

Stanisław Kluza , Andrzej Sławiński***

ARBITRAŻ NA RYNKU INSTRUMENTÓW PROCENTOWYCH (NA PRZYKŁADZIE RYNKU FRA I OBLIGACJI)

Streszczenie. Artykuł prezentuje wyniki badań dotyczących zależności pomiędzy stopami dochodowości obligacji i kwotowaniami kontraktów terminowych na rynku FRA. Zbudowany model mierzy nie tylko siłę tych powiązań, ale także ukazuje sekwencję zmian stóp procentowych na obu rynkach. Choć intuicja wskazywałaby, że długoterminowe stopy procentowe na rynku obligacji powinny dostosowywać się do stóp terminowych na rynku FRA – skoro te ostatnie odzwierciedlają oczekiwaną wysokość krótkoterminowych stóp procentowych – to jednak badania empiryczne wskazywały na występowanie na polskim rynku finansowym zależności odwrotnej. Przyczyny tego zjawiska są najprawdopodobniej związane z dłuższym horyzontem inwestycyjnym dealerów na rynku obligacji i większą płynnością tego rynku. Opóźnienie, z jakim stopy procentowe na rynku FRA dostosowują się do zmian stóp procentowych na rynku obligacji, stwarza możliwości dla zyskowego arbitrażu. Wyniki badań empirycznych świadczą, że w ostatnim czasie możliwości stosowania takiego arbitrażu wyraźnie maleją. Świadczy to o rosnącej efektywności rynku instrumentów procentowych w Polsce.

Słowa kluczowe: obligacje, FRA, IRS, stopa procentowa, arbitraż, rynek pieniężny, *asset swap*.

1. WPROWADZENIE

Teoria efektywności rynku zakłada, że ceny instrumentów finansowych reagują natychmiast na zmiany oczekiwań dotyczących czynników, które wpływają na ich wysokość. Gdyby hipoteza efektywności rynku w pełni odzwierciedlała rzeczywistość, ceny instrumentów finansowych wrażliwych na te same czynniki powinny zmieniać się jednocześnie. Powinno tak być np. 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.

* Dr, adiunkt, Instytut Statystyki i Demografii, Szkoła Główna Handlowa; główny ekonomista, Bank Gospodarki Żywnościowej SA.

** Prof. dr hab., Katedra Skarbowości, Szkoła Główna Handlowa; doradca prezesa, Narodowy Bank Polski.

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? Artykuł podejmuje próbę odpowiedzi na to pytanie. W paragrafie 2 przedstawiono sekwencję powstawania i rozwoju krajowego rynku instrumentów procentowych. W paragrafie 3 zaprezentowano wyniki przeprowadzonych badań empirycznych. W paragrafie 4 zaproponowano interpretację uzyskanych wyników.

2. SEKWENCJA ROZWOJU RYNKU INSTRUMENTÓW PROCENTOWYCH W POLSCE

Na początku lat dziewięćdziesiątych 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 roku 1993, 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 roku 1996, 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 roku 1998, 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 bardziej bezpieczny. Coraz mniej musieli obawiać

się dużych spadków cen polskich obligacji; takich, jakie miały miejsce w roku 1998, 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 (*forward rate agreement*), które umożliwiają zabezpieczanie się przed ryzykiem niekorzystnych zmian krótkoterminowych stóp procentowych (Trzecińska, Osinski i Sławiński, 2002). Taka sekwencja powstawania i rozwoju obu rynków brała się stąd, że banki wykorzystują kontrakty *fx swap* do zabezpieczania 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 rodzaju jest rynek swapów procentowych (kontraktów IRS – *interest rate swap*).

Kontrakt IRS jest zawieraną na okresy wieloletnie umową o rozliczanie różnic pomiędzy przyszłą wysokością krótkoterminowych stóp procentowych i wysokością długoterminowej stopy procentowej w momencie zawierania transakcji. Rynkowa wartość kontraktu IRS zależy od zmieniającej się relacji pomiędzy 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 w tendencji równoległe. Obie podążają za zmieniającą się średnią oczekiwaną wysokości krótkoterminowych stóp procentowych. Równoległość zmian stóp dochodowości obu instrumentów sprawia, że kontrakty IRS doskonale nadają się do zabezpieczania przed ryzykiem cenowym na rynku obligacji. Wystarczy bowiem zawrzeć w tym celu przeciwstawną transakcję na rynku IRS.

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 dzięki temu podjąć ryzyko kredytowe, jakie jest konsekwencją wieloletniego charakteru kontraktów IRS. Na rynku IRS mogą operować tylko banki, co do których nie ma wątpliwości, że przez szereg lat będą wywiązywać się z zobowiązań powstałych w następstwie zawartych kontraktów IRS. Dostatecznie duża liczba takich banków operuje na londyńskim rynku międzybankowym. 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 do przeprowadzania krótkoterminowych transakcji spekulacyjnych na rynku *asset swap*.

Pierwsze z wymienionych zastosowań kontraktów IRS bierze się stąd, że wiele z londyńskich banków pełni rolę 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 rolę, 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* pomiędzy 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 pomiędzy wynikami finansowymi osiąganymi na rynku *asset swap* i rynku obligacji, co pozwala lepiej zdywersyfikować portfel obligacji. Spekulacja na rynku *asset swap* ma korzystny wpływ na płynność rynku obligacji, ponieważ przyczynia się do zwiększania skali dokonywanych na nim obrotów.

Analogiczne korzyści, jakie przyniosło rynkowi obligacji powstanie rynku IRS, przyniosło także rynkowi bonów skarbowych powstanie i rozwój rynku kontraktów FRA. Łatwość zabezpieczania się przed ryzykiem zmian krótkoterminowej stopy procentowej zwiększyła skalę, w jakiej przedsiębiorstwa wykorzystują bony skarbowe do zarządzania płynnością (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 płynne segmenty tego rynku stanowią: rynek depozytów międzybankowych, rynek bonów skarbowych, rynek swapów walutowych i rynek kontraktów terminowych FRA. 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.

3. WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH – FRA A RYNEK OBLIGACJI

Badania zależności między stopami FRA i stopami dochodowości 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 1×2 , co wynika stąd, że do końca 2002 r. NBP stabilizował 1-miesięczne stopy procentowe, w związku z czym ich zmienność była mniejsza od pozostałych krótkoterminowych stóp procentowych. Do kontraktów o najsilniejszych korelacjach z pozostałymi można zaliczyć m. in. 2×5 oraz 3×6 . Jednocześnie kontrakty na 3-miesięczne stopy procentowe za trzy miesiące (3×6) należą do jednych z najbardziej popularnych kontraktów FRA, a także mogą być uznawane za swego rodzaju kontrakty wzorcowe dla innych segmentów rynku pieniężnego.

W toku dalszej analizy podjęliśmy próbę znalezienia zależności występujących między rynkiem FRA a rynkiem obligacji. Rynek obligacji w badaniu reprezentowany jest przez dwie 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 i Sławiński, 2002).

Wstępna analiza statystyczna (tabela 2) 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.

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

Tabela 1. Macierz korelacji między różnymi typami kontraktów FRA

	1 × 2	2 × 3	1 × 4	2 × 5	3 × 6	6 × 9	9 × 12	1 × 7	3 × 9	6 × 12
1 × 2	1									
2 × 3	0,998129	1								
1 × 4	0,998718	0,998906	1							
2 × 5	0,998326	0,998966	0,999503	1						
3 × 6	0,993878	0,997653	0,997505	0,998857	1					
6 × 9	0,987684	0,995223	0,993334	0,996694	0,998196	1				
9 × 12	0,987979	0,992379	0,991294	0,993823	0,995477	0,998922	1			
1 × 7	0,995569	0,998671	0,998743	0,999730	0,999496	0,997348	0,994911	1		
3 × 9	0,990126	0,996968	0,995126	0,998316	0,999110	0,999637	0,997719	0,998583	1	
6 × 12	0,986182	0,993951	0,992178	0,995432	0,9975347	0,999794	0,999699	0,996588	0,999252	1

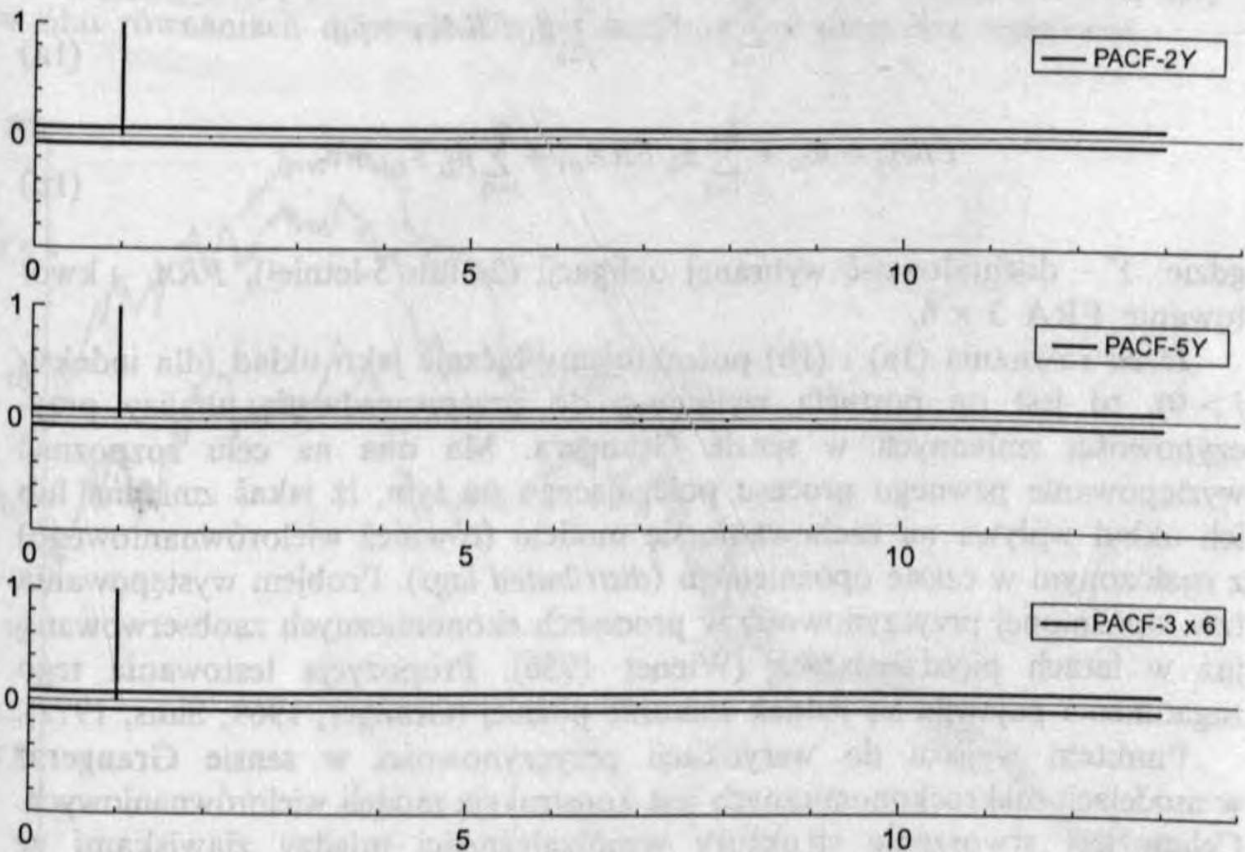
Uwaga: macierz korelacji jest sporządzona dla „maksymalnie długich szeregów”. W przypadku FRA 1 × 2, 1 × 4, 1 × 7, 6 × 12 są współczynniki korelacji są liczone dla 811 obserwacji. Dla FRA 3 × 6, 3 × 9 liczba obserwacji spada do 680, w przypadku zaś FRA 2 × 3, 2 × 5, 3 × 12 mamy po 558 obserwacji. FRA 6 × 9 są liczone dla skróconych szeregów ze względu na niekompletność danych. Kontrakty FRA 1 × 2, 1 × 4, 1 × 7, 6 × 12 są kwotowane są od 03.01.2000 r. Kontrakty FRA 3 × 6, 3 × 9, są kwotowane od 10.07.2000 r. Kontrakty FRA 2 × 3, 2 × 5, 3 × 12 są kwotowane od 03.01.2001.

Tabela 2. Macierz korelacji dla dochodowości obligacji 2- i 5-letnich oraz FRA 3 × 6

	2Y	5Y	3 × 6
2Y	1		
5Y	0,982273	1	
3 × 6	0,994087	0,968122	1

Źródło: obliczenia własne.

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 rysunek 1). Sugeruje to silną autoregresyjność pierwszego rzędu AR(1) dla każdego z trzech powyżej wskazanych procesów².

Rys. 1. Wykres korelacji cząstkowych (*partial autocorrelation* – PACF) dla zmiennych 2Y, 5Y, 3 × 6. Źródło: opracowanie własne

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

Analiza graficzna (rysunek 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 (3 × 6) są procesami autoregresyjnymi, można zaproponować budowę modelu opisującego zależność dochodowości obligacji i zmian na rynku FRA jako model typu ADL(p, q) (Autoregressive Distributed Lag)³, który nosi nazwę modelu autoregresyjnego z rozłożonymi w czasie opóźnieniami – formuła (1). Wartość (p) oraz (k) oznacza liczbę opóźnień dla zmiennej objaśnianej, natomiast (q) i (m) odpowiada 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 pomiędzy rynkiem obligacji i FRA będą bazowały na różnych przekształconych postaciach modelu (1).

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

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

gdzie: Y – dochodowość wybranej obligacji (2- lub 5-letniej), FRA – kwotowanie FRA 3 × 6.

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, iż jakaś zmienna lub ich układ wpływa na zachowanie się modelu (również wielorównaniowego) z rozłożonym w czasie opóźnieniem (*distributed lags*). Problem występowania tzw. opóźnionej przyczynowości w procesach ekonomicznych zaobserwowano już w latach pięćdziesiątych (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 ze względu na kolejność ich występowania w czasie. Konstrukcja takich modeli

³ Model typu ADL(p, q) zapisuje się jako: $Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_p Y_{t-p} + b_0 X_t = a_0 + a_1 b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + \dots + b_q X_{t-q} + u_t$.

⁴ W statystyce uznaje się, że przyczynowość w sensie Grangera nie występuje, gdy: $f(x_t/x_{t-1}, y_{t-1}) = f(x_t/x_{t-1})$.

umożliwia precyzyjniejsze prognozowanie bieżących zjawisk w oparciu o 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 na drugą (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 rozpoznawany jest przypadek występowania przyczynowości w zmianach (Y) na zmienność (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.



Rys. 2. Dochodowość obligacji 2- i 5-letnich w okresie od 03.01.2000 r. do 20.03.2003 r. oraz kontraktów FRA 3 × 6 w okresie od 10.07.2000 r. do 20.03.2003 r. (obserwacje dzienne).
Źródło: obliczenia własne

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 mających miejsce na rynku FRA . W ten sposób została wskazana egzogeniczność dochodowości obligacji względem FRA . Ostatecznie wpływ zmian w dochodowości obligacji ma rozłożony w czasie wpływ na kształtowanie się stóp na rynku FRA .

Od czwartego kwartału 2001 r. możemy zauważyć zmniejszanie się spreadu pomiędzy stopami dochodowości obligacji 2- i 5-letnich (na rysunku 2 widoczne to jest w okolicach 430–450 obserwacji). Analogiczne zjawisko dla FRA 3×6 i obligacji dwuletnich można zauważyć już w maju 2001 r. (okolice 350 obserwacji na rysunku 2).

W pierwszej kolejności został zbudowany model w prosty sposób opisujący zachowanie się kwotowań na rynku FRA 3×6 jako funkcję dochodowości obligacji 5-letnich (typu jak w równaniu (1b)⁵). Oszacowania dla najlepszego z tych modeli są prezentowane w tabeli 3. Wyliczone wartości statystyki t -Studenta potwierdzają wcześniej wymienioną bardzo silną autoregresyjność

Tabela 3. Model stóp FRA 3×6 względem dochodowości obligacji 5-letnich (w okresie od 10.07.2000 r. do 20.03.2003 r. – obserwacje dzienne)

Modelling FRA 3×6 by OLS					
The present sample is: 133 to 811					
Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
$3 \times 6_1$	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 for 4 variables and 679 observations					
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]	

Uwaga: $5Y_1 = 5Y_{t-1}$, $5Y_3 = 5Y_{t-3}$, $3 \times 6_1 = FRA_3 \times 6_{t-1}$.

Źródło: obliczenia własne.

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

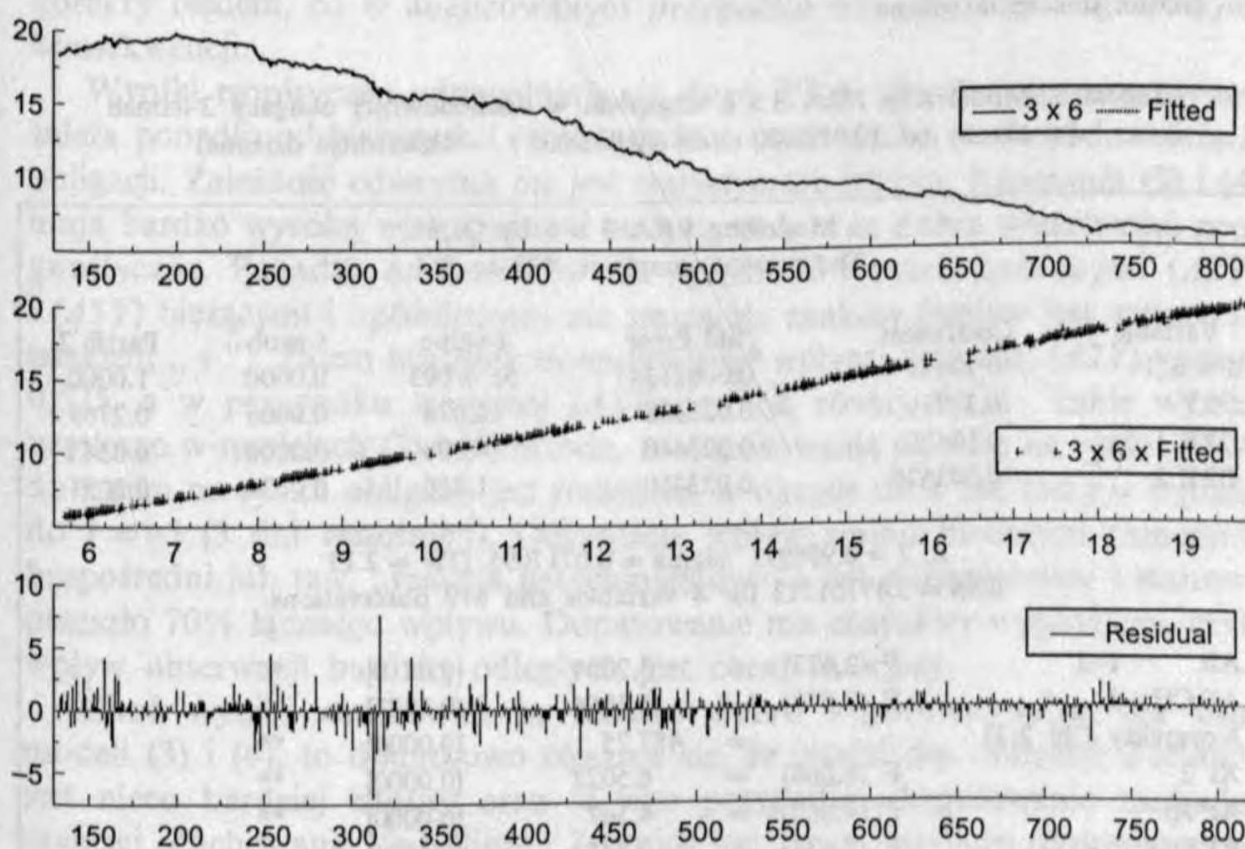
kwotowań FRA 3×6 . Niemniej bardzo istotne okazują się również rentowności obligacji 5-letnich: bieżące oraz opóźnione o 1 i 3 dni. Ich istotność w tak skonstruowanym „prostym” modelu jest jednak pozorna. Zwróćmy uwagę na współczynniki regresji przed rozłożonymi w czasie dochodowościami obligacji: $+0,351$; $-0,275$; $-0,078$. 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). Opierając się na metodzie prezentowanej w formule (2), wyznaczono dzienne zmiany w dochodowościach obligacji 2- i 5-letnich i zapisano jako zmienne: $D2Y$ oraz $D5Y$.

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

Oszacowania modelu dla FRA 3×6 oraz obligacji 5-letnich znajdują się w tabeli 4 oraz są prezentowane na rysunku 3.

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



Rys. 3. FRA 3×6 – model teoretyczny względem zmian w dochodowościach 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 3 × 6 względem w dochodowości obligacji 5-letnich
(w okresie od 10.07.2000 r. do 20.03.2003 r. – obserwacje dzienne)

Modelling FRA 3 × 6 by OLS					
The present sample is: 133 to 811					
Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
3 × 6 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 for 4 variables and 679 observations					
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]	

Uwaga: $D5Y_1 = \Delta 5Y_{t-1}$, $D5Y_2 = \Delta 5Y_{t-2}$, $3 \times 6_1 = FRA_3 \times 6_{t-1}$.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Model stóp FRA 3 × 6 względem w dochodowości obligacji 2-letnich
(w okresie od 10.07.2000 r. do 20.03.2003 r. – obserwacje dzienne)

Modelling FRA 3 × 6 by OLS					
The present sample is: 133 to 811					
Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
3 × 6 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 for 4 variables and 679 observations					
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	[0.0000]	**
RESET	F (1,674)	=	2.8753	[0.0904]	

Uwaga: $D2Y_1 = \Delta 2Y_{t-1}$, $D2Y_2 = \Delta 2Y_{t-2}$, $3 \times 6_1 = FRA_3 \times 6_{t-1}$.

Źródło: obliczenia własne.

Najlepsze z oszacowanych modeli opisujących kształtowanie się terminowych stóp procentowych w powiązaniu z zachowaniem się rynku obligacji 2- i 5-letnich (spisane na podstawie wyników prezentowanych w tabelach 4 i 5):

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

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

Oszacowania modeli z tabel 4 i 5 mają bardzo dobre właściwości statystyczne. Współczynniki determinacji liniowej osiągają wartości powyżej $R^2 = 99,99\%$. Parametry strukturalne modeli są statystycznie istotne 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 implikuje negatywnych konsekwencji.

Wyniki empiryczne udowadniają, iż stopy FRA (choć są autoregresyjne) zależą ponadto od bieżących i rozłożonych w czasie zmian w dochodowości obligacji. Zależność odwrotna 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 „+”). Zatem mnożnik skumulowany⁶ wpływu zmiennej ($\Delta 2Y$) wynosi 0,535, a w przypadku zmiennej ($\Delta 5Y$) jest on 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 $t = -3$ [3 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 bardziej istotny oraz w jego przypadku dopasowanie zachodzi szybciej. Zachowanie się obligacji 2-letnich jest lepiej i szybciej dyskutowane przez rynek FRA.

⁶ Liczony jako suma współczynników regresji.

4. INTERPRETACJA WYNIKÓW

Uzyskane wyniki są istotne statystycznie i dlatego 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).



Rys. 4. Wpływ oczekiwań na wysokość stóp procentowych. Źródło: model autorski

Na rysunku 4 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 popytu i podaży 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.

Na rysunku 4 pokazaliśmy jedynie, dlaczego rynek obligacji i rynek FRA mogą reagować niejednocześnie na zmiany zachodzące w oczekiwaniach dotyczących przyszłej wysokości stóp procentowych. Nie wyjaśniliśmy

natomiast, dlaczego rynek obligacji reaguje na nie zazwyczaj szybciej. Nasuwają się w tym względzie trzy możliwe wyjaśnienia.

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

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

Trzecie wyjaśnienie jest związane 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 poprzez mechanizm zilustrowany rysunkiem 4 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 występowały w badanym przez nas okresie warunki do arbitrażu pomiędzy rynkiem obligacji i rynkiem FRA, świadczące o niepełnej efektywności krajowego rynku finansowego. Zbudowany przez nas model mógł potencjalnie być skutecznym narzędziem arbitrażu pomiędzy 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 nasz artykuł będzie miał znaczenie tylko 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 o połowę krótszym czasie) oraz stało się ono o ok. 20% słabsze niż w okresach poprzednich. Oznacza to, że krajowy rynek finansowy staje się coraz bardziej efektywny. Jedną z przyczyn tego było zapewne włączenie się w roku 2002 do obrotu na rynku FRA dużych banków, takich jak PKO BP, BPH-PBK i Pekao SA (Łukasik, 2003).

LITERATURA

- Dąbrowiecki K. (2000), *Przyczyny rozwoju rynku FRA*, [w:] Sławiński A. (red.), *Rynek pieniężny w Polsce: stan i perspektywy*, IBnGR, Gdańsk.
- Granger C.W.J. (1969), *Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*, „Econometrica”, 37.
- Greene William H. (1997), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Saddle River, NJ.

- Gujarati Damodar N. (1995), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, New York.
- Kluza S., Sławiński A. (2002), *Czynniki wpływające na ceny obligacji*, *Bank i Kredyt*, 11–12.
- Lukasik K. (2001), *Rynek bonów skarbowych w roku 2000 w aspekcie zarządzania płynnością*, [w:] Sławiński A. (red.), *Rynek pieniężny w Polsce: stan i perspektywy*, IBnGR, Gdańsk.
- Lukasik K. (2003), *Postępująca integracja krótkoterminowych segmentów rynku międzybankowego*, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkowa, maszynopis powielony.
- Sims Christopher A. (1972), *Money, Income, and Causality*, „*American Economic Review*”, 62.
- Sławiński A. (2002), *Zastosowania transakcji fx swap na polskim rynku finansowym*, *Rynek Terminowy*, 2.
- Trzecińska A., Osiński J., Sławiński A. (red.), (2000), *Rynek finansowy w Polsce 1998–2001*, NBP, Warszawa.
- Wiener N. (1956), *The Theory of Prediction*, [w:] Beckenback E.F., *Modern Mathematics for Engineers*, McGraw-Hill, New York.

Stanisław Kluza, Andrzej Sławiński

THE ARBITRAGE AT THE INTEREST RATE MARKET (THE EXAMPLE OF THE FRA AND THE BOND MARKETS)

Summary

The article discusses the relationship between the changes in bond yields and FRA rates. The established models check the strength and the causality of changes at both markets. The intuition suggests that long-term interest rates at the bond market should adjust to changes in FRA rates, which represent expected short-term interest rates. However, the empirical results presented in the paper show the opposite direction. There are several possible explanations of this phenomenon. One of them is the greater liquidity of the bond market, which reacts quicker to changing expectations on the future level of short-term interest rates. The other explanation is that the changes of yields in the bond market, which reflect changes in the risk premium, are transmitted to the FRA market through the arbitrage between different segments of the fixed income market. The lag between changes in the long-term interest rates and short-term forward interest rates enables arbitrage between the bond and the FRA markets. However, recently the arbitrage spread has gradually narrowed and the time to perform the arbitrage has shortened. The change reflects the increasing efficiency of the fixed income market in Poland.