

Reakcje kursu walutowego na zmiany poziomu stóp procentowych

Analiza zdarzeń dla danych dziennych*

Dobromił Serwa, Agnieszka Smolińska-Skarżyńska

Wstęp

W systemie płynnego kursu walutowego, z którym mamy do czynienia w Polsce od 12 kwietnia 2000 r., wartość krajowej waluty względem walut zagranicznych nie jest ustalana bezpośrednio przez władze monetarne. Kurs walutowy kształtowany jest na międzynarodowych rynkach finansowych, gdzie istnieje wiele czynników wpływających na zmiany kursu oraz na jego wartość. Niniejsza praca stanowi próbę odpowiedzi na pytanie, czy zmiany stóp procentowych, na przykład dokonywane przez Radę Polityki Pieniężnej (RPP), mają statystycznie istotny wpływ na zmiany kursu walutowego w krótkim okresie.

Badanie empiryczne opiera się na ekonometrycznej metodzie – analizie zdarzeń (ang. *event study*), szeroko stosowanej do badania interakcji zachodzących na rynkach kapitałowych. Zaproponowano tu adaptację tej metody do weryfikacji zależności między zmiennymi rynku pieniężnego i rynku walutowego. Rynek walutowy w Polsce ma wiele cech, które umożliwiają sto-

sowanie metod zalecanych do analizy rynków kapitałowych, także do analizy zmian kursów walut. Przede wszystkim transakcje dokonywane na rynku walutowym zwykle wiążą się z przepływami finansowymi, a zasoby walutowe uczestników rynku współtworzą portfele aktywów finansowych. Rynek walutowy jest dostatecznie płynny, a kurs złotego może się w badanym okresie swobodnie zmieniać, podobnie jak główne indeksy giełdowe. Ponadto, rzeczywiste wahania kursów walutowych przypominają zmiany cen akcji – mają podobne rozkłady empiryczne i są objaśniane przez analogiczne modele statystyczne (por. np. Rigobon, Sack, 2002).

Zwykle zakłada się, że obniżenie stóp procentowych może spowodować odpływ zagranicznego kapitału spekulacyjnego, przyciągniętego wcześniej dzięki wysokim stopom procentowym. Odpływ obcego kapitału wpłynąłby w krótkim okresie na deprecjację kursu złotego, tzn. obniżenie jego wartości, np. względem dolara lub euro. Na zachowania indeksów rynków finansowych duży wpływ wywierają oczekiwania uczestników rynku. Także kurs walutowy powinien silniej reagować na nieoczekiwane zmiany stóp procentowych niż na zmiany, które były wcześniej oczekiwane. W niniejszej pracy omówiono czynniki mogące pobudzić zmiany kursu walutowego w czasie, zwracając szczególną uwagę na rzeczywiste i nieoczekiwane zmiany stóp procentowych.

* Artykuł ten oparty jest na wynikach obliczeń autorów, opisanych w ramach badań własnych Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH w pracy pt. *Analiza wpływu zmian stóp procentowych na zmiany kursu walutowego* (2002). Autorzy pragną podziękować Ryszardowi Kokoszczyńskiemu, Wandzie Marcinkowskiej-Lewandowskiej, Michałowi Rubaszkowi, Magdalenie Szymańskiej oraz uczestnikom seminarium ZTE SGH za cenne uwagi dotyczące pracy.

W pierwszym rozdziale skupiono uwagę na teoretycznej zależności między zmianami stóp procentowych w kraju i za granicą a wahaniami kursu walutowego. W drugim rozdziale przedstawiono modele ekonometryczne objaśniające zmiany kursu złotego w stosunku do dolara amerykańskiego. Rozdział trzeci zawiera opis metody analizy zdarzeń, służącej do oceny wpływu zmian stóp procentowych na zmiany kursu walutowego. Rezultaty analizy statystycznej zaprezentowano w rozdziale czwartym, a zakończenie pracy zawiera podsumowanie wyników i odpowiedź na pytanie o skuteczność zmian stóp procentowych jako narzędzia sterowania poziomem kursu walutowego.

1. Zmiany stóp procentowych a wahania kursu walutowego

W literaturze ekonomicznej często prezentowane są przykłady różnych czynników mających wpływ na zmiany kursu walutowego, zarówno dla danych dziennych, miesięcznych, jak i kwartalnych. Najważniejsze czynniki zostały wymienione na przykład przez Kalickiego (1998, s. 12-13). Głównymi makroekonomicznymi determinantami kursu walutowego są ceny towarów i usług w kraju i za granicą, nominalne i realne stopy procentowe, podaż pieniądza, produkcja i popyt. Podstawową rolę odgrywa także saldo wymiany handlowej oraz napływ kapitału inwestycyjnego i spekulacyjnego. Oceny uczestników rynku dotyczące ryzyka finansowego i politycznego związanego z daną walutą oraz preferencje inwestorów co do miejsca akumulacji kapitału nie są bezpośrednio obserwowane. Tworzą jednak ważną grupę czynników wpływających na wartość waluty. Kurs walutowy często traktuje się jako jeden z indeksów rynków finansowych, podobnie jak ceny akcji. Duże znaczenie dla wahań kursu mają wtedy tzw. innowacje (ang. *news*) – nieoczekiwane informacje ekonomiczne i polityczne wpływające na rynki finansowe (por. Husted, Melvin, 2001, s. 465-466). Niemożliwe jest zebranie wszystkich informacji i ocena ich wpływu na zmiany kursu walutowego ze względu na koszty i czasochłonność takiej operacji. Z drugiej strony integracja międzynarodowych rynków finansowych jest przyczyną silnych powiązań między podstawowymi indeksami gospodarczymi w poszczególnych krajach (por. Beakert, Harvey, 2002), także między kursami walut. Zmiany obcych kursów walutowych mogą w dużym stopniu wyjaśnić zmienność wartości złotego. Obserwuje się dodatnią korelację między zmianami kursów walutowych krajów Europy Środkowej. W następnym rozdziale zostaną przedstawione modele ekonometryczne kursu złotego oparte na opisanej zależności.

Zauważmy ponadto, że współczesne modele ekonomiczne biorą pod uwagę znaczenie międzynarodowych rynków finansowych dla kształtowania się

zmiennych makroekonomicznych i dlatego często opierają się na założeniu swobodnego przepływu kapitału między gospodarkami różnych krajów. Prawdziwa jest wtedy reguła ubezpieczonego parytetu stóp procentowych (ang. *covered interest parity*), uniemożliwiająca dokonanie arbitrażu na rynku walutowym. Arbitraż jest tu operacją finansową, w wyniku której inwestor osiąga ponadprzeciętne zyski bez ponoszenia ryzyka. Ubezpieczony parytet stóp procentowych wprowadza odpowiednią relację między aktualnym kursem terminowym (ang. *forward*) a kursem kasowym (ang. *spot*), którą uzależnia od relacji między nominalnymi stopami procentowymi w kraju i za granicą. Ponieważ poziomy stóp procentowych są stale notowane na międzynarodowych rynkach finansowych (np. na rynku międzybankowym), możliwy jest ich praktycznie natychmiastowy wpływ na aktualny poziom kursu walutowego i na jego zmiany.

W modelach ekonomicznych często wykorzystuje się regułę nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych, rozszerzoną o tzw. premię za ryzyko, $p_{t|t+1}^e$. Kurs forward zastąpiono tu przyszłym (liczonym dla $t + 1$) kursem walutowym, $S_{t|t+1}^e$, oczekiwanym przez uczestników rynku w momencie t . Nieubezpieczony parytet stóp procentowych w zlogarytmowanej formie ma wtedy postać:

$$s_{t|t+1}^e - s_t = i_{t|t+1} - i_{t|t+1}^* - p_{t|t+1}^e \quad (1)$$

gdzie: $s_{t|t+1}^e$ oznacza wartość logarytmu naturalnego oczekiwanego w momencie t kursu walutowego, który będzie obowiązywał w momencie $t + 1$; s_t stanowi zlogarytmowany, aktualny w momencie poziom kursu walutowego (tzn. poziom kursu kasowego); oraz oznaczają poziomy stóp oprocentowania, odpowiednio w kraju i za granicą, w momencie t depozytów i kredytów o terminie wygasania w momencie $t + 1$. Model nie uwzględnia marży i dodatkowych kosztów operacji finansowych. Premia za ryzyko $p_{t|t+1}^e$ oznacza oczekiwane przez inwestorów relatywne odchylenie kursu *forward* od oczekiwanego przyszłego kursu kasowego i może być interpretowana jako dodatkowy zysk z inwestycji w walutę krajową, oczekiwany przez zagranicznych inwestorów. Premia jest równa zero wówczas, gdy oczekiwania inwestorów na rynku są racjonalne, a uczestnicy rynku są neutralni wobec ryzyka. Neutralność wobec ryzyka można interpretować również jako identyczne ryzyko związane z inwestowaniem w kraju i za granicą. Ponieważ Polska jest rynkiem potencjalnie bardziej ryzykownym niż przeciętny rynek finansowy Unii Europejskiej czy Stanów Zjednoczonych, a ponadto inwestorzy mają na ogół awersję do ryzyka, premia w równaniu (1) powinna być większa od zera. Potwierdzają to obliczenia empiryczne przeprowadzone dla kursu złotego (por. Rubaszek, Serwa, 2001).

Tabela 1 *Efekt zmian krajowych stóp procentowych*

Zmienne	Przyczyna w momencie t		Prawdopodobna reakcja (<i>ceteris paribus</i>) w momencie		
	$i_{t t+1}$	s_t	$s_{t t+1}^e$	$P_{t t+1}^e$	$i_{t t+1}^*$
Zdarzenia	spadek	deprecjacja	aprecjacja	brak	brak
	wzrost	aprecjacja	deprecjacja	brak	brak

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie równania (1) można wyodrębnić prawdopodobne efekty zmian (np. spadku) krajowych stóp procentowych. Aby zachowana była równość, każde obniżenie krajowych stóp procentowych w czasie powinno powodować deprecjację kursu walutowego w momencie t albo spadek oczekiwanego przyszłego poziomu kursu walutowego bądź kombinację tych efektów. Mniej prawdopodobny jest spadek premii za ryzyko, ponieważ z powodu obniżenia stóp procentowych przez władze monetarne inwestorzy rzadko zmieniają swoją awersję do ryzyka. W sytuacji, gdy inwestorzy stwierdzają, że polityka monetarna jest prowadzona niewłaściwie, możliwy jest jednak wzrost premii. Wówczas, gdy uznają zmiany dokonane przez RPP za słuszne, może nastąpić spadek premii. Jeśli zagraniczna gospodarka jest dużo większa od polskiej i prawie zupełnie od niej niezależna, to spadek zagranicznych stóp procentowych pod wpływem spadku stóp krajowych jest w zasadzie niemożliwy. Schematyczny zapis powyższego rozumowania przedstawiono w tabeli 1.

Z powyższego wywodu wynika, że zmiana poziomu krajowych stóp procentowych może (ale nie musi) powodować zmiany kursu walutowego. Potrzebna jest zatem analiza empiryczna, która pozwoli jednoznacznie określić kierunki oddziaływań szoków w polityce pieniężnej na rynek walutowy. Teoretyczne modele kursów walutowych budowane w następnych rozdziałach mogą pośrednio posłużyć do zbadania tych efektów. Ponadto badanie empiryczne przedstawione w piątym rozdziale ma na celu zbadanie rzeczywistego wpływu zmian poziomu stóp procentowych na wahania kursu złotego.

Zgodnie z hipotezą oczekiwań dotyczącą terminowej struktury stóp procentowych (ang. *expectation hypothesis of the term structure*), poziom rynkowej stopy procentowej o okresie zapadalności n w momencie t jest równy średniej arytmetycznej kolejnych (od t do $t + n - 1$) oczekiwanych poziomów krótkookresowych stóp procentowych o okresie zapadalności 1, powiększonej o pewną premię terminową $c_{t,n}$:

$$i_{t,n} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} E_t(i_{t+i,1}) \right) + c_{t,n} \quad (2)$$

gdzie $E_t(i_{t+i,1})$ oznacza oczekiwany w momencie poziom krótkookresowej stopy procentowej w momencie $t + 1$. Wynika stąd, że zmiana poziomu stopy referen-

cyjnej przez Radę Polityki Pieniężnej nie wywoła istotnej reakcji ze strony rynkowych stóp procentowych o dłuższym okresie zapadalności, jeżeli zmiana ta była wcześniej przewidziana przez uczestników rynku. Brak też będzie reakcji kursu walutowego, który spełnia równanie parytetu stóp procentowych (1). Analizując wpływ zmian poziomu stóp procentowych na zmiany kursu walutowego należy zatem uwzględnić również oczekiwania rynku. Dlatego odrębną część badań empirycznych przeprowadzonych metodą analizy zdarzeń poświęcono reakcji kursu walutowego na nieoczekiwane zmiany stóp procentowych.

2. Proponowane modele kursu walutowego

Przedstawione poniżej modele zostały zbudowane na podstawie typowych ekonometrycznych modeli rynków kapitałowych. Campbell, Lo i MacKinlay (1997, rozdz. 4) prezentują sposób wykorzystania takich modeli do tzw. analizy zdarzeń (ang. *event-study*).

W niniejszej pracy proponujemy wykorzystanie modeli rynkowych do analizy zależności kursu walutowego od szoków występujących w poziomie stóp procentowych. Zamiast badania tempa wzrostu indeksów spółek giełdowych budujemy modele objaśniające tempo wzrostu kursu walutowego. Tempo wzrostu Δs_t jest tu definiowane jako różnica logarytmów naturalnych wartości kursu walutowego w dwóch kolejnych okresach:

$$\Delta s_t = \ln(S_t) - \ln(S_{t-1}) \quad (3)$$

Taka definicja tempa wzrostu jest podobna do zwykle używanego określenia przyrostu procentowego, ponieważ dla $\Delta s_t \rightarrow 0$ zachodzi $\Delta s_t \approx (S_t - S_{t-1})/S_{t-1}$. W dalszej części pracy terminy „tempo wzrostu” i „przyrosty procentowe” są stosowane zamiennie, mimo że obowiązująca definicja ma postać daną wzorem (3).

2.1. Model stałego tempa wzrostu

W modelu stałego tempa wzrostu zakłada się, że kurs walutowy rośnie (procentowo) średnio o stałą wartość μ :

$$\Delta s_t = \mu + \varepsilon_t \quad (4)$$

Kolejne odchylenia od średniej μ , ε_t , są natomiast wywoływane przez niezależne zmienne losowe o rozkładzie normalnym $N(0, \sigma_\varepsilon)$. Zaletą wzoru (4) jest jego prostota. Model zakłada, że wszystkie czynniki wpływające na zmiany badanego instrumentu finansowego dają się przedstawić za pomocą stałej wartości oraz niezależnych odchylenia od niej. Zauważmy jednak, że w modelu tym brakuje czynników, które stale oddziałują na wartość waluty, prowadząc do odchylenia jej kursu od stałej ścieżki. Jak pisze Campbell et al. (1997, rozdz. 4), modele stałego tempa wzrostu okazały się w większości badań dotyczących rynku kapitałowego równie skuteczne jak bardziej skomplikowane jedno- lub wieloczynnikowe modele zależności kursów różnych aktywów finansowych od czynników egzogenicznych. Dalej podajemy przykład takiej właśnie zależności.

2.2. Międzynarodowy model jednoczynnikowy

Ekonometryczne modele czynnikowe zakładają, że da się wyróżnić pewne czynniki, dzięki którym można określić związki przyczynowo-skutkowe lub związki symptomatyczne między zmienną objaśnianą a tymi czynnikami, nawet dla danych o dużej częstotliwości (np. danych dziennych). Ponieważ dla dziennych notowań kursu walutowego trudno jest z góry wskazać jakiegokolwiek zależności przyczynowo-skutkowe, pozwalające na objaśnienie choćby 10% zmienności kursu złotego do dolara czy euro, zaproponowano modele oparte na silnych powiązaniach o charakterze symptomatycznym (por. definicje w: Gruszczyński, Podgórska (red.), 2000, s. 12). Rozważamy zatem jednoczynnikowy model zmienności kursu walutowego złotego do dolara o postaci:

$$\Delta s_t = \alpha + \beta x_t + \xi_t \quad (5)$$

gdzie: α i β oznaczają parametry modelu, ξ_t to składnik losowy o rozkładzie normalnym $N(0, \sigma_\xi)$. Zmienna x_t w różnych wariantach równania (5) oznacza tempo wzrostu indeksu skonstruowanego jako:

- a) kurs walutowy forinta do dolara,
- b) kurs walutowy korony czeskiej do dolara,
- c) sumę kursów walutowych forinta i korony czeskiej.

W każdym przypadku założono ponadto brak autokorelacji dziennych przyrostów kursu walutowego oraz

homoskedastyczność procesu wywołującego zmiany kursu złotego do dolara.

Należy rozważyć wybór zmiennych do indeksu x_t . W naszym przykładzie zmienne te wybrano spośród realizacji przyrostów procentowych kursów: korony czeskiej względem dolara amerykańskiego, forinta względem dolara i euro względem dolara. Przedstawione kursy walutowe różnią się od kursu złotego względem dolara z dwóch powodów. Waluty krajów Europy Środkowej występują w różnych reżimach kursowych (np. forint znajduje się w paśmie względem euro, złoty zaś reżimie płynnego kursu walutowego), a ich kursy są obliczane względem różnych walut bazowych (np. dla złotego najważniejszą walutą jest dolar, dla korony zaś podstawowa waluta to euro). Wynikają stąd trudności w powiązaniu walut tych krajów w modelach badających zależności długookresowe. Z drugiej jednak strony krótkookresowe wahania kursów w znacznie mniejszym stopniu zależą od reżimu kursowego, a podlegają oddziaływaniu podobnych czynników ekonomicznych (np. informacji z globalnych rynków finansowych). Kryzys finansowy w jednym z krajów Europy Środkowej wywołuje natychmiast obawy przed wystąpieniem kryzysu w krajach sąsiednich. Stąd bierze się wysoka korelacja między zmianami odpowiednich kursów walutowych tych trzech państw (por. tabela 2 oraz Krzak, 1998). Istotna zależność liniowa między zmianami kursów walutowych wynika także z powiązań regionalnych między gospodarkami Polski, Czech i Węgier, które należą do tej samej strefy geograficzno-politycznej, znajdują się na podobnym etapie rozwoju gospodarczego i są postrzegane przez inwestorów zagranicznych jako rynki o podobnym ryzyku i możliwościach inwestycyjnych.

Dzięki korelacji indeksu x_t i zmiennej objaśniającej Δs_t możliwe jest dokładniejsze objaśnienie modelem (5) zmian kursu walutowego niż w przypadku modelu stałego tempa wzrostu. Dodatkowo, możliwa jest teraz interpretacja realizacji składnika losowego ξ_t jako tych wahań kursu walutowego, które nie mają charakteru regionalnego, tzn. wspólnego dla trzech państw środkowoeuropejskich. Ta interpretacja ma teraz wyłącznie charakter wewnętrzny - polski. Realizacje składnika losowego mogą więc również służyć jako indeks zmian koniunktury polskiego rynku finansowego.

Tabela 2 Korelacje między tempem wzrostu analizowanych kursów walutowych

	PLN-USD	CZK-USD	HUF-USD	EUR-USD
PLN-USD	1,000000	0,341289	0,467528	0,324940
CZK-USD	0,341289	1,000000	0,769060	0,881982
HUF-USD	0,467528	0,769060	1,000000	0,857968
EUR-USD	0,324940	0,881982	0,857968	1,000000

Oznaczenia walut: USD – dolar amerykański, PLN – złoty, HUF – forint, CZK – korona czeska.

Źródło: obliczenia własne.

Ważną cechą modelu czynnikowego (5) jest to, że trudno doszukać się teoretycznego związku przyczynowo-skutkowego między wysokością polskich stóp procentowych i zagranicznych kursów walutowych. Ponieważ taki związek mógłby spowodować obciążenie oszacowań parametrów modelu, teza ta ma duże znaczenie w dalszej analizie statystycznej, opisanej w następnej części pracy. Gdyby możliwe było znalezienie innych czynników, które zwiększyłyby dokładność oszacowań zmian kursu złotego wobec wybranej waluty, wykorzystanie modelu wieloczynnikowego dawałoby jeszcze bardziej wiarygodne wyniki testów statystycznych wykorzystywanych w analizie zdarzeń. Z reguły jednak modele wieloczynnikowe, np. oparte na teorii APT (*arbitrage pricing theory*), nie zwiększają znacząco precyzji prognoz modelowanych zmiennych finansowych w stosunku do modeli jednoczynnikowych (Campbell, Lo, MacKinlay, 1997, s.156-157).

3. Metoda analizy zdarzeń

W analizie zdarzeń liniowe modele ekonometryczne służą do wyznaczenia dla okresu zdarzenia oczekiwanych wartości zmian procentowych kursu walutowego w sytuacji, gdyby to zdarzenie nie zaszło. Agregowane odchylenia tych wartości od rzeczywistych zmian procentowych badanego kursu walutowego w okresie zdarzenia są bazą do konstrukcji testów weryfikujących istnienie wpływu zdarzenia na zmiany analizowanego indeksu finansowego.

Przedstawiony poniżej algorytm stanowi szczególny przypadek metodologii „analizy zdarzeń”, którą opisują Campbell, Lo i, MacKinlay (1997, rozdz. 4). Dane w badaniu przedstawiono w postaci szeregów czasowych o długości L . Dysponujemy więc L indeksami danego instrumentu finansowego. Jeśli $T_0 + 1$ oznacza datę pierwszej, a T_3 datę ostatniej uwzględnionej w badaniu obserwacji, to $L = T_3 - T_0$. Przedział czasowy $(T_0, T_3]$ jest podzielony na trzy rozłączne podprzedziały, nazywane dalej oknami czasu. Definiuje się następujące trzy okna czasu:

– okno estymacji (1) (czas sprzed zaburzenia) dla $t \in (T_0, T_1]$,

– okno zdarzeń (2) (czas zaburzenia) dla $t \in (T_1, T_2]$,

– okno (3) (czas po zaburzeniu) dla $t \in (T_2, T_3]$.

Długość okna (i) wynosi $L_i = T_i - T_{i-1}$ dla $i = 1, 2, 3$.

W badaniach empirycznych, omówionych w następnym rozdziale, na podstawie danych dotyczących przyrostów procentowych kursu walutowego utworzono szereg czasowy. Indeksy dni, w których wystąpiły obniżki stóp procentowych, zdeterminowały te miejsca w badanym szeregu, gdzie rozpoczynały się trzydniowe okresy zdarzenia. Analizowany materiał statystyczny poddano zabiegowi polegającemu na wycięciu okresów

zdarzenia i ustawieniu ich w porządku zgodnym z rosnącymi indeksami czasu. Stanowią one rozłączne segmenty tworzące jedno okno zdarzeń (2). Pozostałe dane przenieumerowano, tzn. przyporządkowano im kolejne indeksy czasu; utworzyły one okno sprzed zaburzenia (1).

Ponadprzeciętne tempo wzrostu kursu walutowego, oznaczone AR_t dla $t \in (T_1 + 1, T_2]$ (ang. *abnormal returns*), jest różnicą między rzeczywistą wartością tempa wzrostu danego instrumentu finansowego a jego wartością oczekiwaną w hipotetycznej sytuacji, gdyby zdarzenie nie zaszło. Wartość wyznaczamy korzystając z funkcji regresji jednego z modeli ekonometrycznych, opisanych w rozdziałach 2.1 i 2.2. Parametry wybranego modelu szacujemy metodą najmniejszych kwadratów (MNK), używając podzbioru próby dla $t \in (T_0 + 1, T_1]$, ponieważ dane z próby o indeksach zawartych w tym oknie nie są zniekształcone przez analizowane zdarzenie. Jednoznaczne zdefiniowanie AR_t wymaga ustalenia postaci modelu.

Do opisu metody wybrano model jednoczynnikowy. Należy jednak zwrócić uwagę, że procedura analizy zdarzeń dla modelu wieloczynnikowego i modelu stałego tempa wzrostu jest analogiczna do przedstawionej poniżej. Model jednoczynnikowy ma następującą postać (por. modele (4) i (5) w rozdziale 2):

$$R_t = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_t, \text{ gdzie } t \in [T_0 + 1, T_1] \quad (8)$$

a zatem $R = X\theta + \varepsilon$, gdzie $\mathbf{R} = [R_{t_0+1}, \dots, R_{t_1}]$ jest wektorem przyrostów procentowych kursu walutowego z okna estymacji (1), $X = [1 \ R_m]$ jest macierzą o wymiarach $(L_1 \times 2)$, w której 1 jest wektorem kolumnowym o współrzędnych równych 1, a R_m jest wektorem obserwacji czynnika rynkowego, $\theta = [\alpha \ \beta]^T$. Takim czynnikiem może być np. zmienna reprezentująca przyrosty procentowe innego kursu walutowego. Zakładając, że spełnione są założenia MNK dla modelu o postaci (8) (Gruszczynski, Podgórska (red.), 2000), oszacowanie θ - wektora parametrów strukturalnych tego modelu ma postać:

$$\hat{\theta} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{R} \quad (9)$$

Estymatorem wariancji składnika losowego jest:

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{L_1 - 2} \hat{\varepsilon}^T \hat{\varepsilon} \quad (10)$$

gdzie $\hat{\varepsilon} = \mathbf{R} - \mathbf{X}\hat{\theta}$, a estymatorem macierzy kowariancji oszacowań parametrów θ jest $\text{Var}[\hat{\theta}] = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \hat{\sigma}_\varepsilon^2$.

Statystyczne własności ponadprzeciętnego tempa wzrostu zostaną przedstawione za pomocą tych ocen.

Niech AR będzie wektorem ponadprzeciętnego tempa wzrostu kursu walutowego dla $t = T_1 + 1, \dots, T_2$, $\mathbf{R}^* = [R_{T_1+1}^*, \dots, R_{T_2}^*]^T$ - wektorem rzeczywistych wartości przyrostów procentowych tego kursu $\hat{\theta} = [\hat{\alpha}, \hat{\beta}]^T$ - wektorem ocen parametrów wyznaczonych wzorem (9), oraz $X^* = [1 \ R_m^*]$ - macierzą obserwacji zmiennych egzo-

genicznym. R_m^* jest tu wektorem obserwacji czynnika rynkowego, gdy t należy do okna zdarzeń (2). Przy powyższych oznaczeniach AR_t traktujemy jako t -tą resztę modelu (8), gdzie $t \in (T_1, T_2]$, a AR zapisujemy jako $AR = R^* - X^* \hat{\theta}$.

Jeśli prawdziwa jest hipoteza zerowa:

H_0 : *badane zdarzenie nie ma wpływu na parametry rozkładu przyrostów procentowych*, to dla okna (2) zmienna losowa AR ma wielowymiarowy rozkład normalny warunkowany wektorem przyrostów procentowych czynnika rynkowego w oknie (2) z warunkową wartością oczekiwaną:

$$E[AR|X^*] = 0 \quad (11)$$

i warunkową macierz kowariancji postaci:

$$V = [(AR)(AR)^T | X^*] = I \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + X^*(X^T X)^{-1} X^{*T} \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \quad (12)$$

gdzie I jest macierzą jednostkową stopnia L_2 , czyli:

$$AR \sim N(0, V) \quad (13)$$

Drugi składnik sumy po prawej stronie równania (12) jest zbieżny do zera, gdy L_1 rośnie do nieskończoności. Dla $t \neq s$ i $t, s \in (2)$ AR_t i AR_s są więc asymptotycznie niezależne. Tym samym uzyskujemy rozkład jednowymiarowego ponadprzeciętnego tempa wzrostu kursu walutowego w momencie t .

W celu zmierzenia całkowitego wpływu zdarzenia, zmiany poziomu stopy referencyjnej w oknie (2) na zmiany procentowe kursu walutowego metodą analizy zdarzeń agreguje się pojedyncze AR_t dla $t = T_1 + 1, \dots, T_2$ w następujący sposób. Niech γ będzie wektorem o L_2 współrzędnych mających wartość 1. Z połączenia AR_t powstaje CAR – skumulowane ponadprzeciętne tempo wzrostu.

$$CAR \equiv \gamma^T AR \quad (14)$$

$$Var[CAR] = \sigma^2 = \gamma^T V \gamma \quad (15)$$

Na podstawie (13), przy założeniu prawdziwości hipotezy H_0 , CAR ma rozkład normalny $N(0, \sigma^2)$. Konstruujemy test weryfikujący hipotezę H_0 o braku wpływu zdarzenia na parametry rozkładu zmian procentowych na podstawie standaryzowanego, skumulowanego, ponadprzeciętnego tempa wzrostu $SCAR$, danego wzorem:

$$SCAR = \frac{CAR}{\hat{\sigma}} \quad (16)$$

gdzie $\hat{\sigma}^2$ wyznaczony jest na podstawie wzoru (10).

Jeśli prawdziwa jest hipoteza H_0 , to statystyka $SCAR$ ma rozkład t-Studenta ze stopniami swobody wynoszącymi $L_1 - 2$. Z własności tego rozkładu wynika, że $E[SCAR] = 0$, $Var[SCAR] = \frac{L_1 - 2}{L_1 - 4}$. Rozkład $SCAR$ asymptotycznie jest standardowym rozkładem normalnym. Dlatego weryfikując hipotezę zerową, niezbędną do porównania ze statystyką wartość krytyczną można odczytać dla $L_1 > 30$ z tablic rozkładu normalnego $N(0, 1)$.

Specyficzne założenia związane z rozkładem ponadprzeciętnego tempa wzrostu są charakterystyczne dla testów parametrycznych. Wprowadzenie do analizy zdarzeń testów nieparametrycznych pozwala na wyeliminowanie ograniczeń, a jednocześnie umożliwia kontrolę jakości wniosków opartych na testach parametrycznych. Dlatego zwykle stosuje się łącznie obydwa rodzaje testów. W pracy wykorzystano tzw. test znaków. Założenie o braku wpływu zdarzenia na zmiany procentowe badanego indeksu finansowego powoduje, że prawdopodobieństwo wystąpienia dodatniej wartości AR_t , oznaczone przez $p(AR_t > 0)$, jest równe prawdopodobieństwu $p(AR_t < 0)$ i wynosi 0,5 dla $t \in [T_1 + 1, T_2]$. Określony znak AR_t (dodatni bądź ujemny) wiążemy z wystąpieniem zdarzenia. Jeśli zajście badanego zdarzenia łączymy z $AR_t > 0$, to hipoteza zerowa ma następującą postać: $H_0 : p(AR_t > 0) \leq 0,5$ wobec hipotezy alternatywnej $H_a : p(AR_t > 0) > 0,5$. Zakłada się, że dla $t \neq s$ oraz $t, s \in (2)$ AR_t i AR_s są niezależne.

$$\text{Niech zmienna } Z_t = \begin{cases} 1 & \text{dla } AR_t > 0 \\ 0 & \text{dla } AR_t < 0 \end{cases}$$

Wtedy zmienna $W = \sum_{t=T_1+1}^{T_2} Z_t$ będzie miała rozkład dwumianowy z parametrami $0,5$ i L_2 . Prawdopodobieństwo, z jakim zmienna W przyjmuje wartość K , wynosi zatem:

$$p(W = K) = \binom{L_2}{K} \left(\frac{1}{2}\right)^K \left(\frac{1}{2}\right)^{L_2 - K}$$

gdzie $K = 0, 1, \dots, L_2$.

Z tablic rozkładu dwumianowego na poziomie istotności należy wyznaczyć wartości krytyczne $w_{1\alpha}$ i $w_{2\alpha}$. Jeśli zaobserwowana wartość statystyki W należy do przedziału $(w_{1\alpha}, w_{2\alpha})$, to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Rozkład zmiennej W jest asymptotycznie rozkładem normalnym z wartością oczekiwaną $\frac{1}{2}L_2$ i odchyleniem standardowym $\frac{1}{2}\sqrt{L_2}$, więc zastosowana statystyka

$$J = \frac{K - \frac{1}{2}L_2}{\frac{1}{2}\sqrt{L_2}} = \left[\frac{K}{L_2} - 0,5 \right] \frac{\sqrt{L_2}}{0,5} \quad (17)$$

ma asymptotycznie rozkład normalny $N(0, 1)$. Jeśli wartość $J > \Phi^{-1}(\alpha)$, gdzie Φ jest dystrybuantą rozkładu $N(0, 1)$, to na poziomie istotności α odrzucamy hipotezę H_0 na korzyść hipotezy alternatywnej H_a .

4. Badania empiryczne

Eksperyment przeprowadzono wykorzystując dane dzienne dla okresu od 16.03.2000 r. do 31.07.2002 r. Dnia 12 kwietnia 2000 r. upłynniono kurs złotego i od tego czasu nie istnieją widełki, w ramach których mógłby się zmieniać kurs złotego do innych walut (euro i dolara). Jednak już dużo wcześniej widełki te nie stanowiły realnej bariery dla wahań kursu, ponieważ od połowy 1998 r. NBP zaniechał oficjalnych interwencji na rynku walutowym, chociaż nie wykluczył takiej operacji w razie zagrożenia realizacji celu inflacyjnego (por. Rada Polityki Pieniężnej, 2000, s. 7). W analizowanym okresie Rada Polityki Pieniężnej spotykała się na comiesięcznych obradach, w czasie których decydowała o kierunkach swej polityki monetarnej oraz o narzę-

dziach wykorzystywanych do jej prowadzenia. Podstawowym narzędziem władz monetarnych wpływającym na sytuację makroekonomiczną jest regulacja poziomów stóp procentowych. Od marca 2000 r. do sierpnia 2002 r. RPP 29 razy decydowała o poziomie oprocentowania redyskonta weksli i kredytu lombardowego, minimalnej stopie 28-dniowych operacji otwartego rynku (stopie referencyjnej), a od grudnia 2001 r. także o oficjalnym oprocentowaniu depozytów w NBP (por. tabela 3 i wykres).

RPP dokonała w tym czasie 11 obniżek stopy referencyjnej oraz 1 podwyżki. Ze wstępnych obliczeń wynika¹, że podmioty działające na rynku finansowym reagowały najczęściej tego samego dnia lub jeden dzień

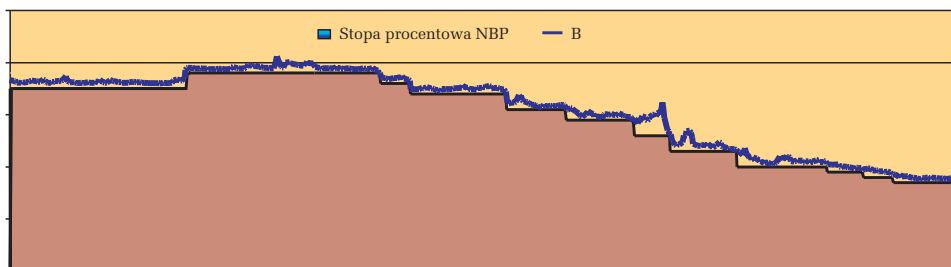
¹ Obliczeń nie zamieszczono z uwagi na ograniczoną objętość pracy.

Tabela 3 *Zmiany w polityce monetarnej w okresie od stycznia 2000 r. do sierpnia 2002 r.*

Początek obrad	Koniec obrad	Oprocentowanie redyskonta weksli	Oprocentowanie kredytu lombardowego	Oprocentowanie depozytów	Minimalne oprocentowanie 28-dniowych operacji otwartego rynku	Nastawienie w polityce pieniężnej
26.01.2000	26.01.2000	19	20,5	-	16,5	restrykcyjne
23.02.2000	23.02.2000	20	21,5	-	17,5	restrykcyjne
29.03.2000	29.03.2000	20	21,5	-	17,5	restrykcyjne
26.04.2000	26.04.2000	20	21,5	-	17,5	restrykcyjne
24.05.2000	24.05.2000	20	21,5	-	17,5	restrykcyjne
21.06.2000	21.06.2000	20	21,5	-	17,5	restrykcyjne
19.07.2000	19.07.2000	20	21,5	-	17,5	restrykcyjne
30.08.2000	30.08.2000	21,5	23	-	19	restrykcyjne
19.09.2000	19.09.2000	21,5	23	-	19	restrykcyjne
25.10.2000	25.10.2000	21,5	23	-	19	restrykcyjne
29.11.2000	29.11.2000	21,5	23	-	19	restrykcyjne
20.12.2000	20.12.2000	21,5	23	-	19	neutralne
22.01.2001	22.01.2001	21,5	23	-	19	neutralne
27.02.2001	28.02.2001	20,5	22	-	18	neutralne
27.03.2001	28.03.2001	19,5	21	-	17	neutralne
25.04.2001	26.04.2001	19,5	21	-	17	neutralne
29.05.2001	30.05.2001	19,5	21	-	17	neutralne
26.06.2001	27.06.2001	18	19,5	-	15,5	neutralne
19.07.2001	20.07.2001	18	19,5	-	15,5	neutralne
21.08.2001	22.08.2001	17	18,5	-	14,5	neutralne
25.09.2001	26.09.2001	17	18,5	-	14,5	neutralne
24.10.2001	25.10.2001	15,5	17	-	13	neutralne
27.11.2001	28.11.2001	14	15,5	-	11,5	neutralne
18.12.2001	19.12.2001	14	15,5	7,5	11,5	neutralne
29.01.2002	30.01.2002	12	13,5	6,5	10	neutralne
26.02.2002	27.02.2002	12	13,5	6,5	10	neutralne
26.03.2002	27.03.2002	12	13,5	6,5	10	neutralne
24.04.2002	25.04.2002	11	12,5	6,5	9,5	neutralne
28.05.2002	29.05.2002	10,5	12	6	9	neutralne
25.06.2002	26.06.2002	10	11,5	5,5	8,5	neutralne
18.07.2002	19.07.2002	10	11,5	5,5	8,5	neutralne
27.08.2002	28.08.2002	9	10,5	5,5	8	neutralne

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z NBP (serwis internetowy: www.nbp.pl).

Wykres 1 *Dzienne zmiany rynkowej stopy procentowej WIBOR 1M i zmiany oprocentowania 28-dniowych operacji otwartego rynku*



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

po ogłoszeniu decyzji o zmianie stóp procentowych. To spostrzeżenie ma wpływ na dalsze wnioskowanie statystyczne, ponieważ okres zdarzenia (ang. event window) ograniczono do przedziału czasowego od dnia zdarzenia do 2 dni po zmianie w polityce pieniężnej. Z powodu małej próby dotyczącej podwyżek stóp procentowych (tylko jedna) w badaniu skoncentrowano się na obniżkach stóp zwrotu. W kolejnych badaniach można poszerzyć zakres analizy o podwyżki (jeśli takie nastąpią) oraz nieoczekiwane decyzje Rady Polityki Pieniężnej. Rynki finansowe często oczekują od RPP zmiany stóp w tym samym kierunku, w którym ona rzeczywiście następuje, i w efekcie rynek nie reaguje gwałtownie na samą zmianę, bowiem już ją zdyskontował. Często oczekiwania rynku znacząco różnią się od decyzji RPP, np. gdy zmiana, choć oczekiwana, nie następuje. Relacje takie mogą być analizowane za pomocą przedstawionej metody i stanowią przedmiot dalszych badań empirycznych.

Analizę zdarzeń przeprowadzono dla kursu złotego w stosunku do dolara amerykańskiego, ponieważ w badanym okresie dolar był na rynkach finansowych walutą bazową, względem której ustalano kursy innych walut, np. euro, korony czeskiej, forinta. Obliczeń dokonano także dla kursu złotego względem euro i otrzymano podobne wyniki. Jednak kurs złotego do euro zależy od kursów złotego do dolara i dolara do euro, który z kolei jest niezależny od zmian stóp procentowych w Polsce. W pracy przedstawiono zatem wyniki dla kursu złotego względem dolara. W badaniu wykorzystano rynkowe stopy procentowe WIBOR oraz stopy referencyjne NBP, których wartości są najbliższe średnim dziennym notowaniom rynkowych stóp procentowych WIBOR².

Podstawowym zadaniem analizy zdarzeń jest zbadanie wpływu zmian stóp NBP na wahania kursu walutowego. Na podstawie danych odpowiadającym okre-

som bez zmian (563 obserwacje) stworzono model stałego tempa wzrostu dla przyrostów procentowych kursów złotego do dolara:

$$\Delta s_t^{PLN/USD} = 0,000094 + \varepsilon_t, \quad \hat{\sigma}_\varepsilon = 0,00763 \quad (18)$$

Modele rynkowe jedno- i wieloczynnikowe dokładniej objaśniają wahania zmiennych finansowych i dlatego potencjalnie lepiej nadają się do przeprowadzanej analizy zdarzeń. Ich przewaga zależy przede wszystkim od wartości statystyki (tzn. współczynnika determinacji), która podaje, jaką część zmienności badanej zmiennej finansowej (kursu walutowego) model jest w stanie objaśnić. Do wyboru modelu rynkowego dla kursu złotego do dolara amerykańskiego wykorzystano dzienne notowania zmian procentowych kursów: korony czeskiej do dolara, forinta do dolara i euro do dolara. Spośród różnych kombinacji zmiennych objaśniających wybrano tę, w której jedyną zmienną objaśniającą jest zmiana procentowa kursu forinta do dolara. Zmienna ta jest najsilniej skorelowana z kursem złotego, jest istotną zmienną w modelu (w odróżnieniu od innych kombinacji występujących z nią zmiennych), a współczynnik w modelu, równy 0,22, jest stosunkowo wysoki (najwyższy dla grupy badanych zmiennych objaśniających). Model dla przyrostów procentowych kursu złotego do dolara ma postać:

$$\Delta s_t^{PLN/USD} = 0,00012 + 0,4606 \Delta s_t^{HUF/USD} + \varepsilon_t \quad (19)$$

(0,00028) (0,0369)

Liczba obserwacji	R ²	DW	F	σ_ε
563	0,22	2,13	156,06	0,0068

² WIBOR – Warsaw inter-bank offer rate.

Tabela 4 Wyniki empiryczne testów statystycznych analizy zdarzeń

	Model dla kursu PLN/USD	
	model stałego tempa wzrostu	jednoczynnikowy model rynkowy
Liczba obserwacji	30	30
CAR	-0,0445	-0,0241
SCAR	-1,0389	-0,1189
P(SCAR)	0,15	0,45
J	-1,0954	-0,3651
P(J)	0,14	0,36

Źródło: obliczenia własne.

W nawiasach zapisano odchylenia standardowe oszacowań parametrów, a powyżej podstawowe statystyki związane z oszacowanym modelem. Warto zwrócić uwagę na wartość szacunku odchylenia standardowego $\hat{\sigma}_\epsilon$ składnika losowego, która jest mniejsza niż w modelu (18). Wartość statystyki Durбина-Watsona (DW) świadczy o braku autokorelacji składnika losowego, a wartość statystyki F – o istotności zmiennej objaśniającej w modelu (19). Należy dodać, że międzynarodowy model jednoczynnikowy znacząco dokładniej opisuje zmienność kursu złotego do dolara niż model stałego tempa wzrostu, ponieważ w większym stopniu eliminuje zewnętrzne szoki wpływające na kurs złotego, mogące obciążać wyniki wnioskowania statystycznego. Skonstruowane modele posłużyły do wykonania testów statystycznych weryfikujących hipotezę o braku wpływu zmian stóp procentowych przez RPP na wahania kursu walutowego.

Szczegółowe wyniki obliczeń analizy zdarzeń dla dwóch typów modeli kursu walutowego: rynkowego oraz stałego tempa wzrostu, przedstawiono w tabeli 4. Poziomy istotności obliczonych statystyk, tzn. $P(SCAR)$ i $P(J)$ są w każdym przypadku wyższe od 0,05. Prowadzi to do wniosku, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku wpływu zmian stóp procentowych wprowadzonych przez RPP na zmiany kursu złotego w analizowanych okresach (przy poziomie istotności 0,05).

Dodatkowo zbadano występowanie zależności między obniżkami stopy referencyjnej a zmianami kursu walutowego dla alternatywnych okresów związanych z decyzjami Rady Polityki Pieniężnej (jednego dnia, dwóch dni, dnia po zmianie). Wyniki przedstawiono w tabeli 5. Dla okresów jednodniowych, dwudniowych i jednodniowych w dzień po zmianie stóp

procentowych wartości statystyk nie wykazują istnienia zależności między stopami procentowymi a kursem walutowym.

Rzeczywiste zmiany stopy referencyjnej nie muszą wywoływać reakcji kursu walutowego, jeżeli są oczekiwane przez rynki finansowe. Celowe jest zatem zbadać, czy kurs walutowy reaguje na nieoczekiwane zmiany stóp procentowych. Ponieważ niewiele jest nieoczekiwanych zmian referencyjnej stopy procentowej przez Radę Polityki Pieniężnej do analizy wybrano z całej próby wszystkie te obserwacje, gdzie nieoczekiwana zmiana stopy procentowej była większa od 0,15 punktu procentowego. Liczba takich obserwacji jest na tyle duża, że umożliwia przeprowadzenie analizy statystycznej. Wybrano dwie miary nieoczekiwanych zmian stopy procentowej: zmiany trzymiesięcznej stopy WIBOR (ΔI_1) oraz implikowanej dwumiesięcznej stopy forward (ang. *implied forward rate*, ΔI_2), obliczonej na moment $t + 1$ miesiąc. Stopa forward została obliczona na podstawie miesięcznej i trzymiesięcznej stopy WIBOR według wzoru przedstawionego w pracy Przy-stupy (2002)³.

Na podstawie oszacowanych modeli jednoczynnikowych dokonano analizy zdarzeń dla obu miar nieoczekiwanych zmian stóp procentowych. W tabeli 6 przedstawiono wyniki testów statystycznych weryfikujących hipotezę zerową o braku wpływu nieoczekiwanych zmian stóp procentowych na zmiany kursu walutowego. Obliczeń dokonano dla okresów jedno- i trzydniowych (dzień zmiany stopy plus dwa następne). Miara nieoczekiwanych zmian stóp procentowych jest tu ΔI_2 . Wyniki obliczeń statystyk wskazują na istotny

³ Dyskusje na temat doboru miar nieoczekiwanych zmian stóp procentowych przeprowadzono między innymi w pracy Rigobon, Sack (2002).

Tabela 5 Wpływ zmian referencyjnej stopy procentowej na kurs walutowy

	Analizowany okres		
	1 dzień	2 dni	dzień po zmianie
Liczba obserwacji	10	20	10
CAR	0,0156	-0,0101	-0,0257
SCAR	0,7255	-0,3286	-1,1959
P(SCAR)	0,2342	0,6287	0,8839
J	0,6325	-0,4472	-1,2649
P(J)	0,2635	0,6726	0,897

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 6 Wpływ nieoczekiwanych zmian stóp procentowych na kurs walutowy

Miara szoku ΔI_2	Okresy dzienne		Okresy trzydniowe	
	wzrosty stóp	spadki stóp	wzrosty stóp	spadki stóp
Liczba obserwacji	37	53	100	136
CAR	0,0780	-0,0693	0,0733	-0,0091
SCAR	1,9893	-1,4572	1,0923	-0,1126
P(SCAR)	0,0236	0,9272	0,1377	0,5448
J	-0,1644	-1,511	-0,8	-0,686
P(J)	0,5653	0,9346	0,7881	0,7536

związek między nieoczekiwanymi zmianami poziomu stopy referencyjnej i kursu walutowego, dla okresów jednodniowych. Nieoczekiwane wzrosty stóp powodują *ceteris paribus* większą deprecjację kursu walutowego, czyli wzrost wartości dolara względem złotego, w porównaniu z tą, która nastąpiłaby, gdyby nie wystąpił szok powodujący nieoczekiwaną zmianę poziomu stóp procentowych. Analogicznie, nieoczekiwane spadki stóp procentowych wiążą się z większą aprecjacją kursu złotego względem dolara (czyli z umocnieniem waluty krajowej) niż ta, która by nastąpiła, gdyby nieoczekiwanej zmiany stóp procentowych nie było. Dla okresów trzydniowych obie zależności zanikają i nie są statystycznie istotne. Wartości statystyki *J* wskazują jedynie na spadek kursu walutowego w dniu, kiedy następuje nieoczekiwany wzrost kursu złotego do dolara (deprecjacja złotego); w innych przypadkach zależność między stopami a kursem walutowym nie jest istotna.

Przedstawiona w tabeli 7 zależność między kursem walutowym a nieoczekiwanymi zmianami stóp procentowych, reprezentowanymi przez ΔI_1 , jest podobna do oszacowanej dla miary ΔI_2 . Wyniki obliczeń statystyk wskazują na istotną zależność między spadkami (wzrostami) stóp a spadkami (wzrostami) kursu walutowego dla analizowanych okresów dziennych. Dodatkowo, dla okresów trzydniowych kurs walutowy spada, gdy nieoczekiwane spadają stopy procentowe. Wartości statystyki *J* pozwalają na odrzucenie hipotezy zerowej o braku zależności między stopami a kursem jedynie dla nieoczekiwanych spadków stopy procentowej.

Podsumowując, nieoczekiwane spadki (wzrosty) stóp procentowych wiążą się z aprecjacją (deprecjacją) złotego względem dolara w ciągu tego samego dnia. W dłuższym okresie (trzy dni) jedynie spadki stóp procentowych

powodują istotną aprecjację złotego. Rezultaty obliczeń dla statystyki *J* nie w każdym przypadku potwierdzają wyniki otrzymane przy użyciu statystyki SCAR. Może to oznaczać sytuację, w której kurs walutowy nie zawsze zmienia się w kierunku zgodnym z nieoczekiwanymi zmianami stóp procentowych, ale jego zmiany w kierunku zgodnym ze zmianami stopy procentowej są znacznie większe niż zmiany w kierunku przeciwnym.

Wyniki te nie potwierdzają teoretycznych rozważań przeprowadzonych w pierwszym rozdziale, zgodnie z którymi spadek stóp procentowych powinien powodować wzrost kursu walutowego, czyli deprecjację złotego. Otrzymane rezultaty można jednak wytłumaczyć. W przeprowadzonym badaniu duże nieoczekiwane zmiany stóp procentowych nie są związane z jednym charakterystycznym, powtarzalnym zdarzeniem. Dlatego trudno jest interpretować zmiany kursu walutowego jako reakcje na nieoczekiwane zmiany stóp procentowych. Bardziej prawdopodobna jest hipoteza, że obie analizowane zmienne wspólnie reagują na istotne informacje ekonomiczne. Na przykład złe wiadomości makroekonomiczne mogą powodować spadek wartości waluty krajowej i wzrost poziomu stóp procentowych. Nieoczekiwane informacje ekonomiczne zakłócają średnio- i długookresowe zależności między zmiennymi finansowymi. Okazuje się, że metoda analizy zdarzeń jest w stanie wychwycić i ocenić także wpływ tych zakłóceń na zachowanie badanych zmiennych.

W przyszłości dzięki większej liczbie zmian poziomu stopy referencyjnej przez Radę Polityki Pieniężnej prawdopodobnie możliwe będzie badanie wpływu nieoczekiwanych zmian stopy referencyjnej na zmiany kursu walutowego.

Tabela 7 Wpływ nieoczekiwanych zmian stóp procentowych na kurs walutowy

Miara szoku ΔI_1	Okresy dzienne		Okresy trzydniowe	
	wzrosty stóp	spadki stóp	wzrosty stóp	spadki stóp
Liczba obserwacji	30	36	78	89
CAR	0,0801	-0,1045	0,0527	-0,152
SCAR	2,3311	-2,7685	0,9597	-2,57
P(SCAR)	0,0101	0,9971	0,1689	0,9948
J	0,3652	-1,3333	-1,1322	-2,226
P(J)	0,3575	0,9088	0,8712	0,987

Źródło: obliczenia własne.

Podsumowanie

W pracy zaprezentowano metodę analizy zdarzeń, którą wykorzystano do oceny skuteczności polityki monetarnej w manipulowaniu zmianami kursu walutowego w reżimie płynnego kursu oraz do zweryfikowania współzależności między nieoczekiwanymi zmianami stóp procentowych a zmianami kursu walutowego.

W badaniach opisanych w literaturze ekonomicznej metoda ta jest wykorzystywana głównie do analizy rynków kapitałowych, tzn. zmian kursów akcji i innych instrumentów notowanych na giełdzie. Autorzy zadaptowali metodę analizy zdarzeń do badania wpływu zmian stóp procentowych na zmiany kursu złotego do dolara.

Wyniki empiryczne wskazują, że zaproponowane przez autorów międzynarodowe modele czynnikowe nadają się do analizy zdarzeń lepiej niż standardowe modele stałego tempa wzrostu. W rezultacie przeprowadzonych analiz nie stwierdzono występowania wpływu rzeczywistych zmian referencyjnej stopy procentowej w wyniku decyzji Rady Polityki Pieniężnej na zmiany kursu walutowego.

Nieoczekiwane wzrosty (spadki) rynkowych stóp procentowych wiążą się deprecjacją (aprecjacją) kursu walutowego w krótkim okresie. Wynik można interpretować jako wspólną reakcję kursu walutowego i stóp procentowych na nowe informacje makroekonomiczne.

Należy zwrócić uwagę na fakt, że istnieją inne metody wyznaczania zmian kursu walutowego niż zaproponowane w pracy. Zmiany procentowe kursu walutowego mogą być przedstawione za pomocą różnych modeli ekonometrycznych (na przykład nieliniowych) oraz mogą zależeć od innych wybranych czynników fundamentalnych. Możliwe jest na przykład rozważenie wpływu oczekiwań zmian kursu walutowego na jego zmiany rzeczywiste. Oczekiwania te są częściowo uwzględnione – poprzez wykorzystanie jako zmiennych objaśniających w naszych modelach zmian in-

nych kursów walutowych z regionu Europy Środkowej. Dalsze badania mogłyby jednak potwierdzić odporność otrzymanych wyników na zmiany modeli kursu walutowego. Wyniki obliczeń mogą być wrażliwe na wybór instrumentu opisującego nieoczekiwane zmiany referencyjnej stopy procentowej, przede wszystkim ze względu na determinizm horyzontu czasowego tego instrumentu.

W trakcie badań dokonano kilku spostrzeżeń dotyczących modelowania zjawisk finansowych, opisanych za pomocą analizy zdarzeń. Po pierwsze, zmienne finansowe nie zawsze cechuje normalność rozkładów empirycznych wartości zmian procentowych. W tej sytuacji wartości krytyczne niektórych statystyk są równie tym ze standardowych rozkładów jedynie asymptotycznie (przy bardzo dużych próbach). Dlatego w następnych badaniach postuluje się wykorzystanie metod empirycznej aproksymacji rozkładów wykorzystywanych statystyk. Jedną z popularnych metod pomocnych w takich sytuacjach jest metoda *bootstrap*. Po drugie, wykorzystanie innego kursu walutowego (forinta do dolara) jako czynnika objaśniającego zmiany kursu złotego do dolara umożliwia otrzymanie precyzyjnych oszacowań modeli użytych do analizy zdarzeń. Korelacja zmian kursów walutowych jest szczególnie silna dla krajów Europy Środkowej, często postrzeganych przez międzynarodowe rynki finansowe jako jeden wspólny region dla inwestycji gospodarczych. Po trzecie, precyzyjna definicja zdarzenia i okresu jego oddziaływania na badaną zmienną ma duże znaczenie przy interpretacji rezultatów analizy zdarzeń.

Autorzy mają nadzieję, że przedstawione wyniki badań empirycznych okażą się przydatne dla ekonomistów badających zmiany koniunktury makroekonomicznej w Polsce oraz zmiany zachodzące na międzynarodowych rynkach finansowych. Zaprezentowana metoda może być bowiem pożytecznym narzędziem w analizie akcji, obligacji, instrumentów pochodnych oraz innych walorów notowanych na rynkach finansowych.

Literatura

1. A.N. Bomfim (2001): *Pre-Announcement Effects, News Effects, and Volatility: Monetary Policy and the Stock Market*. "Journal of Banking and Finance" (w druku).
2. A.N. Bomfim, V.R. Vincent (2000): *Making News: Financial Market Effects of Federal Reserve Disclosure Practices*. Finance and Economics Discussion Series working paper No. 2000-14, Federal Reserve Board of Governors.
3. J.Y. Campbell, A.W. Lo, A. Craig MacKinlay (1997): *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.
4. 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.
5. M. Gruszczyński, M. Podgórska (2000): *Ekonometria*. Warszawa Wydawnictwo SGH.
6. S. Husted, M. Melvin (2001): *International Economics*. Addison Wesley.

7. K. Kalicki (1998): *Teoria kursu walutowego*. W: K. Kalicki, E. Chrabonszczewska (1998): *Teoria i polityka kursu walutowego*. Wydawnictwo SGH.
8. J. Kearns, R. Rigobon (2002): *Identifying the efficacy of central bank interventions: The Australian Case*, mimeo.
9. R. Kelm (2001): *Ekonometryczny model kursu złotego w latach 1992-1998*. „*Ekonomista*” 2.
10. M. Krzak (1998): *Contagion Effects of the Russian Financial Crisis on Central and Eastern Europe: The Case of Poland*. Focus on Transition, Osterreichische Nationalbank, s. 22-37.
11. K.N. Kuttner (2001): *Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market*. “*Journal of Monetary Economics*” (w druku).
12. J. Przystupa (2002): *The exchange rate in the monetary transmission mechanism*. Narodowy Bank Polski, Materiały i Studia, zeszyt nr 25.
13. Rada Polityki Pieniężnej (2000): *Założenia polityki pieniężnej na rok 2001* Warszawa Narodowy Bank Polski.
14. R. Rigobon, B. Sack (2002): *The Impact of Monetary Policy on Asset Prices*. NBER Working Paper No. 8794.
15. V. Roley, G.H. Sellon, Jr. (1998): *The Response of Interest Rates to Anticipated and Unanticipated Monetary Policy Actions*, mimeo.
16. M. Rubaszek, D. Serwa (2001): *Prognozowanie kursu walutowego. Model nadzwyczajnej stopy zwrotu z inwestycji zagranicznych*. „*Bank i Kredyt*” nr 9.
17. L. Sarno, M.P. Taylor (2002): *Economics of Exchange Rates*. Cambridge University Press.
18. D.L. Thornton (1998): *Tests of the Market's Reaction to Federal Funds Rate Target Changes*, *Review*. Federal Bank of St. Louis.
19. W. Thorbecke (1997): *On Stock Market Returns and Monetary Policy*. “*Journal of Finance*”, No. 52.