośród wymienionych najprostszych modeli najczęściej wybierany jest model rynkowy.

Model rynkowy pozwala korygować zmiany cen w ramach okna zdarzenia o tę część, która jest determinowana ogólną sytuacją na rynku lub w sektorze. Stwierdzenie to jest prawdziwe, pod warunkiem jednak, że wykluczmy jakąkolwiek zmianę relacji, w jakiej pozostają względem siebie stopa zwrotu pojedynczej akcji i stopa zwrotu portfela rynkowego/sektorowego.

W najnowszych pracach z zakresu analizy zdarzeń wyżej wymienione proste modele, takie jak model rynkowy, są coraz częściej zastępowane bardziej adekwatnymi liniowymi, a przede wszystkim nieliniowymi modelami szeregów czasowych. Modele te z reguły lepiej nadają się do opisu szeregów czasowych stóp zwrotu akcji, ponieważ dopuszczają zarówno autokorelację, jak i niestalość wariancji w czasie (ang. *heteroscedasticity of variance*).

4. Dane i metodologia

Badania przeprowadzono na podstawie obserwacji kursu walutowego USD/PLN oraz kursu walutowego USD/EURO w okresie od 12.04.2000 r. do 29.08.2008 r. (od dnia 12.04.2000 r. mamy do czynienia w Polsce z płynnym kursem walutowym).

Dane podzielono na dwie grupy, w zależności od podjętej decyzji przez RPP ws. wysokości stóp procentowych. Do pierwszej grupy należą obserwacje dotyczące zdarzenia polegającego na podniesieniu stóp procentowych (pięć zdarzeń), do drugiej – polegające na obniżeniu stóp procentowych (siedem zdarzeń). Każdą z grup poddano osobnej analizie. Pod uwagę wzięte zostały wyłącznie zdarzenia rozpoczynające nową serię zdarzeń, czyli zdarzenia, które pojawiały się po serii innych zdarzeń. I tak np. decyzja o obniżeniu wysokości stóp procentowych po wcześniejszych decyzjach o ich podwyższaniu była traktowana jako nowe zdarzenie. W sytuacji utrzymania stóp procentowych na niezmiennym poziomie, nowe zdarzenie brane było pod uwagę tylko w sytuacji, gdy pojawiało się po co najmniej dwóch kolejnych okresach (tu miesiącach) bez zmian.

Analizę rozpoczęto od obliczenia logarytmicznych stóp zwrotu dla obydwu kursów walutowych. Następnie obliczono w analizowanym okresie współczynnik korelacji pomiędzy stopami zwrotu z kursów USD/PLN i USD/EURO. Wynosi on 0,4843. Celem obliczenia zwykłych stóp zwrotu zastosowano model rynkowy (4). Za czynnik rynkowy (zmienną objaśniającą) przyjęto stopy zwrotu kursu USD/EURO. W przypadku każdego zdarzenia oszacowano indywidualny model, a następnie obliczono prognozy stóp zwrotu. Przyjęto szerokość okna estymacyjnego na poziomie 50 obserwacji, a okna zdarzenia na poziomie pięciu obserwacji, tj. od dwóch dni przed zdarzeniem do dwóch dni po zdarzeniu.

Na podstawie okna estymacyjnego – w przypadku każdego zdarzenia osobno – oszacowano za pomocą KMNK modele rynkowe. Najlepszym modelem okazał się być model rynkowy bez stałej (w każdym przypadku stała była nieistotna). Dla okna estymacyjnego i okna zdarzenia obliczono prognozy stóp zwrotu kursu USD/PLN. Następnie – w przypadku każdego zdarzenia – obliczono zwykłe stopy zwrotu w oknie estymacyjnym, jak i w oknie zdarzenia.

Kolejnym krokiem było obliczenie przekrojowych średnich zwykłych stóp zwrotu w oknie estymacyjnym

$$\overline{AR}_t = \frac{1}{N_k} \cdot \sum_{i=1}^{N_k} AR_{i,t} \quad (4)$$

gdzie N_k oznacza liczbę zdarzeń w danej grupie.

Następnie obliczono przeciętną zwykłą (przekrojowo-czasową) stopę zwrotu w oknie estymacyjnym.

$$\overline{AR} = \frac{1}{50} \sum_{t=-52}^{-3} \overline{AR}_t \quad (5)$$

Po czym wyznaczono odchylenie standardowe z próby średnich zwykłych stóp zwrotu.

$$\widehat{\sigma}[\overline{AR}_t] = \sqrt{\frac{1}{49} \sum_{t=-52}^{-3} (\overline{AR}_t - \overline{AR})^2} \quad (6)$$

W celu sprawdzenia hipotezy zerowej zakładającej, że średnia zwyklowa stopa zwrotu w oknie zdarzenia wynosi zero, w dniu t należącym do okna zdarzenia obliczono statystykę:

$$t_{stat} = \frac{\overline{AR}_t}{\widehat{\sigma}[\overline{AR}_t]} \quad (7)$$

Kolejną obliczoną statystyką była standaryzowana statystyka t w przypadku każdego dnia okna zdarzenia

$$t_{stand} = \frac{1}{\sqrt{N_k}} \sum_{i=1}^{N_k} \frac{AR_{i,t}}{\widehat{\sigma}[AR_i]} \quad (8)$$

gdzie

$$\widehat{\sigma}[AR_i] = \sqrt{\frac{1}{49} \sum_{t=-52}^{-3} (AR_{i,t} - \overline{AR}_i)^2} \quad (9)$$

przy czym

$$\overline{AR}_i = \frac{1}{50} \sum_{t=-52}^{-3} AR_{i,t} \quad (10)$$

Kolejnym przeprowadzonym testem był nieparametryczny test rangowy Corrado

$$T(u) = \frac{\frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} (K_{i,u} - 28)}{\widehat{\sigma}(K)} \quad (11)$$

Badanie za pomocą tego testu wymagało nadania zwykłowym stopom zwrotu rang – tzn. $K_{i,t} = \text{rank}(AR_{i,t})$, dla $t = -52, \dots, +2$. Estymator odchylenia standardowego $\hat{\sigma}(K)$ dany jest wzorem:

$$\hat{\sigma}(K) = \left(\frac{1}{55} \sum_{t=-52}^2 \left(\frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} (K_{i,t} - 28) \right)^2 \right)^{1/2} \quad (12)$$

Następnie dla każdego zdarzenia obliczono wartość skumulowanej przekrojowej zwykłej stopy zwrotu SCAR w oknie tego zdarzenia, która jest definiowana jako:

$$\overline{SCAR} = \frac{\overline{CAR}}{\hat{\sigma}[\overline{AR}_t]} \quad (13)$$

gdzie

$$\overline{CAR} = \sum_{t=-2}^2 \overline{AR}_t \quad (14)$$

oraz

$$\hat{\sigma}[\overline{AR}_t] = \sqrt{\frac{1}{4} \sum_{t=-2}^2 (\overline{AR}_t - \overline{\overline{AR}})^2} \quad (15)$$

5. Wyniki obliczeń

Ze względu na przypuszczenie, że inna jest reakcja kursu walutowego na obniżkę, a inna na podwyżkę stopy procentowej (co wynika z rozważań na początku pracy) wszystkie zdarzenia, czyli zmiany stóp procentowych, podzielono na dwie grupy: zmniejszanie stóp procentowych i podwyższanie stóp procentowych. Analizy przeprowadzono oddzielnie dla obu grup.

Wyniki obliczonych statystyk opisowych i testowych zostały zebrane w tabelach.

5.1 Zmniejszenie stóp procentowych

Jak wynika z tabeli 1 w przypadku zmniejszania stóp procentowych stopy zwrotu kursu USD/PLN wykazywały stosunkowo wysoką zmienność (czyli iloraz odchylenia standardowego i średniej był stosunkowo wysoki). Średnie dzienne

stopy zwrotu kursu USD/PLN były w oknie zdarzenia (poza dniem +1) dodatnie. Wszystkie wartości minimalne ciągłych stóp zwrotu były ujemne, a wartości maksymalne dodatnie. Ciągłe dzienne stopy zwrotu wykazywały, szczególnie w dniu zdarzenia – podwyższoną skośność i kurtozę.

Tabela 1
Statystyki opisowe

Dzień t	Wartość minimalna	Wartość maksymalna	Średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza
-2	-0,0023	0,0076	0,0020	0,0008	0,0033	0,6600	0,0120
-1	-0,0026	0,0064	0,0022	0,0019	0,0034	0,0129	-1,1380
0	-0,0016	0,0070	0,0011	-0,0001	0,0029	1,6300	2,9662
+1	-0,0034	0,0006	-0,0014	-0,0011	0,0015	-0,1010	-1,5734
+2	-0,0021	0,0037	0,00003	-0,0001	0,0022	0,9022	-0,2257

Źródło: obliczenia własne

W przypadku szeregów danych wyliczono wartości omówionych wyżej najprostszych statystyk testowych. Wyniki zebrano w tabeli 2.

Tabela 2
Obliczone statystyki testowe

Dzień (μ)	Statystyka t	Statystyka t stand.	$T(\mu)$ Corrado	\overline{AR}_t
-2	-0,0060	0,0517	0,3550	-0,00001
-1	-0,8283	-0,8468	-0,9704	-0,0018
0	-0,1072	-0,1140	0,0947	-0,0002
+1	0,0033	0,2074	0,8757	0,00001
+2	-2,0822	-2,0326	-1,8460	-0,0047
			CAR	-0,0068
			SCAR	-3,3724

Źródło: obliczenia własne

Jak wynika z tabeli 2 – średnie ponadprzeciętnych stóp zwrotu we wszystkich dniach okna zdarzenia (poza dniem +1) są ujemne, ale wartości statystyk t (także standaryzowanych) nieistotne. Najwyraźniejsza negatywna reakcja stóp zwrotu USD/PLN na zmniejszenie podstawowej stopy procentowej miała miejsce w dniu -1, a zwłaszcza w dniu +2. Wartości w tym ostatnim wypadku leżą na granicy istotności. Przy nieco większej liczności próby wartości te byłyby już statystycznie istotne. Podobne wskazania daje test Corrado. Reasumując, pomimo nieistotności statystyk testowych, biorąc pod uwagę ujemne znaki średnich zwykłych stóp zwrotu, można mówić o prawdopodobieństwie istnienia ujemnego wpływu obniżek stóp procentowych na kurs walutowy USD/PLN w badanym okresie.

6.2 Zwiększenie stóp procentowych

Jak widać z tabeli 3 wszystkie minimalne stopy zwrotu kursu USD/PLN w poszczególnych dniach okna zdarzenia są ujemne, a maksymalne dodatnie. Przeciętne stopy zwrotu są w poszczególnych dniach okna zdarzenia zarówno dodatnie, jak i ujemne. Zmienność stóp zwrotu jest w tej grupie nawet wyższa niż w grupie obniżek stóp procentowych.

Tabela 3
Statystyki opisowe

Dzień t	Wartość minimalna	Wartość maksymalna	Średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza
-2	-0,0070	0,0013	-0,0013	-0,0003	0,0033	-1,8103	3,4944
-1	-0,0051	0,0048	0,0003	0,0017	0,0040	-0,4889	-1,3119
0	-0,0025	0,0029	-0,0001	-0,0013	0,0025	0,5028	-2,9372
+1	-0,0035	0,0084	0,0009	0,0001	0,0045	1,4402	2,5334
+2	-0,0071	0,0027	-0,0009	0,0002	0,0037	-1,4936	2,8834

Źródło: obliczenia własne

Ponadprzeciętna (zwyklowa) stopa zwrotu jest ujemna we wszystkich dnia okna zdarzenia poza samym dniem zdarzenia. Stosunkowo wysoka (aczkolwiek nieistotna) wartość statystyk testowych w dniu zdarzenia może świadczyć o średnio biorąc dodatnim wpływie podwyżki stóp procentowych na kurs złotego

względem dolara w samym dniu podania decyzji o podwyżce stóp procentowych do publicznej wiadomości.

Tabela 4
Obliczone statystyki testowe

Dzień (u)	Statystyka t	Statystyka t stand.	$T(u)$ Corrado	\overline{AR}_t	
-2	-0,3136	-0,5101	0,0821	-0,0006	
-1	-2,0970	-2,0647	-1,9966	-0,0038	
0	1,5864	1,7103	1,9419	0,0029	
+1	-1,6964	-1,8049	-1,2581	-0,0031	
+2	-1,4995	-1,6532	-0,9846	-0,0027	
				CAR	-0,0074
				SCAR	-2,6941

Źródło: obliczenia własne

Natomiast w dniu poprzednim (czyli -1) ponadprzeciętna średnia stopa zwrotu z kursu USD/PLN jest ujemna, a ujemne statystyki są niemal istotne statystycznie. Wynik ten może świadczyć o niepewności inwestorów na rynku walutowym w przeddzień decyzji RPP, co do treści tej decyzji. Chodzi tu nie tyle o kierunek zmiany, ale przede wszystkim o jej skalę. Szybkie odzwierciedlenie zmiany (w ciągu dnia 0) w kursie walutowym może świadczyć na rzecz hipotezy o efektywności polskiego rynku walutowego.

6. Wnioski

Przeprowadzone badania wykazały przydatność metodologii analizy zdarzeń do badania wpływu ogłoszeń o zmianach stóp procentowych na stopy zwrotu z kursu USD/PLN. Otrzymane wyniki nie są jednak w żadnej z grup dla żadnego z dni okna zdarzenia istotne statystycznie. Jak się wydaje główną przyczyną takiego stanu rzeczy jest niska liczebność odpowiednich prób. Biorąc jednak pod uwagę znaki ponadprzeciętnych stóp zwrotu z kursów USD/PLN, można sądzić, że taki wpływ istnieje i jest ujemny, gdy stopy procentowe są obniżane, oraz dodatni, przynajmniej w dniu, w którym podano do publicznej wiadomości informację o podwyżce stóp procentowych. Przedstawione tu hipotezy powinny być przetestowane w przyszłości ponownie. Możliwe z upływem czasu powiększenie liczeb-

ności próby statystycznej pozwoli zapewne na weryfikację tu sformułowanych i wyciągnięcie nowych wniosków dotyczących reakcji rynku walutowego na zmiany podstawowych stóp procentowych.

Literatura

- [1] Fama E.F., *Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work*, „Journal of Finance” 1970, 25, s. 383–417.
- [2] Fic T., *Bąble spekulacyjne kursu złotego*, „Bank i Kredyt” 2002, nr 1, s. 13–21.
- [3] Grotowski M., Wyroba K., *Efektywność informacyjna polskiego rynku walutowego – analiza wstępna*, „Bank i Kredyt” 2004, nr 1, s. 65–79.
- [4] Gurgul H., Mestel R., Schleicher C., *Stock Market Reactions to Dividend Announcements: Empirical Evidence from the Austrian Stock Market*, „Financial Markets and Portfolio Management” 2003, 17, s. 332–350.
- [5] Jaworski P., *Ekonometryczny model odchylenia kursów fixingowych od parytetu*, „Bank i Kredyt” 1999, nr 3, s. 47–51.
- [6] Kelm R., *Ekonometryczny model kursu złotego w latach 1992–1998*, „Ekonomista” 2001, nr 2, s. 201–226.
- [7] Liu C., He J., *A Variance-Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rate*, „Journal of Finance” 1991, 46, s. 773–785.
- [8] Lo A., MacKinlay A., *The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: A Monte Carlo Investigation*, „Journal of Econometrics” 1989, 40, s. 203–238.
- [9] Syczewska E. M., *Niestacjonarność nominalnego i realnego kursu wymiany dla danych sezonowych*, „Bank i Kredyt” 2002, nr 3, s. 44–52.
- [10] Tabak D., Dunbar F., *Materiality and Magnitude: Event Studies in the Courtroom*, „NERA Working Paper” 1999, 34, <http://ssrn.com/abstract=166408>.