

Arbitraż na rynku instrumentów procentowych (na przykładzie rynku FRA i obligacji)

Stanisław Kluza, Andrzej Stawiński

Wprowadzenie

Teoria efektywności rynku zakłada, że ceny instrumentów finansowych reagują natychmiast na zmiany oczekiwań dotyczących czynników, które wpływają na ich wysokość. Dotyczy to dyskontowania przyszłego biegu wydarzeń w gospodarce. Gdyby tak było, ceny instrumentów finansowych wrażliwych na te same czynniki powinny zmieniać się jednocześnie. Powinno tak być na przykład w przypadku stóp dochodowości obligacji i stóp oprocentowania FRA, ponieważ rynkowa wartość obu instrumentów finansowych zależy od oczekiwań dotyczących przyszłego kształtowania się wysokości krótkoterminowych stóp procentowych.

Wyniki badań empirycznych wskazują, że w przypadku Polski terminowe stopy procentowe na rynku FRA dostosowują się z opóźnieniem do zmian wysokości długoterminowych stóp procentowych na rynku obligacji. Czy oznacza to, że rynek FRA jest mniej efektywny niż rynek obligacji? W artykule podjęto próbę odpowiedzi na to pytanie. W kolejnych częściach artykułu przedstawiono sekwencję powstawania i rozwoju krajowego rynku instrumentów procentowych, wyniki przeprowadzonych badań empirycznych oraz ich interpretację.

Sekwencja rozwoju rynku instrumentów procentowych w Polsce

Na początku lat 90. rozwinął się w Polsce rynek depozytów międzybankowych, który był potrzebny bankom, by mogły zarządzać płynnością. W tym samym czasie

rozwinął się rynek bonów skarbowych, ponieważ emisja bonów skarbowych stała się potrzebna do sfinansowania deficytu budżetowego. Rozwój rynku bonów skarbowych uległ przyspieszeniu po 1993 r., gdy w wyniku liberalizacji prawa dewizowego oraz podpisania umowy z Klubem Paryskim nastąpił napływ kapitału portfelowego do Polski. Aktywność inwestorów zagranicznych spowodowała znaczne zwiększenie się skali obrotów na rynku bonów skarbowych i poprawę jego płynności. Od 1996 r., w miarę spadku tempa inflacji, zaczęła rosnąć rola obligacji skarbowych w finansowaniu deficytu budżetu państwa.

Bardzo duże znaczenie dla rozwoju rynku instrumentów procentowych w Polsce miała liberalizacja prawa dewizowego w 1998 r., która umożliwiła inwestorom zagranicznym zawieranie transakcji terminowych. Najbardziej spektakularnym efektem liberalizacji rynków terminowych był skokowy rozwój rynku swapów walutowych (Sławiński, 2002).

W bardzo krótkim czasie rynek swapów walutowych stał się największym i najbardziej płynnym segmentem krajowego rynku pieniężnego. Inwestorzy zagraniczni mogli zaciągać na rynku *fx swap* syntetyczne pożyczki w złotych, by przeprowadzać krótkoterminowe transakcje spekulacyjne na polskim rynku obligacji nie narażając się na ryzyko kursowe.

Wzrost skali spekulacji przyczynił się do rozwoju rynku obligacji. Dzięki rosnącej skali obrotów rynek stawał się coraz bardziej płynny, a ceny obligacji stawały się coraz mniej wrażliwe na zmiany popytu i podaży. Z punktu widzenia inwestorów zagranicznych oznaczało to, że polski rynek obligacji stał się dla nich bezpieczniejszy. Coraz mniej musieli obawiać się du-

zych spadków cen polskich obligacji – takich jak w 1998 r., gdy kapitał portfelowy odpływał z Polski w wyniku wybuchu kryzysu walutowego w Rosji.

Konsekwencją liberalizacji rynków terminowych i rozwoju rynku swapów walutowych było także powstanie i rozwój rynku kontraktów FRA (od *forward rate agreement*), które umożliwiają zabezpieczanie się przed ryzykiem niekorzystnych zmian krótkoterminowych stóp procentowych (Trzecińska, Osiński, Sławiński, 2002). Taka sekwencja powstawania i rozwoju obu rynków brała się stąd, że banki potrzebują płynnego rynku *fx swap*, by móc zabezpieczyć się przed ryzykiem związanym z wystawianiem (oferowaniem) kontraktów FRA (Dąbrowiecki, 2000).

Liberalizacja rynków terminowych nie tylko umożliwiła powstanie i rozwój nowych segmentów krajowego rynku finansowego. Stworzyła także możliwość dostępu podmiotów krajowych do zagranicznych rynków pochodnych. Przykładem tego jest rynek swapów procentowych (kontraktów IRS; od *interest rate swap*).

Kontrakt IRS jest zawierana na okresy wieloletnie umową o rozliczanie różnic między przyszłą wysokością krótkoterminowych stóp procentowych a wysokością długoterminowej stopy procentowej w momencie zawierania transakcji. Rynkowa wartość kontraktu IRS zależy od zmieniającej się relacji między oczekiwaną wysokością krótkoterminowych stóp procentowych i wysokością długoterminowej stopy procentowej w dniu zawarcia transakcji. Zależy zatem dokładnie od tych samych czynników, od których zależy rynkowa wartość obligacji. Dlatego stopy dochodowości na rynku kontraktów IRS i rynku obligacji zmieniają się równolegle. Obie podążają za zmieniającą się średnią oczekiwanymi wysokością krótkoterminowych stóp procentowych. Równoległość zmian stóp dochodowości obu instrumentów sprawia, że kontrakty IRS doskonale nadają się do zabezpieczania się przed ryzykiem cenowym na rynku obligacji.

Płynny rynek kontraktów IRS może rozwinąć się tylko na takim rynku międzybankowym, na którym występuje dostatecznie duża liczba banków posiadających dostatecznie duże kapitały, by móc zawierać ze sobą wieloletnie kontrakty IRS nie ponosząc przy tym dużego ryzyka kredytowego (niewypłacalności drugiej strony umowy). Rynkiem takim jest londyński rynek międzybankowy. Dlatego to na nim rozwinął się rynek kontraktów IRS na stopy procentowe różnych krajów, w tym także na polskie stopy procentowe.

Londyńskie banki wykorzystują kontrakty IRS do zabezpieczania portfeli obligacji kupowanych w różnych krajach. Wykorzystują je także do budowania syntetycznych pozycji inwestycyjnych na rynku IRS, do przeprowadzania krótkoterminowych spekulacji na rynku IRS oraz przeprowadzania krótkoterminowych transakcji spekulacyjnych na rynku *asset swap*.

Pierwsze z wymienionych zastosowań kontraktów IRS bierze się stąd, że wiele z londyńskich banków pełni funkcję pośredników na międzynarodowym rynku obligacji, kupując papiery skarbowe w różnych krajach i odsprzedając je operującym na rynku globalnym inwestorom instytucjonalnym, takim jak towarzystwa ubezpieczeniowe i fundusze emerytalne. Pełniąc tę funkcję, banki londyńskie kupują obligacje na własny rachunek. Ponieważ chodzi zazwyczaj o bardzo duże kwoty, do momentu odsprzedania kupionych obligacji londyńskie banki podejmują bardzo duże ryzyko cenowe, na które nie miałyby (nawet one) odpowiednio dużego pokrycia w kapitale. Dlatego wykorzystują kontrakty IRS do okresowego zabezpieczania portfeli kupionych (do odsprzedaży) obligacji.

Popyt na kontrakty IRS bierze się także stąd, że część instytucji finansowych nie może kupować obligacji w krajach Europy Wschodniej, ponieważ ryzyko niewypłacalności rządów tych krajów jest – w świetle stosowanych przez te instytucje wysokich kryteriów – zbyt duże. Dlatego instytucje te dokonują na rynku Europy Wschodniej inwestycji syntetycznych, przeprowadzając odpowiednie transakcje na rynku IRS, na którym ryzyko niewypłacalności odnosi się nie do rządów emitujących obligacje, lecz do dużych międzynarodowych banków emitujących kontrakty IRS.

Zapotrzebowanie na kontrakty IRS wiąże się także ze spekulacją na rynku *asset swap*, która jest grą na zmiany *spreadu* między wysokością stóp dochodowości na rynku obligacji i rynku IRS. Jest to stosunkowo bezpieczny rodzaj spekulacji, ponieważ jej wynik nie zależy od odgadnięcia kierunku zmian krótkoterminowych stóp procentowych, lecz od dobrej znajomości sytuacji na rynku obligacji i na rynku IRS. Popularność tego rodzaju spekulacji wynika z niskiej korelacji między wynikami finansowymi osiąganymi na rynku *asset swap* i rynku obligacji, co pozwala lepiej zdywersyfikować portfel aktywów. Spekulacja na rynku *asset swap* ma korzystny wpływ na płynność rynku obligacji, ponieważ przyczynia się do zwiększania się skali dokonywanych na nim obrotów.

Analogiczne korzyści, jakie przyniosło dla rozwoju rynku obligacji powstanie krajowego rynku IRS, pojawiły się na rynku bonów skarbowych dzięki rozwojowi rynku kontraktów FRA. Łatwość zabezpieczania się przed ryzykiem zmian krótkoterminowej stopy procentowej zwiększyła możliwość wykorzystywania bonów skarbowych do zarządzania płynnością przedsiębiorstw (Łukasik, 2001).

W sumie można powiedzieć, że rynek instrumentów procentowych składa się w Polsce z sześciu segmentów, które charakteryzuje stosunkowo duża płynność. Jeśli chodzi o rynek instrumentów krótkoterminowych, to płynnymi segmentami tego rynku są rynki: depozytów międzybankowych, bonów skarbowych, swapów walutowych i kontraktów terminowych FRA.

Tabela 1 *Macierz korelacji między różnymi typami kontraktów FRA**

	1x2	2x3	1x4	2x5	3x6	6x9	9x12	1x7	3x9	6x12
1x2	1									
2x3	0,998129	1								
1x4	0,998718	0,998906	1							
2x5	0,998326	0,99966	0,999503	1						
3x6	0,993878	0,997653	0,997505	0,998857	1					
6x9	0,987684	0,995223	0,993334	0,996694	0,998196	1				
9x12	0,987979	0,992379	0,991294	0,993823	0,995477	0,998922	1			
1x7	0,995569	0,998671	0,998743	0,999730	0,999496	0,997348	0,994911	1		
3x9	0,990126	0,996968	0,995126	0,998316	0,999110	0,999637	0,997719	0,997853	1	
6x12	0,986182	0,993951	0,992178	0,995432	0,997537	0,999794	0,999699	0,996588	0,999252	1

* Macierz korelacji sporządzona jest dla „maksymalnie długich szeregów”. W przypadku FRA 1x2, 1x4, 1x7, 6x12 współczynniki korelacji liczone są dla 811 obserwacji. Dla FRA 3x6, 3x9 liczba obserwacji spada do 680, zaś w przypadku FRA 2x3, 2x5, 3x12 mamy po 558 obserwacji. FRA 6x9 liczone są dla skróconych szeregów ze względu na niekompletność danych.

Kontrakty FRA 1x2, 1x4, 1x7, 6x9, 6x12 kwotowane są od 3.01.2000 r.

Kontrakty FRA 3x6, 3x9 kwotowane są od 10.07.2000 r.

Kontrakty FRA 2x3, 2x5, 3x12 kwotowane są od 3.01.2001 r.

Źródło: obliczenia własne.

Jeśli chodzi o rynek długoterminowych instrumentów procentowych, to dwoma płynnymi segmentami tego rynku są: rynek obligacji oraz rynek kontraktów IRS. Próby stworzenia płynnych rynków kontraktów *futures* na krótkoterminowe i długoterminowe stopy procentowe nie zakończyły się dotąd powodzeniem.

Wyniki badań empirycznych – FRA a rynek obligacji

Badania zależności między stopami FRA a dochodowością obligacji należy rozpocząć od wyboru stopy FRA, która będzie reprezentowała ten rynek. Należy wyliczyć w tym celu macierz korelacji i wybrać tę ze stóp FRA, która jest najlepiej skorelowana z pozostałymi. Macierz taka jest zamieszczona w tabeli 1. Wskazuje ona na bardzo silną korelację między wszystkimi stopami FRA. Nieco słabsze rezultaty uzyskano jedynie dla kontraktów FRA 1x2, co wynika stąd, że do końca 2002 r. NBP stabilizował 1-miesięczne stopy procentowe, w związku z czym ich zmienność była mniejsza niż w przypadku pozostałych krótkoterminowych stóp procentowych. Do kontraktów o najlepszych korelacjach z pozostałymi można zaliczyć m.in. 2x5 oraz 3x6. Jednocześnie kontrakty na trzymiesięczne stopy procentowe za trzy miesiące (3x6) należą do najczęściej wykorzystywanych kontraktów FRA.

Tabela 2 *Macierz korelacji dla dochodowości obligacji 2- i 5-letnich oraz FRA 3x6*

	2Y	5Y	3x6
2Y	1		
5Y	0,982273	1	
3x6	0,994087	0,968122	1

Źródło: obliczenia własne.

W toku dalszej analizy podjęliśmy próbę znalezienia zależności występujących między rynkiem FRA oraz rynkiem obligacji.

Rynek obligacji w badaniu reprezentowany jest przez 2 zmienne:

- dochodowość obligacji 2-letnich (2Y),
- dochodowość obligacji 5-letnich (5Y).

Choć istnieje szersza gama kwotowań na rynku obligacji w Polsce, to te dwie wielkości są w szczególności reprezentatywne dla Polski¹ (Kluza, Sławiński, 2000).

Wstępna analiza statystyczna wskazuje na bardzo silną zależność między dochodowością na rynku obligacji i poziomem stóp FRA. Macierz korelacji informuje nas jednak jedynie o sile tej zależności. Nie daje natomiast odpowiedzi, która z tych zmiennych ma charakter endo- lub egzogeniczny oraz czy zależność ma charakter natychmiastowy, czy jest rozłożona w czasie.

Przed rozpoczęciem budowy odpowiednich modeli zostały zbadane właściwości ekonometryczne poszczególnych zmiennych. Analiza korelacji cząstkowych (*partial autocorrelation*) wskazuje na istotność jedynie pierwszego opóźnienia dla każdej ze zmiennych (patrz Wykres 1). Sugeruje to silną autoregresyjność pierwszego rzędu AR(1) dla każdego z trzech powyżej wskazanych procesów².

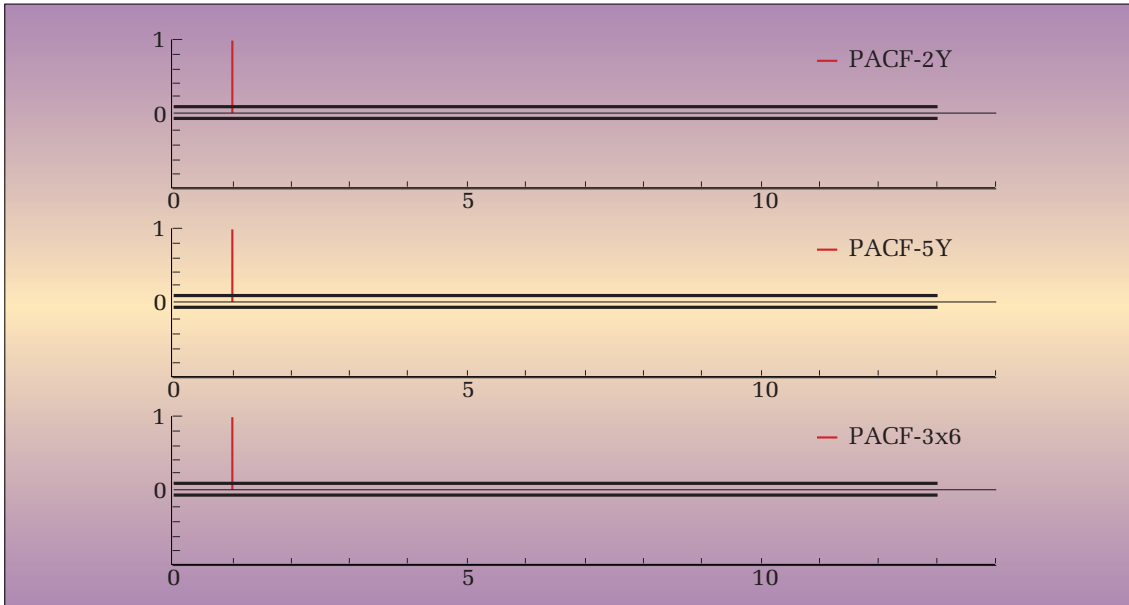
Analiza graficzna (wykres 1) wskazuje na bardzo duże znaczenie pierwszego opóźnienia i całkowitą nieistotność wszystkich pozostałych (na wykresie prezentowane są one do dwunastego włącznie).

Wiedząc, że zarówno dochodowość obligacji (2Y, 5Y), jak i stopa FRA (3x6) są procesami autoregresyjnymi

¹ Przykładowo, dochodowości obligacji 10-letnich dają znacząco gorsze rezultaty w modelowaniu.

² Model autoregresyjny postaci AR(p) zapisuje się jako: $X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \dots + a_p X_{t-p} + u_t$.

Wykres 1 Wykres korelacji cząstkowych (partial autocorrelation - pacf) dla zmiennych 2Y, 5Y, 3x6



Źródło: obliczenia własne.

mi, można zaproponować budowę modelu opisującego zależność dochodowości obligacji i zmian na rynku FRA jako modelu typu ADL(p,q) (*Autoregressive Distributed Lag*)³, który nosi nazwę modelu autoregresyjnego z rozłożonymi w czasie opóźnieniami (formuła (1)). Wartość (p) oraz (k) oznaczają liczbę opóźnień dla zmiennej objaśnianej, (q) i (m) odpowiadają zaś liczbie uwzględnianych opóźnień dla zmiennej egzogenicznej. Model taki w przypadku prowadzonego badania należałoby oszacować oddzielnie dla każdej z miar dochodowości obligacji, tj.: 2Y i 5Y, a także dla FRA. Można to zapisać w ogólnej postaci jako równanie (1a) lub (1b). Dalsze badania zależności między rynkiem obligacji i FRA będą bazowały na różnych przekształconych postaciach modelu (1).

$$Y_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_{1j} FRA_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (1a)$$

$$FRA_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} FRA_{t-i} + \sum_{j=0}^m \beta_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (1b)$$

gdzie:

Y – dochodowość wybranej obligacji (dwi- lub pięcioletniej),

FRA – kwotowanie FRA 3x6.

Jeżeli równania (1a) i (1b) potraktujemy łącznie jako układ (dla indeksu $j > 0$), to jest on postacią wyjściową do przeprowadzenia analizy przyczynowości zmiennych w sensie Grangera. Ma ona na celu rozpoznać występowanie pewnego procesu polegającego na

tym, że jakaś zmienna lub ich układ wpływają na zachowanie się modelu (również wielorównaniowego) z rozłożonym w czasie opóźnieniem (*distributed lags*). Problem występowania tzw. opóźnionej przyczynowości w procesach ekonomicznych obserwowano już w latach 50. (Wiener, 1956). Propozycja testowania tego zagadnienia pojawiła się jednak znacznie później (Granger, 1969; Sims, 1972).

Punktem wyjścia do weryfikacji przyczynowości w sensie Grangera⁴ w modelach makroekonomicznych jest konstrukcja modeli wielorównaniowych. Celem jest stworzenie struktury współzależności między zjawiskami pod względem kolejności ich występowania w czasie. Konstrukcja takich modeli umożliwi precyzyjniejsze prognozowanie bieżących zjawisk na podstawie zachowanie się innych zjawisk w przeszłości. W modelu dwurównaniowym z dwoma zmiennymi (Y oraz FRA) mogą wystąpić w zasadzie cztery możliwe rozwiązania. Tylko jedna ze zmiennych ma charakter przyczynowy względem drugiej (dwie możliwości); zarówno (Y) jak i (FRA) mogą być dla siebie powodem opóźnionej zmienności lub żadna ze zmiennych nie ma opóźnionego wpływu na drugą z nich.

Te opcje zjawiska przyczynowości są rozróżnione w następujący sposób (Gujarati; 1995):

a) jednokierunkowa przyczynowość (*unidirectional causality*); np. (FRA) jest przyczyną w zmianach (Y), gdy $\sum_j \beta_{1j} \neq 0$ oraz $\sum_j \beta_{2j} = 0$; analogicznie rozpoznawane jest występowanie przyczynowości we wpływie

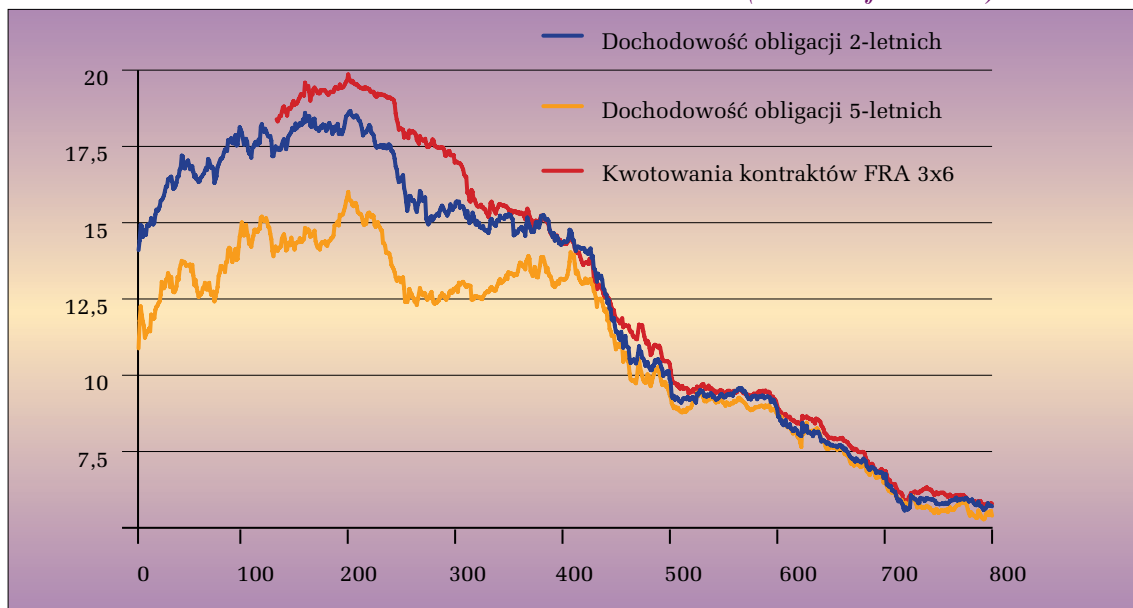
³ Model typu ADL(p, q) zapisuje się jako:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_p Y_{t-p} + b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + \dots + b_q X_{t-q} + u_t$$

⁴ W statystyce uznaje się, że przyczynowość w sensie Grangera nie występuje, gdy:

$$f(x_t/x_{t-1}, y_{t-1}) = f(x_t/x_{t-1}).$$

Wykres 2 Dochodowość obligacji 2- i 5-letnich w okresie od 3.01.2000 r. do 20.03.2003 r. oraz kontraktów FRA 3x6 w okresie od 10.07.2000 r. do 20.03.2003 r. (obserwacje dzienne)



Źródło: obliczenia własne.

zmienności (Y) na zmienną (FRA), wówczas $\sum_j \beta_{1j} = 0$ oraz $\sum_j \beta_{2j} \neq 0$.

b) wzajemna przyczynowość (*bilateral causality*): gdy odpowiednie współczynniki w obu równaniach (1a) i (1b) są statystycznie istotne;

c) brak przyczynowości, czyli tzw. niezależność (*independence*): gdy w obu równaniach odpowiednie parametry są statystycznie nieistotne.

Przeprowadzenie testów przyczynowości w sensie Grangera w różnych układach zmiennych wskazało na wpływ zmian dochodowości obligacji (Y) na rynek (FRA) oraz niezależność w kształtowaniu się poziomów dochodowości obligacji względem procesów występujących na rynku FRA. W ten sposób została wykazana egzogeniczność dochodowości obligacji względem FRA. Ostatecznie wpływ zmian dochodowości obligacji na kształtowanie się stóp na rynku FRA jest rozłożony w czasie.

Od IV kwartału 2001 r. możemy zauważyć zmniejszanie się *spreadu* między stopami dochodowości obligacji 2- i 5-letnich (na wykresie 2 widoczne to jest w okolicach 430-450 obserwacji). Analogiczne zjawisko dla FRA 3x6 i obligacji dwuletnich można zauważyć już w maju 2001 r. (okolicie 350 obserwacji na wykresie 2).

W pierwszej kolejności został zbudowany model w prosty sposób opisujący zachowanie się kwotowań na rynku FRA 3x6: jako funkcję dochodowości obligacji 5-letnich (typu jak w równaniu (1b))⁵. Oszacowania

dla najlepszego z tych modeli prezentowane są w tabeli 3. Wyliczone wartości statystyki t-Studenta potwierdzają wcześniej wymienioną bardzo silną autoregresyjność kwotowań FRA 3x6. Bardzo istotne okazują się również rentowności obligacji 5-letnich: bieżące oraz opóźnione o 1 dzień i 3 dni. Ich istotność w tak skonstruowanym „prostym” modelu jest jednak pozorna. Zwróćmy uwagę na współczynniki regresji przed rozłożonymi w czasie dochodowościami obligacji: +0,351; -0,275; -0,078. Po zsumowaniu niemal się znoszą (suma tych trzech współczynników wynosi -0,002).

Występowanie efektu kompensowania się parametrów strukturalnych modelu wskazuje, iż zmienna dochodowości obligacji powinna być włączana do modelu pod postacią zmian w dochodowościach obligacji. Najprostsze jest tu wyliczenie tzw. przyrostów bezwzględnych (2).

Na podstawie metody prezentowanej w formule (2) zostały wyznaczone dzienne zmiany w dochodowościach obligacji 2- i 5-letnich i zapisane jako zmienne: D2Y oraz D5Y.

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (2)$$

Oszacowania modelu dla FRA 3x6 oraz obligacji 5-letnich znajdują się w tabeli 4 oraz prezentowane są na wykresie 3.

Analogiczny model dla obligacji 2-letnich prezentowany jest w tabeli 5.

Najlepsze z oszacowanych modeli opisujących kształtowanie się terminowych stóp procentowych

⁵ Ponadto zostały zbudowane modele bazujące na różnego rodzaju średnich oraz dla zmiennych po wygładzeniu szeregów czasowych. Ich istotność i właściwości prognostyczne okazały się jednak nieco słabsze.

Tabela 3 Model stóp FRA 3x6 względem dochodowości obligacji 5-letnich (w okresie od 10.07.2000 r. do 20.03.2003 r. - obserwacje dzienne)

Modelowanie FRA 3x6 z wykorzystaniem metody najmniejszych kwadratów					
Próba obejmuje obserwacje od 133 do 811					
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t-Studenta	Prawdopodobieństwo dla statystyki t-Studenta	Cząstkowe R ²
3x6_1	1,0012	0,0019831	504,861	0,0000	0,9974
5Y	0,35111	0,024497	14,333	0,0000	0,2333
5Y_1	0,27536	0,030377	-9,065	0,0000	0,1085
5Y_3	-0,078284	0,016738	-4,677	0,0000	0,0314
R ² = 0,999969 \sigma = 0,0733702 DW = 1,95					
RSS = 3,633647239 dla 4 zmiennych i 679 obserwacji					
AR 1- 2 F(2,673) = 0,80554 [0,4473]					
ARCH 1 F(1,673) = 0,049297 [0,8244]					
Normality Chi ² (2) = 730,48 [0,0000] **					
Xi ² F(8,666) = 5,4323 [0,0000] **					
Xi*Xj F(14,660) = 7,6659 [0,0000] **					
RESET F(1,674) = 2,7377 [0,0985]					

Uwagi: 5Y_1 = 5Y_{t-1}, 5Y_3 = 5Y_{t-3}, 3x6_1 = FRA_{3x6,t-1}.

Źródło: obliczenia własne.

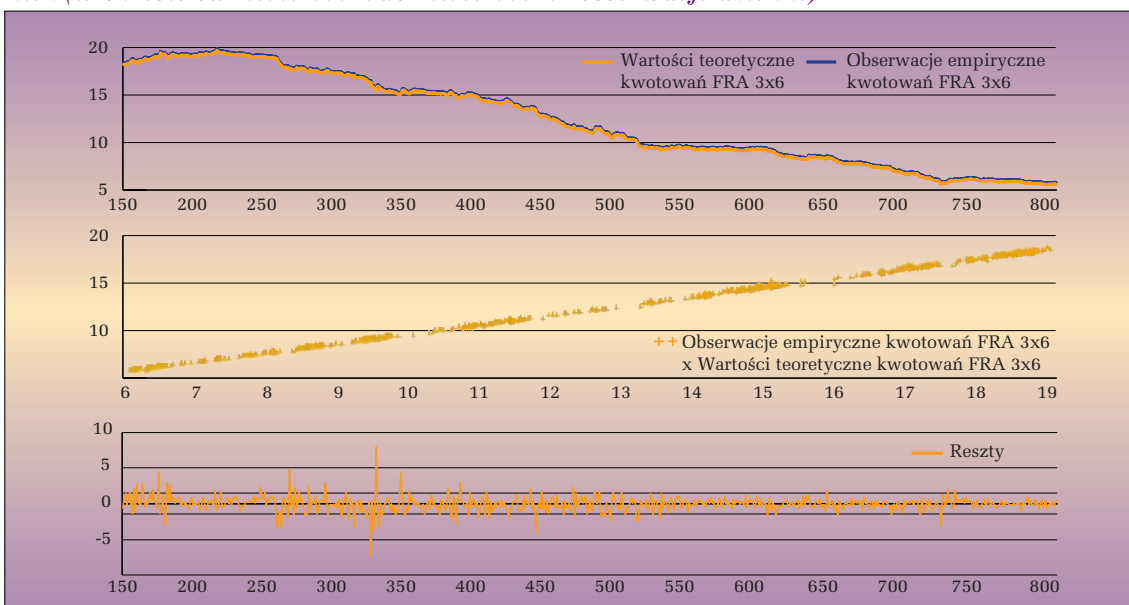
w powiązaniu z zachowaniem się rynku obligacji 2- i 5-letnich (wybrane na podstawie wyników prezentowanych w tabelach 4 i 5), są następujące:

$$FRA_t = 0,999 * FRA_{t-1} + 0,377 * \Delta 2Y_t + 0,115 * \Delta 2Y_{t-1} + 0,0435 * \Delta 2Y_{t-2} + e_t \quad (3)$$

$$FRA_t = 0,999 * FRA_{t-1} + 0,353 * \Delta 5Y_t + 0,083 * \Delta 5Y_{t-1} + 0,075 * \Delta 5Y_{t-2} + e_t \quad (4)$$

Oszacowania modeli z tabel 4 i 5 mają bardzo dobre właściwości statystyczne. Współczynniki determinacji liniowej osiągają wartości powyżej R² = 99,99%. Parametry strukturalne modeli są statystycznie istotne

Wykres 3 FRA 3x6 - model teoretyczny względem zmian w dochodowości obligacji 5-letnich (w okresie od 10.07.2000 r. do 20.03.2003 r. - obserwacje dzienne)



Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4 Model stóp FRA 3x6 względem zmian w dochodowości obligacji 5-letnich (w okresie od 10.07.2000 r. do 20.03.2003 r. - obserwacje dzienne)

Modelowanie FRA 3x6 z wykorzystaniem metody najmniejszych kwadratów					
Próba obejmuje obserwacje od 133 do 811					
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t-Studenta	Prawdopodobieństwo dla statystyki t-Studenta	Cząstkowe R ²
3x6_1	0,99911	0,00021536	5e+003	0,0000	1,0000
D5Y	0,35336	0,024422	14,469	0,0000	0,2367
D5Y_1	0,082948	0,024473	3,389	0,0007	0,0167
D5Y_2	0,074725	0,024417	3,060	0,0023	0,0137
R ² = 0,999969 \sigma = 0,0734284 DW = 1,94					
RSS = 3,639420387 dla 4 zmiennych i 679 obserwacji					
AR 1- 2 F(2,673)	=	0,8226 [0,4397]			
ARCH 1 F(1,673)	=	0,031527 [0,8591]			
Normality Chi ² (2)	=	726,56 [0,0000] **			
Xi ² F(8,666)	=	10,775 [0,0000] **			
Xi*Xj F(14,660)	=	6,2738 [0,0000] **			
RESET F(1,674)	=	3,127 [0,0775]			

Uwagi: D5Y_1 = $\Delta 5Y_{t-1}$, D5Y_2 = $\Delta 5Y_{t-2}$, 3x6_1 = FRA_3x6_{t-1}.

Źródło: obliczenia własne.

oraz nie występuje autokorelacja składnika resztowego. Pewną słabością jest jednak występowanie trudnej do usunięcia heteroskedastyczności oraz brak normalności rozkładu reszt. Dalsze badania nad rozkładem reszt wskazują na rozkłady stabilne składnika resztowego. Ponadto modele nie uzyskują dobrych oszacowań w analizie kointegracji oraz z wykorzystaniem modeli korekty błędem, co w analizowanym przypadku nie ma negatywnych konsekwencji.

Wyniki empiryczne udowadniają, że stopy FRA (choć są autoregresyjne) zależą ponadto od bieżących i rozłożonych w czasie zmian w dochodowości obligacji. Odwrotna zależność nie jest statystycznie istotna. Równania (3) i (4) mają bardzo wysoką wiarygodność statystyczną oraz dobre właściwości prognostyczne. Ponadto oszacowania dla parametrów przed zmiennymi ($\Delta 2Y$) i ($\Delta 5Y$) bieżącymi i opóźnionymi nie zmieniają znaków (wpływ jest zawsze ze znakiem „+”). Mnożnik sku-

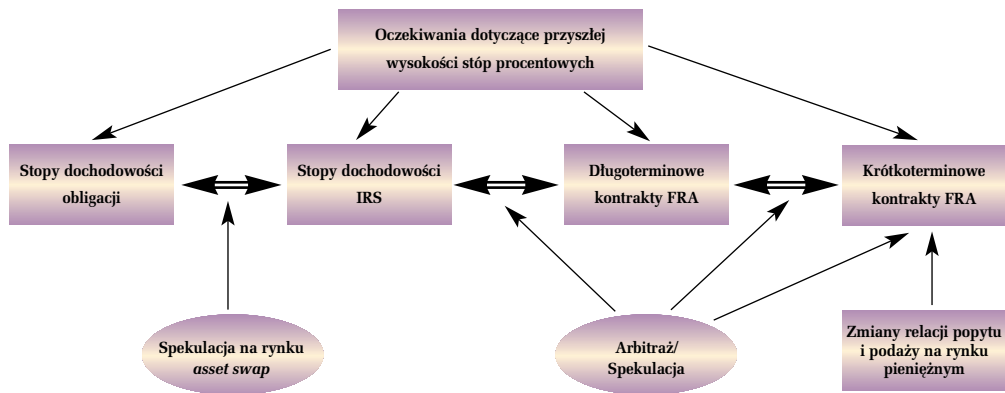
Tabela 5 Model stóp FRA 3x6 względem zmian w dochodowości obligacji 2-letnich (w okresie od 10.07.2000 r. do 20.03.2003 r. - obserwacje dzienne)

Modelowanie FRA 3x6 z wykorzystaniem metody najmniejszych kwadratów					
Próba obejmuje obserwacje od 133 do 811					
Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t-Studenta	Prawdopodobieństwo dla statystyki t-Studenta	Cząstkowe R ²
3x6_1	0,99934	0,00021347	5e+003	0,0000	1,0000
D2Y	0,37716	0,023458	16,078	0,0000	0,2769
D2Y_1	0,11476	0,023440	4,896	0,0000	0,0343
D2Y_2	0,043535	0,023410	1,860	0,0634	0,0051
R ² = 0,999971 \sigma = 0,0717095 DW = 2,13					
RSS = 3,47101713 dla 4 zmiennych i 679 obserwacji					
AR 1- 2 F(2;673)	=	3,2094 [0,0410] *			
ARCH 1 F(1;673)	=	1,3965 [0,2377]			
Normality Chi ² (2)	=	487,25 [0,0000] **			
Xi ² F(8;666)	=	6,5022 [0,0000] **			
Xi*Xj F(14;660)	=	4,167 [0,000] **			
RESET F(1;674)	=	2,8753 [0,0904]			

Uwagi: D2Y_1 = $\Delta 2Y_{t-1}$, D2Y_2 = $\Delta 2Y_{t-2}$, 3x6_1 = FRA_3x6_{t-1}.

Źródło: obliczenia własne.

Schemat 1 Wpływ oczekiwań na wysokość stóp procentowych



Źródło: opracowanie własne.

mulowany⁶ wpływu zmiennej ($\Delta 2Y$) wynosi zatem 0,535, a w przypadku zmiennej ($\Delta 5Y$) jest równy 0,511. Takie wyniki uzyskane w modelach (3) i (4) mówią, że dopasowanie się stóp na rynku FRA do zmian na rynku obligacji jest rozłożone w okresie do 4 dni: od $t = 0$ (dziś) do $t = -3$ (trzy dni wcześniej). Oczywiście wpływ zmian bieżących (mnożnik bezpośredni lub tzw. reakcja natychmiastowa) jest najważniejszy i stanowi przeszło 70% łącznego wpływu. Dopasowanie ma charakter wygasający, czyli wpływ obserwacji bardziej odległych jest coraz mniejszy.

Choć wyniki oszacowań są bardzo dobre i porównywalne dla obu modeli (3) i (4), to dodatkowo okazuje się, że model dla obligacji 2-letnich jest nieco istotniejszy oraz w jego przypadku dopasowanie zachodzi szybciej. Zachowanie się obligacji 2-letnich jest lepiej i szybciej dyskontowane przez rynek FRA.

Interpretacja wyników

Uzyskane wyniki są istotne statystycznie i wymagają podjęcia próby ich interpretacji. Zaczniemy od przedstawienia wpływu oczekiwań dotyczących przyszłego kształtowania się stóp procentowych na różne segmenty rynku instrumentów procentowych. Wyjaśnienie wpływu stóp dochodowości obligacji na oprocentowanie kontraktów FRA leży na rynku *asset swap*, na którym spekulacja dostosowuje do siebie stopy dochodowości obligacji i kontraktów IRS. Jednocześnie arbitraż dostosowuje stopy oprocentowania kontraktów FRA o długich terminach zapadalności do stóp dochodowości kontraktów IRS o relatywnie krótkich terminach zapadalności (od 1 roku do 2 lat).

Na schemacie 1 wyraźnie widać, że oprocentowanie kontraktów FRA o relatywnie krótkich terminach zapadalności zależy nie tylko od oczekiwań dotyczących przyszłej wysokości stóp procentowych, ale także od zmian wysokości stóp procentowych na rynku pieniężnym, jakie zachodzą pod wpływem zmian relacji między popytem a podażą na międzybankowym rynku pieniężnym, którego częścią jest rynek *fx swap*. Jak przypomnieliśmy wcześniej, zależność oprocentowania FRA od oprocentowania transakcji *fx swap* wynika stąd, że syntetyczne depozyty międzybankowe rynku *fx swap* są wykorzystywane do zabezpieczenia się przed ryzykiem związanym z wystawianiem kontraktów FRA.

Schemat mówi jednak tylko o tym, dlaczego rynek obligacji i rynek FRA mogą niejednocześnie reagować na zmiany oczekiwań dotyczących przyszłej wysokości stóp procentowych. Nie wyjaśnia natomiast, dlaczego rynek obligacji reaguje na nie zazwyczaj szybciej. Nasuwają się w tym względzie trzy możliwe wyjaśnienia.

Pierwsze związane jest z dłuższym horyzontem inwestycyjnym dealera operującego na rynku obligacji. Stara się on odgadnąć nie tylko, jaka będzie wysokość krótkoterminowych stóp procentowych w najbliższej przyszłości, co wystarcza dealerowi na rynku FRA, lecz także w okresach bardziej odległych.

Drugie możliwe wyjaśnienie leży w tym, że rynek obligacji jest bardziej płynny niż rynek FRA, w związku z czym jest w stanie szybciej reagować na zmieniające się oczekiwania inwestorów.

Trzecie wyjaśnienie wiąże się z tym, że ceny obligacji reagują nie tylko na oczekiwania dotyczące przyszłej wysokości stóp procentowych, ale także na zmiany ocen dotyczących wysokości premii za ryzyko, co wpływa na stopy dochodowości obligacji i przenosi się

⁶ Liczony jako suma współczynników regresji.

– poprzez mechanizm zilustrowany schematem – na kwotowania kontraktów FRA.

Niezależnie od tego, na ile trafne są nasze hipotezy dotyczące przyczyn wyprzedzania zmian stóp FRA przez zmiany stóp dochodowości obligacji, jest pewne, że w badanym przez nas okresie występowały warunki do arbitrażu między rynkiem obligacji a rynkiem FRA, świadczące o niepełnej efektywności krajowego rynku finansowego. Zbudowany przez nas model mógł być skutecznym narzędziem arbitrażu między oboma rynkami, biorąc pod uwagę jego bardzo wysokie dopasowanie oraz bardzo dobre właściwości prognostyczne – w tym niskie wychylenia składnika resztowego.

Wszystko jednak wskazuje na to, że nasze opracowanie będzie miało znaczenie raczej jako „historyczna fotografia” jednego z symptomów niepełnej efektywności krajowego rynku finansowego. Analiza danych za ostatnie pół roku świadczy, że dopasowanie stóp FRA do stóp dochodowości obligacji zaczęło następować szybciej (w czasie o połowę krótszym) oraz stało się nieco słabsze (o jakieś 20%), co oznacza, że krajowy rynek finansowy staje się coraz bardziej efektywny. Jedną z przyczyn zwiększenia się efektywności rynku było włączenie się w 2002 r. do obrotu na rynku FRA dużych banków, takich jak PKO BP SA, BPH-PBK i Bank Pekao SA (Łukasik, 2003).

Bibliografia

1. K. Dąbrowiecki: *Przyczyny rozwoju rynku FRA*. W: *Rynek pieniężny w Polsce. Stan i perspektywy*. Praca pod red. A. Sławińskiego. Gdańsk 2000 IBnGR, s. 36-44.
2. C.W.J. Granger: *Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*. "Econometrica" 37, July 1969, s. 424-438.
3. W.H. Greene: *Econometric Analysis*. 1997, Saddle River, NJ: Prentice Hall.
4. D.N. Gujarati: *Basic Econometrics*. 1995, McGraw-Hill Inc.
5. S. Kluza, A. Sławiński: *Czynniki wpływające na ceny obligacji*. „Bank i Kredyt” nr 11-12/2002, s. 245-260.
6. K. Łukasik: *Rynek bonów skarbowych w roku 2000 w aspekcie zarządzania płynnością*. W: *Rynek pieniężny w Polsce: stan i perspektywy*. Gdańsk 2001 IBnGR.
7. K. Łukasik: *Postępująca integracja krótkoterminowych segmentów rynku międzybankowego*. IBnGR, maszynopis powielony, luty 2003 r.
8. Sims, Christopher A.: *Money, Income, and Causality*. American Economic Review, Vol. 62, 1972; pp. 540-552.
9. A. Sławiński: *Zastosowania transakcji fx swap na polskim rynku finansowym*. „Rynek Terminowy” nr 2/2002, s. 50-53.
10. A. Trzecińska, J. Osiński, A. Sławiński (red.): *Rynek finansowy w Polsce 1998-2001*. Warszawa 2002 NBP, s. 68-69.
11. N. Wiener: *The Theory of Prediction*. W: E.F. Beckenback: *Modern Mathematics for Engineers*. New York 1956 McGraw-Hill, s. 165-190.