

CZYNNIKI WPLYWAJĄCE NA CENY OBLIGACJI: Z PERSPEKTYWY INWESTORÓW

Stanisław Kluza¹, Andrzej Sławiński²

streszczenie

W opracowaniu przedstawione są motywy przyciągające inwestorów zagranicznych na krajowy rynek papierów skarbowych, a także zaprezentowane wyniki badań empirycznych, które pokazują wpływ różnych czynników na ceny obligacji. Wyniki przeprowadzonych badań potwierdzają znaczenie, jakie na kształtowanie się cen obligacji wywierają m.in. oczekiwania dotyczące przyszłej wysokości krótkoterminowych stóp procentowych oraz zmiany w wielkości deficytu budżetowego. Wprowadzenie do badań zmiennej odzwierciedlającej optymizm inwestorów pozwoliło wykazać, że na ceny obligacji wpływają także wahania kursu walutowego i fluktuacje *nastroju* rynku. Uzyskane wyniki wskazują na przydatność wyestymowanych modeli w analizach kształtowania się długoterminowych stóp procentowych. Są atrakcyjnym narzędziem dla inwestorów na rynku finansowym, a także na potrzeby analiz wykonywanych przez bank centralny i władze fiskalne.

¹ skluza@sgh.waw.pl

² Andrzej.Slawinski@nbp.x400.net.pl

1. Wprowadzenie

Głównym czynnikiem przyciągającym inwestorów na rynki obligacji w krajach wschodzących są relatywnie wysokie stopy zwrotu w połączeniu z relatywnie niskim skorelowaniem zmian cen obligacji na tych rynkach w stosunku do zmian cen obligacji na rynkach krajów rozwiniętych. Oba czynniki sprzyjały poprawie współczynnika Sharpa inwestorów³. W przypadku Polski występowały dwa dodatkowe czynniki przyciągające inwestorów. Czynnikiem tymi była możliwość uczestnictwa w *grze w konwergencję* oraz relatywnie duża płynność polskiego rynku obligacji.

W literaturze można znaleźć wyniki badań dotyczących wyceny ryzyka inwestowania na rynkach obligacji w krajach wschodzących. Dym (1997) wyodrębnił trzy kategorie ryzyka, które należy uwzględnić przy wycenie obligacji: ryzyko płynności rynku, ryzyko niewypłacalności emitenta oraz ryzyko związane z ogólną sytuacją w gospodarce danego kraju. Wymienione czynniki wyjaśniają wielkość *spreadu* pomiędzy stopami dochodowości obligacji w określonym kraju i stopą dochodowości amerykańskich obligacji skarbowych. Również Cantor i Parker (1995) badali wpływ czynników makroekonomicznych na wielkość *spreadów* na rynkach obligacji. Ich badania uwzględniały takie czynniki jak PKB, inflacja, wielkość deficytu budżetowego, zadłużenie zagraniczne, bilans bieżący i *rating* danego kraju. Eichengreen i Mody (2000) wykazali, że może być więcej czynników wpływających na wielkość *spreadów*, zwłaszcza w przypadku emisji obligacji na rynku pierwotnym. Podobnie jak inni autorzy biorą pod uwagę czynniki fundamentalne. Tym niemniej uwzględniają także wpływ stanu koniunktury i podaży kredytu na wielkość *spreadów*. Analizują także jak zmienia się skłonność do emisji obligacji w różnych krajach. Badania te wykazały, że wzrost stóp dochodowości obligacji na rynku amerykańskim wpływa na zmniejszenie się wielkości nowych emisji w części krajów wschodzących, co powoduje zwięźnienie się *spreadów*. Zależność tę Eichengreen i Mody określają jako *efekt popytowy*, występujący głównie na rynkach Azji Południowo-Wschodniej. Odwrotną zależność nazwali *efektem podażowym*, który jest

³ *Quantitative Management of Bond Portfolios*, Lehman Brothers, Fixed Income Research, May 2000, p. 13

charakterystyczny dla rynków obligacji w Ameryce Łacińskiej i Europie Wschodniej, gdzie nowe emisje wywołują tendencję do rozszerzenia się *spreadów*. Efekt ten występuje częściej w krajach, w których napływ kapitału portfelowego na rynek obligacji jest jednym ze źródeł finansowania deficytu bilansu bieżącego (Lipschitz, Lane, Mourmouras, 2002).

Badania powyższe skupiały uwagę na kształtowaniu się *spreadów* pomiędzy stopami dochodowości obligacji w różnych krajach i stopami dochodowości obligacji amerykańskich. Celem badań przedstawionych w niniejszym referacie było zidentyfikowanie zależności, które są specyficzne dla rynku polskiego. Bierzemy oczywiście pod uwagę, że polski rynek obligacji stał się integralną częścią międzynarodowego rynku obligacji. Tym niemniej, każdy rynek charakteryzują także jego specyficzne właściwości. Chcąc je zidentyfikować, zbadaliśmy jak ceny obligacji reagują na zmiany polityki pieniężnej banku centralnego, na zmiany wysokości kursu złotego, a także na sytuację w budżecie państwa.

2. Polski rynek obligacji

Na rynku obligacji można wyodrębnić trzy podstawowe grupy inwestorów: banki komercyjne, banki inwestycyjne oraz instytucje pełniące rolę instytucjonalnych inwestorów; takie jak fundusze emerytalne, fundusze inwestycyjne i towarzystwa ubezpieczeniowe. Strategie inwestycyjne wymienionych grup instytucji finansowych są wynikiem długości ich horyzontów inwestycyjnych oraz regulacji określających możliwości podejmowania przez nie ryzyka.

Banki komercyjne dysponują krótkoterminowymi źródłami finansowania (w formie depozytów i pożyczek międzybankowych). Są także poddane ścisłemu nadzorowi w zakresie wielkości ryzyka, jakie mogą podejmować. Oba czynniki ograniczają możliwości utrzymywania przez banki dużych *inwestycyjnych* portfeli obligacji. Banki trzymają obligacje głównie w portfelach *handlowych*, używając ich do przeprowadzania operacji krótkoterminowych.

Międzynarodowe banki inwestycyjne również dysponują relatywnie krótkoterminowymi źródłami finansowania (w formie pożyczek zaciąganych na rynku międzybankowym i emisji papierów komercyjnych). Dlatego również banki inwestycyjne nie trzymają dużych *inwestycyjnych* portfeli obligacji. Również one trzymają obligacje głównie w portfelach *handlowych*. Tym niemniej instytucje nadzorujące banki inwestycyjne dają im większe niż bankom komercyjnym możliwości podejmowania ryzyka, dzięki czemu banki inwestycyjne mogą być bardziej aktywne niż banki komercyjne w krótkoterminowym *tradingu* na rynku międzybankowym.

Poza tym banki inwestycyjne, mając w tym względzie większe możliwości i doświadczenie, zajmują się w znacznie większym zakresie niż banki komercyjne inżynierią finansową. Z racji swych funkcji pełnionych na rynkach finansowych, oferują również innym uczestnikom obrotów rynkowych różnorodne usługi finansowe; w tym doradcze, depozytowe, rozliczeniowe, etc.

O instytucjach pełniących funkcję inwestorów instytucjonalnych mówi się na rynku finansowym *prawdziwe pieniądze*, ponieważ w przeciwieństwie do banków nie muszą one wykorzystywać krótkoterminowych pożyczek jako źródła finansowania swych inwestycji. Wykorzystują w tym celu *prawdziwe pieniądze*, jakie płyną do nich między innymi w postaci składek emerytalnych lub ubezpieczeniowych. Dysponując długoterminowymi źródłami finansowania, inwestorzy instytucjonalni mogą trzymać kupione na rynku obligacje w długoterminowych portfelach *inwestycyjnych*.

Można wymienić dwa podstawowe czynniki, które sprawiały, że polski rynek obligacji był atrakcyjny dla inwestorów instytucjonalnych. Pierwszym był relatywnie wysoki poziom stóp dochodowości obligacji w stosunku do *ratingu* Polski. Drugim czynnikiem była możliwość uczestnictwa w „grze w konwergencję”, mającej przynieść inwestorom zyski w wyniku obniżenia się stóp procentowych w Polsce do poziomu stóp w strefie euro, co przyniesie znaczny wzrost cen polskich obligacji.

Czynnikiem, który przyciągał na polski rynek obligacji zagraniczne banki inwestycyjne i komercyjne była rosnąca płynność rynku obligacji i relatywnie duża

zmiennosc cen, zwiększająca opłacalność przeprowadzanych przez banki transakcji krótkoterminowych.

Płynność rynku może być mierzona tym, na ile poziom cen obligacji jest odporny na oddziaływanie przepływów kapitałowych. Pod tym względem w ciągu ostatnich kilku lat krajowy rynek obligacji stał się znacznie bezpieczniejszy dla zagranicznych inwestorów. Zmalało znacznie ryzyko, że wycofanie się z Polski wywoła znaczny spadek cen obligacji, przez co odbędzie się kosztem poniesienia dużych strat.

Płynność krajowego rynku obligacji poprawiła się znacznie między innymi w następstwie liberalizacji rynków terminowych w 1998 r. Ta faza liberalizacji obrotów dewizowych umożliwiła między innymi szybki rozwój rynku *swapów* walutowych, a także otworzyła bankom krajowym swobodny dostęp do międzynarodowego londyńskiego rynku *swapów* procentowych.

Swapy walutowe są w rzeczywistości syntetycznymi depozytami złotowymi. Dlatego rozwój rynku *swapów* walutowych oznaczał z punktu widzenia zagranicznych inwestorów pojawienie się możliwości zaciągania krótkoterminowych pożyczek w złotych, umożliwiających finansowanie krótkoterminowych inwestycji na polskim rynku obligacji. Z kolei, *swapy* procentowe są w swej istocie syntetycznymi obligacjami, co powoduje, że można je łatwo wykorzystywać między innymi do regulowania wielkości ryzyka podejmowanego na rynku obligacji. Możliwość łatwego wykorzystywania *swapów* procentowych w tym celu zwięzzyła znacznie bezpieczeństwo *tradingu* na rynku obligacji, co również przyczyniło się do wzrostu skali obrotów i poprawy płynności rynku.

Zmiany strukturalne, jakie dokonały się na krajowym rynku finansowym w wyniku kolejnych faz liberalizacji dewizowej, w tym zwłaszcza w wyniku liberalizacji transakcji terminowych, przyniosły między innymi tak znaczne zwięzzenie się płynności krajowego rynku obligacji, że nastąpiło wyraźne zwięzzenie się odporności cen obligacji na zmiany relacji popytu i podaży. W pierwszej połowie 2002 r. ceny obligacji rosły mimo znacznego zwięzzenia się ich podaży w wyniku wcześniejszego zwięzzenia się deficytu budżetowego. Sytuacja ta stanowiła ilustrację, że w wyniku poprawy płynności rynku

obligacji decydującym czynnikiem wpływającym na ich ceny stały się oczekiwania dotyczące przyszłego poziomu krótkoterminowych stóp procentowych.

3. Analiza empiryczna⁴

Główne czynniki wpływające na ceny obligacji to oczekiwania co do przyszłych krótkoterminowych stóp procentowych oraz premia za ryzyko. Uwzględnia ona ryzyko płynności rynku, ryzyko kredytowe emitenta, a także ryzyko kursu walutowego, które jest ważne dla inwestorów międzynarodowych budujących złożone portfele obligacji (Huttman, 1998). Badanie zaprezentowane w dalszej części tego referatu skupia się na wpływie wybranych czynników na zachowanie się cen obligacji. Badana jest tu zależność dla oczekiwań co do przyszłych stóp procentowych, zmienności kursu złotego, a także kwestii ryzyka kredytowego wpływającego ze zmian w poziomie deficytu budżetowego. Ponadto została podjęta próba oceny wpływu *nastroju* rynku. Oszacowaniem dla tej miary jest różnica między krótkoterminową stopą procentową dla złotego na rynku międzybankowym (w tym wypadku WIBOR T/N) oraz dochodowością wybranej obligacji (np. 2 lub 5-letniej). Im większa jest ta różnica tym rynek jest bardziej optymistyczny w kwestii dalszych spadków stóp procentowych i wzrostu cen obligacji.

3.1 Wprowadzenie metodyczne

Celem analizy empirycznej jest znalezienie zależności między dochodowością obligacji, stopami procentowymi Narodowego Banku Polskiego (NBP), kursem walutowym dla złotego, rynkiem terminowych stóp procentowych (FRA), deficytem budżetowym i wynikiem na rachunku bieżącym bilansu płatniczego. Przeprowadzone badanie ma za zadanie rozpoznać nie tylko siłę dla wyżej wymienionych zależności, ale także ich wzajemne rozłożenie i dopasowanie w czasie, występowanie relacji równowagi długookresowej oraz możliwość zastosowania modelowania z korektą błędem. Występowanie zależności między ceną obligacji (lub miarą optymizmu dla tego rynku) a pozostałymi zmiennymi odbywa się „w parach” (każdy model składa się z dwóch

⁴ Analiza empiryczna w niniejszym opracowaniu omawia ok. 20% łącznej puli finalnych rezultatów.

zmiennych). Nie budowane są zatem modele z wieloma zmiennymi, a także modele wielorównaniowe. Ma to uzasadnienie w chęci znalezienia i opisanie bezpośrednich relacji zachodzących pomiędzy wybranymi parami zmiennych, a zatem z pominięciem wszystkich efektów wynikających z wzajemnych powiązań dla zmiennych egzoogenicznych.

Zmienne używane w badaniach to:

(Y) – Nominalna dochodowość obligacji. Jeżeli analiza jest dla obligacji 2 lub 5-letnich, to stosowane są odpowiednio zapisy (2Y) oraz (5Y). Dodatkowo zmienna dochodowości (tudzież cen) obligacji może być pośrednio reprezentowana przez wskaźnik optymizmu inwestorów na rynku obligacji (MOI - *market optimism indicator*). MOI jest to różnica między uśrednionym WIBOR T/N oraz dochodowością wybranej obligacji.

Na potrzeby licznych przeprowadzonych analiz były stosowane różne typy wskaźnika MOI. Stosowanie różnych form zapisu należy rozumieć następująco:

A – scentrowana średnia ruchoma dla $n=21$ ⁵ obserwacji (bieżąca obserwacja = obserwacja środkowa = 11-sta obserwacja);

B – średnia krocząca (na koniec okresu) dla $n=21$ obserwacji (bieżąca obserwacja = ostatnia obserwacja);

MOI (A) = WIBOR T/N (A) – Y;

MOI (B) = WIBOR T/N (B) – Y;

MOI (C) = WIBOR T/N (A) – Y(A);

WIBOR T/N (A) – WIBOR T/N jako średnia ruchoma scentrowana dla $n=21$ obserwacji;

WIBOR T/N (B) – WIBOR T/N średnia krocząca na koniec okresu dla $n=21$ obserwacji;

Y(A) – dochodowość obligacji jako scentrowana średnia ruchoma dla $n=21$ obserwacji;

MOI (A), MOI(C) – dla scentrowanych średnich ruchomych dla $n=21$ obserwacji;

MOI (B) – dla średniej kroczącej (dla obserwacji bieżącej na koniec okresu) dla $n=21$ obserwacji.

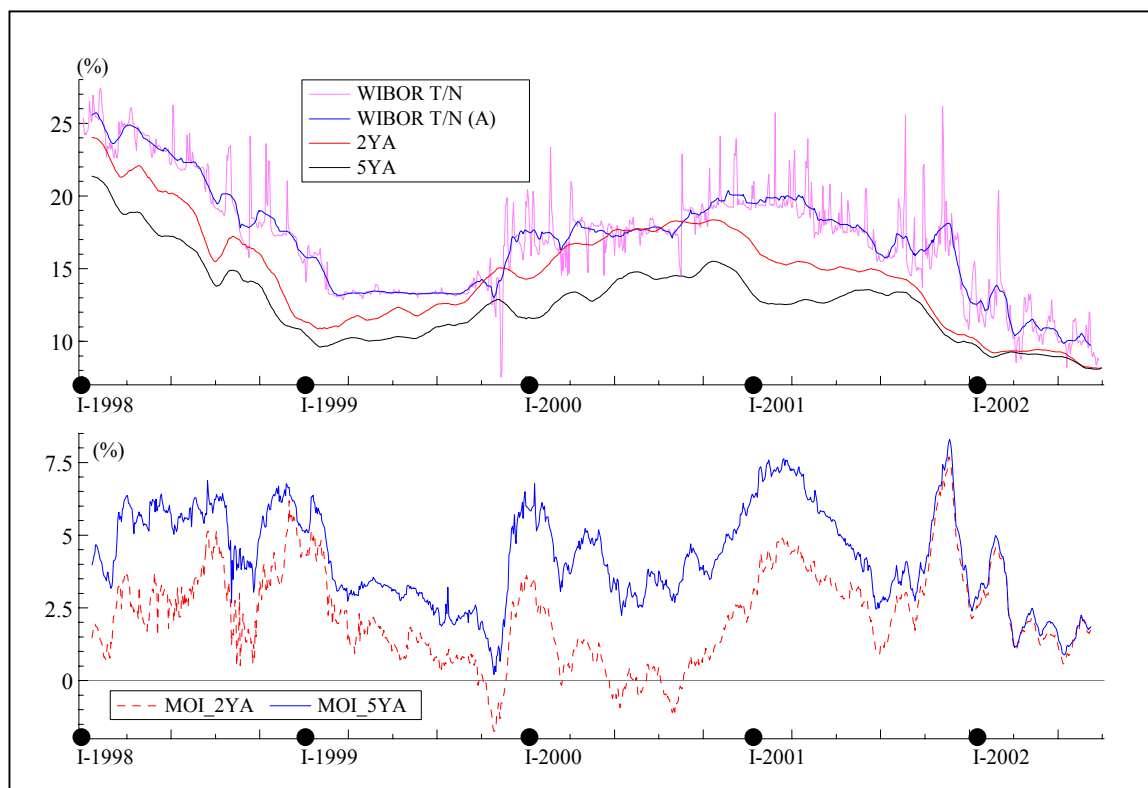
$$\text{Np.: } MOI_{5YA_t} = \frac{1}{21} \sum_{i=-11}^{11} WIBOR_{T/N_{t+i}} - 5Y_t.$$

Prosta analiza wskaźnika MOI (patrz Wykres 1) ukazuje, iż od trzeciego kwartału 2001 r. mamy do czynienia z zawężeniem się różnicy między MOI(2YA) oraz MOI(5YA). Jest to rezultatem silnego zbliżenia się ścieżek dochodowości dla obligacji 2 i 5-letnich.

⁵ 21 obserwacji w przybliżeniu odpowiada przeciętnej liczbie dni roboczych w miesiącu.

Wykres 1

Krótkookresowa stopa procentowa na rynku międzybankowym (WIBOR T/N), dochodowość obligacji oraz wskaźnik optymizmu inwestorów (w okresie: I 1998 – VI 2002; 1150 obserwacji dziennych).



Źródło: Analiza własna. Model autorski.

Ponadto wskaźnik MOI zostanie wykorzystany w analizach poświęconych powiązaniu rynku obligacji z rykiem walutowym reprezentowanym przez zmiany w kursie lub zmiany w odchyleniu od tzw. starego parytetu dla koszyka walutowego⁶. Odpowiedni model w części 3.3 pokazuje jak wskaźnik optymizmu inwestorów na rynku obligacji zależy od zmian w kursie walutowym bądź zmian w wychyleniu od parytetu.

Na potrzeby analiz znaczenia i zachowania się kursu walutowego będą stosowane dwie zmienne:

(PLN/USD) – kurs walutowy w NBP dla złotego i dolara amerykańskiego;

⁶ Korzystając z koszyka walutowego usuwamy z kursu złotego zaburzenia względem wybranej waluty, które wynikają ze zmian w relacjach kursowych między EURO i USD.

(Parity) – wychylenie bieżącego kursu złotego w NBP względem parytetu ustalonego dla koszyka walutowego NBP; dodatnie wychylenia względem parytetu sugerują bieżącą aprecjację polskiej waluty.

Pozostałe zmienne:

(NBP) – referencyjna stopa procentowa Narodowego Banku Polskiego (28-dniowa stopa procentowa, bądź stopa operacji otwartego rynku);

(FRA) – stopa procentowa dla kontraktu FRA typu 3x6;

(BD) – deficyt budżetowy w mld PLN; wartości dodatnie oznaczają nadwyżkę budżetową, a ujemne – deficyt;

(CA) – saldo rachunku bieżącego Polski w handlu zagranicznym w mld USD; wartości dodatnie oznaczają nadwyżkę, a ujemne – deficyt.

Wykonywane w dalszych częściach obliczenia bazują na danych dla okresu od początku stycznia 1998 r. do końca czerwca 2002 r. Daje to ok. 1150 obserwacji dziennych lub 54 obserwacje miesięczne. Niektóre z modeli są jednak szacowne dla nieco mniejszej liczby obserwacji. Powodem jest tu kwestia spadku liczby stopni swobody ze wzrostem liczby włączanych opóźnień oraz przypadki stosowania tzw. zmiennych wyprzedzających⁷.

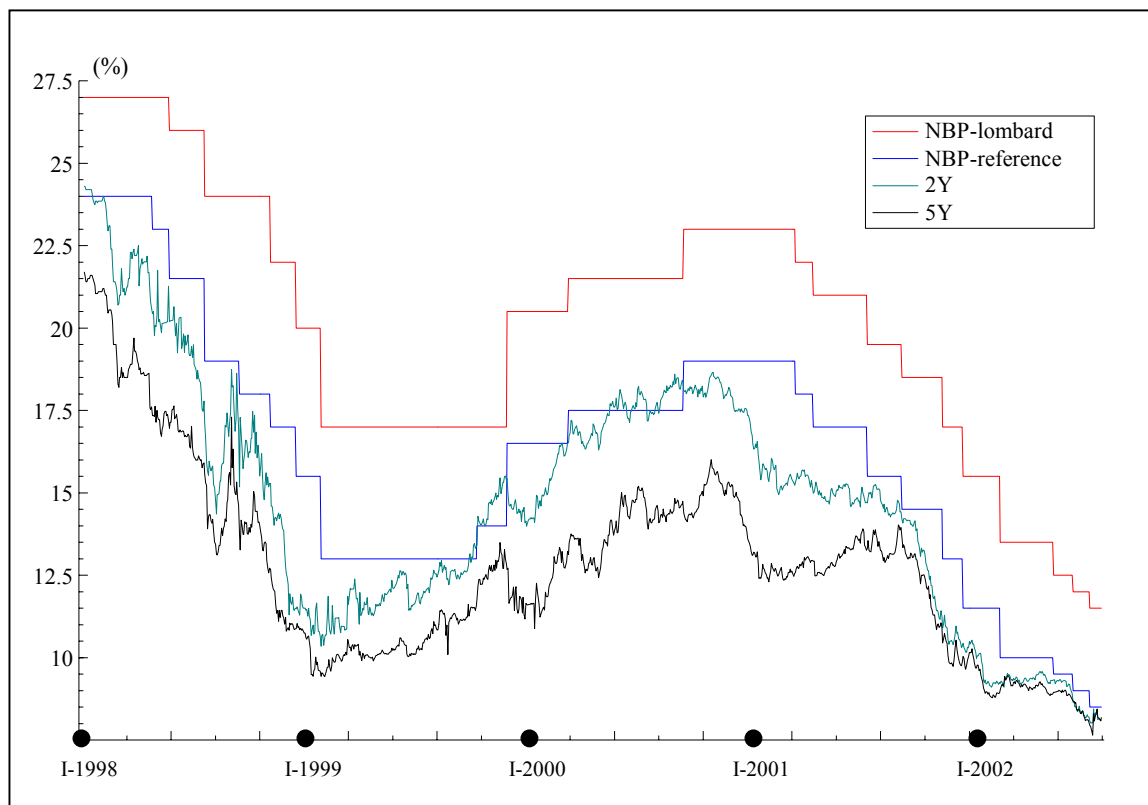
3.2 Stopy procentowe NBP

Przeprowadzona w tej części analiza potwierdza, iż bieżące ceny obligacji z wyprzedzeniem dyskontują przyszłe zmiany w stopach procentowych NBP i to całkiem precyzyjnie. Ów proces wyprzedzającego dopasowania się dochodowości obligacji do przyszłych stóp procentowych może modelowany zarówno z wykorzystaniem dziennych i jak i miesięcznych szeregów czasowych. Model opierający się na danych dziennych ma większe zastosowanie na potrzeby aktywnych uczestników rynku, którzy non-stop dokonują na nim jakiś transakcji. Pozwala on trafniej podejmować szybkie decyzje. Model zbudowany w oparciu o dane miesięczne ma większą wagę dla decyzji o dłuższym horyzoncie czasowym, a w szczególności dla decyzji o charakterze strategicznym.

⁷ Zmienna wyprzedzająca powinna być rozumiana jako przeciwieństwo zmiennej opóźnionej. Np. dla zmiennej X_t zmiennymi opóźnionymi będą wszystkie X_{t-i} , zaś zmiennymi wyprzedzającymi dla X_{t+j} dla $i, j > 0$.

Wykres 2

Lombardowa i referencyjna stopa NBP oraz dochodowości obligacji 2 i 5-letnich (w okresie: I 1998 – VI 2002; 1150 obserwacji dziennych).



Źródło: NBP; analiza własna.

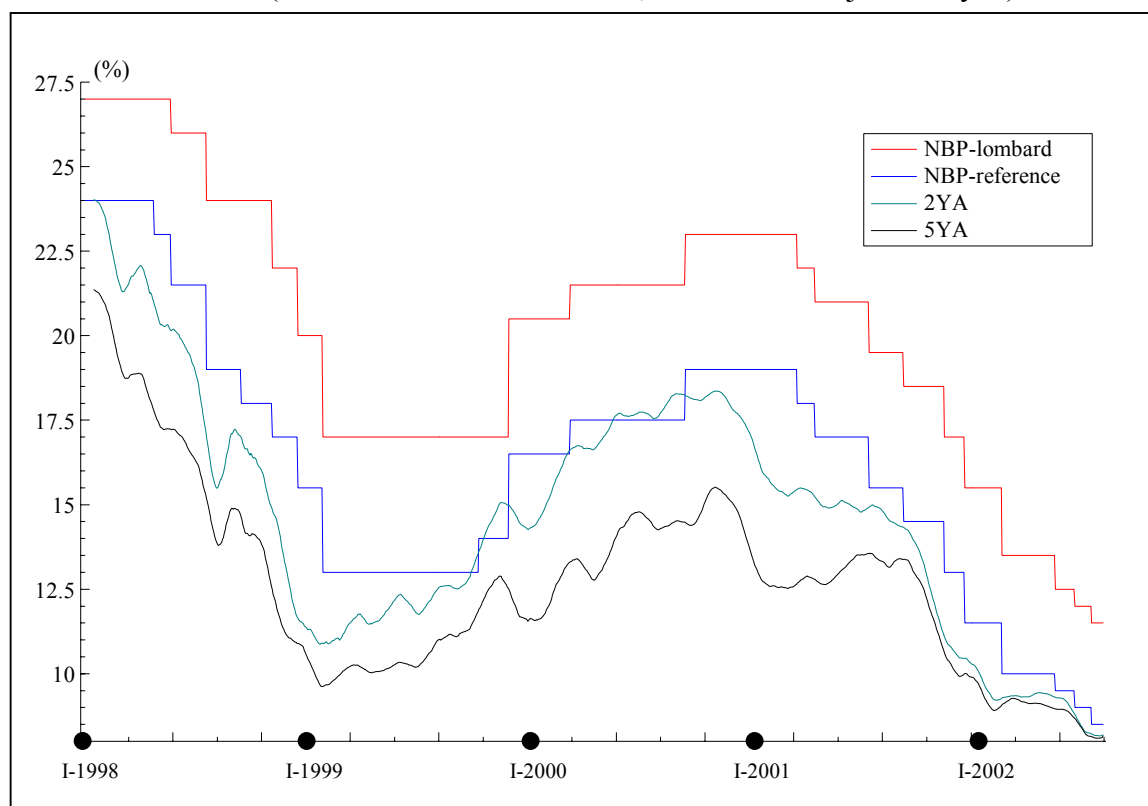
Nawet uproszczona analiza graficzna (patrz Wykres 2) sugeruje występowanie statystycznej zależności między stopami procentowymi NBP i dochodowością polskich obligacji. Wykres 2 pokazuje dwie ważne zależności. Po pierwsze widać, iż ścieżki dochodowości obligacji są bardzo podobne do kształtów ścieżek stóp procentowych NBP. W szczególności dotyczy się to obligacji 2-letnich. Po drugie widoczne jest pewne przesunięcie w czasie pomiędzy tymi dwoma grupami ścieżek. Wykres 2 wskazuje, jakby rynek obligacji z pewnym wyprzedzeniem reagował na późniejsze zmiany stóp procentowych NBP. Oznacza to, że na ceny obligacji na bieżąco dyskontują oczekiwania w zakresie przyszłych zmian stóp procentowych NBP.

Następnie przeprowadzone modelowanie ekonometryczne miało za zadanie precyzyjnie określić jak kształtuje się przebieg wcześniej intuicyjnie zauważonej

zależności. Pierwsza analiza dla zmiennych zaprezentowanych na Wykresie 2 podobnie bazuje na danych dziennych. Jednak wyniki uzyskane w modelu ekonometrycznym nie są satysfakcjonujące. Okazuje się, że można skonstruować tutaj kilka nieco różniących się modeli o dobrej wiarygodności statystycznej. Pewne problemy pojawiają się przy próbie praktycznego zastosowania interpretacji ekonomicznej. Główna słabość tkwi tu w istotnych dalszych opóźnieniach, które nawzajem się znoszą (korygują). Także nie jest jednoznaczne, które z układów tych opóźnień są optymalne. Przyczyną tych trudności są codzienne wahania cen obligacji. Chodzi tu o tę część wahań, która nie wynika z tendencji długookresowych na rynku obligacji bądź oczekiwań co do zmian w stopach procentowych NBP. Z punktu widzenia tego modelu wahania te są interpretowane jako codzienne spekulacje.

Wykres 3

Lombardowa i referencyjna stopa NBP oraz dochodowości obligacji 2 i 5-letnich jako średnie scentrowane (w okresie: I 1998 – VI 2002; 1140 obserwacji dziennych).



Źródło: NBP; analiza własna.

W tym samym czasie, gdy ceny obligacji charakteryzują się gwałtownymi dziennymi fluktuacjami, to stopy NBP są zmienną nadzwyczaj stałą w krótkich okresach czasu. O ich zmianach decyduje od 1998 r. Rada Polityki Pieniężnej (RPP). Zmiany w stopach NBP mają charakter skokowy (patrz Wykres 2 oraz 3). Gwałtowne dzienne wahania w stopach dochodowości obligacją są zatem procesem niezależnym od stóp NBP. Aby lepiej modelować wzajemne relacje dla rynku obligacji i stóp procentowych NBP, należy wpięrow dokonać wygładzenia szeregów czasowych dla zmiennych dochodowości obligacji. Można posłużyć się tu mechanizmem średnich ruchomych⁸. Odpowiednio przekształcone zmienne dochodowości obligacji są prezentowane na Wykresie 3. Przeprowadzone następnie modelowanie ekonometryczne dla skorygowanych szeregów daje zdecydowanie lepsze rezultaty niż bez wykonania czynności wygładzenia z wahań przypadkowych.

Uzyskane modele wstępnie sugerują, iż stopy procentowe NBP są endogeniczne (zależne) względem dochodowości na rynku obligacji. Taki wniosek jest jednak niespójny z zasadami działania tego rynku oraz teorią ekonomii. Ogólne zasady funkcjonowania tego rynku mówią, iż to ceny obligacji są endogeniczne w stosunku do stóp procentowych NBP i to nie tylko bieżących, ale również przyszłych. Egzogeniczne oczekiwania dla przyszłych stóp NBP powinny być w modelowaniu ekonometrycznym ujęte pod postacią tzw. zmiennej wyprzedzającej.

Po przeprowadzeniu odpowiednich obliczeń okazuje się, że w krótkim okresie rynek obligacji z wyprzedzeniem do ok. 10 dni zaczyna gwałtowniej reagować na nadchodzącą możliwość zmian stóp procentowych. W szczególności dotyczy to oczekiwań wobec stopy referencyjnej NBP. Prawdopodobnie odzwierciedla to, że na przeszło tydzień przed posiedzeniem RPP rynek posiada pełną informację ekonomiczną⁹ w oparciu, o którą Bank Centralny będzie podejmować decyzję o zmianach w poziomie stóp procentowych. Informacja ta jest ogólnodostępna i w połączeniu ze znajomością głównych założeń polityki pieniężnej pozwala na wykonywanie oszacowań co do możliwych działań RPP.

⁸ Empirycznie najtrafniejsze okazuje się tu stosowanie 21-okresowych średnich scentrowanych (n=21 obserwacji). Wówczas obserwacja bieżąca odpowiada obserwacji środkowej (n=11). 21 obserwacji jest również najlepszym przybliżeniem dla przeciętnej liczby dni notowań w ciągu miesiąca (tzw. liczba dni roboczych).

Co ciekawe rynek zazwyczaj jest dość precyzyjny¹⁰ w swoich oszacowaniach. Jednak sam proces dopasowania się cen obligacji jest rozłożony w czasie, a ponadto nie w pełni równomiernie. Odpowiednio skonstruowane modele wskazują na występowanie ruchów wzajemnie się znoszących (korekcyjnych)¹¹. Znajomość ich rozkładu jest atrakcyjna dla uczestników rynku, którzy non-stop w nim uczestniczą. Pozwala to zmniejszać ryzyko krótkookresowych spekulacji robionych w okresach kilkudniowych.

Oprócz modeli bazujących na obserwacjach dziennych (wspomniane powyżej) to równie atrakcyjna jest konstrukcja modeli bazujących na danych miesięcznych. Zmiana horyzontu czasowego wpływa tu na obszar ewentualnych zastosowań modelu. O ile te pierwsze byłyby ważniejsze dla graczy krótkookresowych, to te drugie mają większą wartość dla inwestorów podejmujących decyzje strategiczne skutkujące w dłuższych okresach czasu. Dwa najlepsze z oszacowanych modeli w oparciu o dane miesięczne zostały zaprezentowane w Tabeli 1¹². W obu z nich średniomiesięczna dochodowość obligacji okazuje się procesem autoregresyjnym drugiego rzędu AR(2). Zachodzi tu również drobna korekta efektu uzyskanego dla pierwszego opóźnienia przez drugie opóźnienie (dla zmiennej dochodowości). Bieżąca dochodowość obligacji oprócz istotności wcześniejszych dochodowości w istotnym stopniu zależy też od przyszłej stopy referencyjnej NBP.

Tabela 1 przedstawia dwa alternatywne modele, które uzyskują najlepsze oszacowania. Różnią się one jedynie zmienną wyprzedzającą dla stopy referencyjnej NBP. W pierwszym przypadku (model A) uwzględniamy zmienną dla stopy referencyjnej dla nadchodzącego miesiąca (t+1), a w kolejnym modelu (B) za dwa miesiące (t+2). W praktyce oznacza to jednak, że przeciętne przyspieszenie zawiera się w przedziale od 1 do 2 miesięcy. Np. wyliczenia dla większych „wyprzedzeń” nie dają statystycznie istotnych rezultatów.

⁹ Chodzi tu przede wszystkim o *inflację* ogłaszaną przez GUS w połowie każdego miesiąca.

¹⁰ W znaczeniu porównania równowagi osiągananej przed i po decyzji RPP.

¹¹ Ma to miejsce, gdy zmienne o sąsiadujących ze sobą opóźnieniach mają porównywalne co wartości współczynników regresji tyle, że o przeciwnych znakach.

¹² Autorzy ze względu na znaczenie dla rynku wybrali do modelowania obligacje 5-letnie. Inne typy obligacji w zależności od rodzaju analizy mogą dawać w niektórych przypadkach statystycznie lepsze rezultaty.

Tabela 1

Dochodowość obligacji jako funkcja przyszłej stopy referencyjnej NBP w okresie I 1998 – VI 2002.¹³

Model (A)						
Modeling 5Y by OLS						
The present sample is: 1998 (3) to 2002 (6)						
Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR^2	
Constant	0.93728	0.39776	2.356	0.0226	0.1037	
5Y_1	0.89927	0.13868	6.485	0.0000	0.4670	
5Y_2	-0.29497	0.10635	-2.774	0.0079	0.1381	
NBP+1	0.25188	0.055835	4.511	0.0000	0.2977	
R^2 = 0.94962 F(3,48) = 301.59 [0.0000] \sigma = 0.568024 DW = 1.86						
RSS = 15.48728495 for 4 variables and 52 observations						
Model (B)						
Modelling 5Y by OLS						
The present sample is: 1998 (3) to 2002 (5)						
Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR^2	
5Y_1	0.94416	0.14217	6.641	0.0000	0.4737	
5Y_2	-0.22105	0.11305	-1.955	0.0563	0.0724	
NBP+2	0.21609	0.048229	4.481	0.0000	0.2906	
R^2 = 0.998002 \sigma = 0.586363 DW = 1.96						
RSS = 16.84725832 for 3 variables and 52 observations						

Uwagi: $5Y_1 = 5Y_{t-1}$, $5Y_2 = 5Y_{t-2}$, $NBP+1 = NBP_{t+1}$, $NBP+2 = NBP_{t+2}$.

Zmienne $5Y_t$ oraz NBP_t są wyznaczone jako średnie arytmetyczne dla poszczególnych miesięcy (t).

NBP_t – stopa referencyjna Narodowego Banku Polskiego.

Źródło: Analiza własna.

Porównanie modeli (A) i (B) z Tabeli 1 nieznacznie przechyliła szalę na korzyść modelu (B). Ten model będzie wykorzystywany do kolejnych analiz w tej części opracowania (patrz formuła (1)).

$$5Y_t = 0,944 * 5Y_{t-1} - 0,221 * 5Y_{t-2} + 0,216 * NBP_{t+2} + e_t \quad (1)$$

¹³ Budowa tych samych modeli dla zmiennych zlogarytmowanych generuje podobne wyniki. W niektórych testach modele dla zmiennych zlogarytmowanych dają statystycznie lepsze rezultaty. Z drugiej jednak strony te modele są wrażliwsze w prognozowaniu. Aby ostatecznie wybrać lepszy z modeli należałoby przeprowadzić odpowiednie testy na wybór lepszej postaci funkcyjnej. Sprawa ta jest w tym przypadku drugorzędna w związku z nieistotnymi różnicami pomiędzy tymi dwoma typami modeli.

Zmienna (NBP_{t+2}) mówi nam, że rynek obligacji wycenia te papiery biorąc pod uwagę potencjalne zachowanie się przyszłych stóp procentowych z wyprzedzeniem rządu ok. 2 miesięcy. Formuła (1) ma charakter funkcji dopasowania bieżącego (równowagi krótkookresowej). Dalsze modelowanie ekonometryczne wykazało, iż między zmiennymi ($5Y$) i (NBP) zachodzi relacja kointegracji¹⁴. Jej występowanie świadczy o możliwości wyznaczenia relacji długookresowej dla dochodowości obligacji. W tym wypadku byłaby ona odpowiednikiem docelowej równowagi ogólnej dla cen obligacji (ze względu na ich minione ceny oraz oczekiwania co do stóp NBP w przyszłości). Współczynnik kointegrujący wyznaczony jest w równaniu (2).

$$b = \frac{\sum_{j=0}^q \beta_j}{1 - \sum_{i=0}^p \alpha_i} = \frac{0,216}{1 - (0,944 - 0,221)} = 0,78. \quad (2)$$

Ostatecznie równanie równowagi długookresowej ma postać:

$$5Y_t = 0,7804 * NBP_{t+2} + ECM_t \quad (3)$$

Przebieg równowagi długookresowej jest również zobrazowany graficznie na Wykresie 4 (wykres prawy-górny). Statystyka Walda dla parametru (0,7804) z równania (3) wskazuje na jego statystyczną istotność na dowolnym poziomie istotności.

Równanie (3) w naszym przypadku może posłużyć także do wyznaczenia mechanizmu korekty błędem (patrz Wykres 4 – lewy-dolny). Jego postać jest zaprezentowana w równaniu (4).

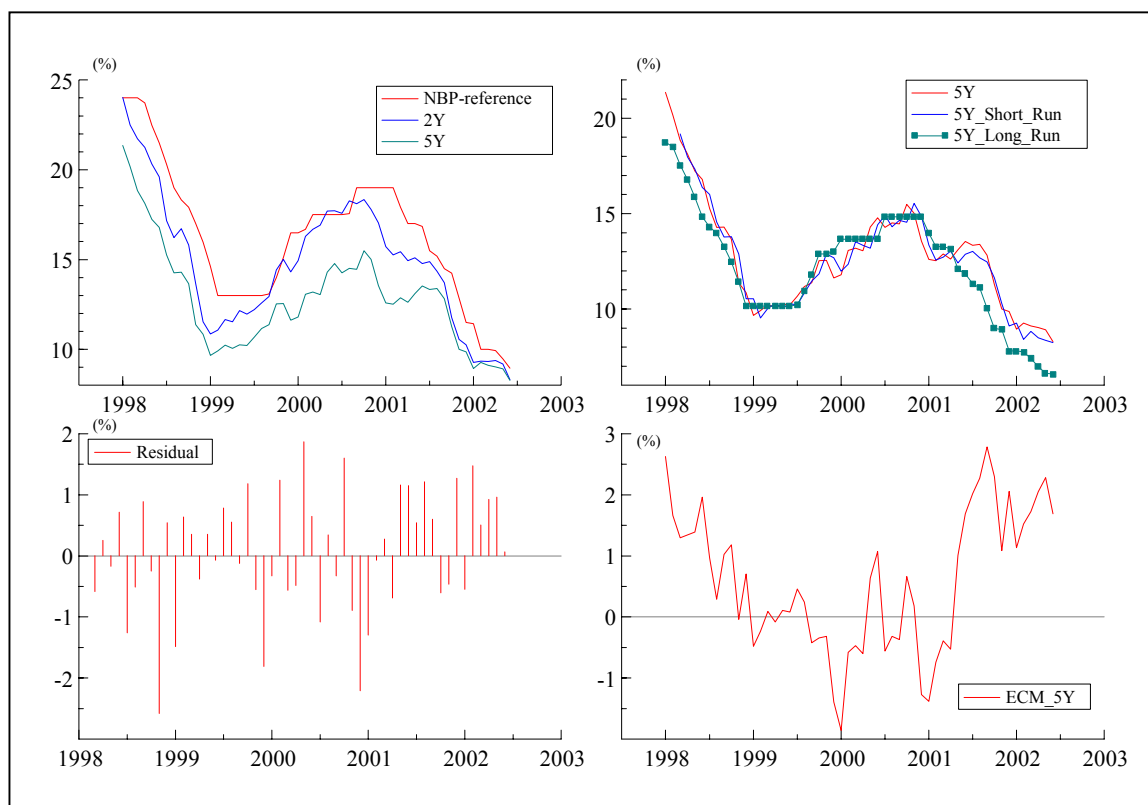
$$\Delta 5Y_t = 0,014 + 0,310 * \Delta NBP_{t+2} - 0,305 * ECM_{t-1} \quad (4)$$

¹⁴ Odpowiedni rząd integracji zmiennych został uzyskany na 10% poziomie istotności.

Oszacowania w równaniu (4) dla parametrów przed zmiennymi (ΔNBP_{t+2}) oraz (ECM_{t-1}) są statystycznie istotne. Gorsze wyniki uzyskuje parametr stałej. Nie zaburza to jednak modelu.

Wykres 4

Stopa referencyjna NBP, dochodowość obligacji 5-letnich (w okresie I 1998 – VI 2002; 54 obserwacje miesięczne).



Źródło: Analiza własna.

Oszacowania zebrane w równaniach od (1) do (4) oraz analiza graficzna oparta głównie na Wykresie 4 pozwalają stwierdzić, iż model dopasowania bieżącego i długookresowego mają bardzo podobny przebieg. Występują jednak pewne rozbieżności między tymi dwoma krzywymi. W praktyce rozbieżności te korzystniej jest analizować jako różnicę między równowagą długookresową oraz wartościami empirycznymi (danymi). Innymi słowy ta różnica to (ECM_t), który można liczyć z równania (3). Miara ta jest przedstawiona graficznie w dolnej części Wykresu 4. Widzimy, iż „niedopasowanie”

(ECM_5Y) oscyluje w długim okresie wokół zera. Jest to bardzo pozytywny wynik. Oznacza, to że nie istnieje jakieś stałe dodatnie lub ujemne obciążenie cen obligacji ze względu na oczekiwania co do przyszłych stóp procentowych NBP. Niemniej mają miejsce sytuacje, kiedy rynek bardziej odnotowuje większe niedoszacowania lub przeszacowania. Parametr (-0,305) przed zmienną (ECM_{t-1}) w równaniu (4) sugeruje, iż przeciętnie statystycznie na przestrzeni trochę ponad 3 miesiące¹⁵ ma miejsce pełne wyrównanie wskazanych rozbieżności. Oznacza to także, iż 30% nierównowagi (reprezentowanej miarą błędu ECM) dla dochodowości obligacji w badanym okresie jest korygowana w okresie o jeden późniejszym.

Niedopasowanie między równowagą krótko- i długookresową ma charakter miary informującej rynek o jego „wewnętrznej presji” z odpowiednim wyprzedzeniem. Presja wskazuje na kierunek oczekiwanych zmian rynku, które powinny wynikać w dłuższym okresie z zachowań zaobserwowanych w przeszłości oraz oczekiwań co do przyszłych stóp procentowych. Te informacje są wystarczające, aby wskazać na przyszłą równowagę długookresową do której będzie starał się dopasować rynek. Z wcześniejszych wyliczeń wiemy, iż pełne dopasowanie powinno nastąpić w okresie ok. 3,3 miesiąca.

Proponowany model może być atrakcyjny dla inwestorów dlatego, że może wskazywać na to, iż zawarte w bieżących cenach obligacji oczekiwania, dotyczące przyszłego poziomu stóp dochodowości obligacji, mogą okazać się niedoszacowane lub przeszacowane. Wskazuje na to analiza sytuacji na rynku obligacji w ciągu ostatnich kilku lat.

Z największym niedoszacowaniem oczekiwań, dotyczących spadku stóp dochodowości obligacji, mieliśmy do czynienia pod koniec III kwartału 2001 r. Inwestorzy nie uwzględnili wówczas w cenach obligacji, że w ciągu następnych 3-4 miesięcy stopy dochodowości spadną o 3 punkty procentowe. Podobna sytuacja powtórzyła się w I kwartale 2002 r. Główną przyczyną niedoszacowania przez inwestorów skali późniejszego obniżenia się stóp dochodowości obligacji było nieoczekiwane szybkie obniżenie się tempa inflacji.

¹⁵ $n = (-\gamma)^{-1}$; co pozwala wyznaczyć: $n = (-(-0,30501))^{-1} = 3,27858$ miesiąca.

Z kolei, okresem, w którym zawarte w cenach obligacji oczekiwania na spadek stóp ich dochodowości były wyraźnie przeszacowane był początek 2001 r. Polityka NBP okazała się później bardziej ostrożna niż oczekiwał rynek. Podobna sytuacja miała miejsce także na przełomie 1999 i 2000 r. Ówczesne oczekiwania inwestorów na spadek stóp dochodowości obligacji okazały się wyraźnie przeszacowane. Jedną z przyczyn tego stanu rzeczy było to, że inwestorzy nie byli w stanie precyzyjnie przewidzieć momentu upłynnienia złotego w kwietniu 2000 r. i związanego z tym zwiększenia się premii za ryzyko zawartej w stopach dochodowości polskich obligacji. Nie mogli też przewidzieć, że upłynnienie złotego przyniesie przejściowe osłabienie polskiej waluty, a nie jej przewidywaną wcześniej aprecjację. Wreszcie, ze względu na losowy charakter zmian kursu euro do dolara, nie mogli wcześniej wiedzieć, że w początkowych miesiącach 2000 r. nastąpi silny spadek kursu euro w stosunku do dolara, który pociągnie za sobą także spadek kursu złotego do dolara.

3.3 Kurs walutowy złotego

Sekcja ta prezentuje dwie analizy, które mają rozstrzygnąć występowanie zależności między kursem złotego i wskaźnikiem optymizmu rynku obligacji (MOI). Pierwsza z nich bazuje na odchyleniu kursu NBP od parytetu kursu walutowego NBP. Druga z analiz bezpośrednio zajmuje się kursem walutowym złotego względem wybranej waluty. W tym przypadku wybrany został dolar amerykański.

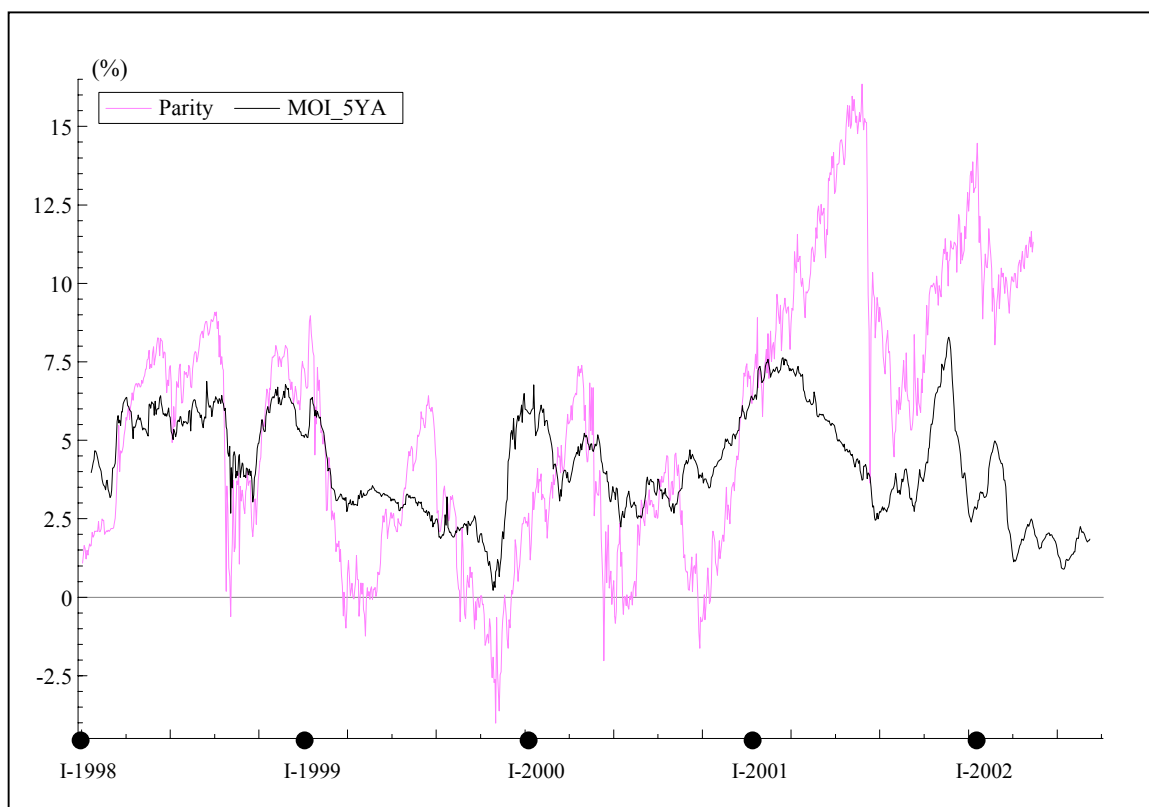
Przeprowadzona na wstępie prosta analiza korelacji dostarcza wiele sprzecznych i chaotycznych wyników. Wyniki mogą być wręcz przeciwstawne w zależności od długości szeregów korelacyjnych, punktu startu i końca analizy, a także czy korelacja będzie liczona jako krocząca, czy dla szeregu narastającego. Uzyskane liczne oscylacje i brak spójności nie świadczą o braku zależności pomiędzy tymi zmiennymi, lecz o konieczności zastosowania w tym przypadku dalece bardziej złożonych narzędzi analitycznych. Wykorzystane tu zostanie modelowanie znane w ekonometrii jako analiza szeregów czasowych.

3.3.1 MOI a odchylenie kursu złotego względem jego starego parytetu

Pierwszy z modeli podejmuje próbę wyznaczenia zależności między wskaźnikiem optymizmu na rynku obligacji (MOI), a odchyleniem kursu walutowego NBP od jego tzw. parytetu (zmienna ta jest zapisywana dalej jako (Parity)). Obie te zmienne są umieszczone łącznie na Wykresie 5.

Wykres 5

Wychylenie kursu walutowego od parytetu NBP (Parity); wskaźnik optymizmu inwestorów dla rynku obligacji 5-letnich (MOI) (w okresie: I 1998 – VI 2002; obserwacje dzienne).



Źródło: NBP; analiza własna.

W pierwszej kolejności została przeprowadzona analiza, która opierała się na danych dziennych. Nie przyniosła jednak interesujących wyników. Rzeczywista zależność została zniekształcona („zagłuszona”) przez wahania dzienne. Choć żaden z modeli nie okazał się ekonometrycznie interesujący, to wystąpiła ciekawa zależność polegająca na

zbieżności mnożników długookresowych do zera. Istotne dalsze opóźnienia miały skłonność do znoszenia się w czasie. Szczególnie najbardziej odległe opóźnienia kompensowały się nawzajem. Niemniej model ekonometryczny nie dawał się lepiej oszacować przy zmianie metody estymacji oraz w wyniku przespecyfikowania zmiennych. Również zamiana rolami zmiennej egzogenicznej z endogeniczną okazała się nieistotna.

Bazowanie na obserwacjach dziennych pozwalało szacować modele, które charakteryzowały się znaczącym obciążeniem. Z tego powodu dalsze obliczenia zostały przeprowadzone dla danych w ujęciu miesięcznym. Nowe modele wykazują dużą przydatność dla uczestników rynku obligacji.

Obliczenia zostały wykonane dla 50 obserwacji miesięcznych¹⁶. Najlepszy z uzyskanych modeli prezentowany jest w Tabeli 2. Mimo iż $R^2 = 60\%$, model ten daje dobre rezultaty w szerokiej gamie innych testów statystycznych. Również składnik resztowy nie ma autokorelacji, jest homoskedastyczny i ma rozkład normalny.

Tabela 2

Optymizm inwestorów (MOI) jako proces autoregresyjny dodatkowo zależny od zmian w odchyleniu kursu walutowego od koszyka NBP (Δ Parity).

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	1.4714	0.44822	3.283	0.0020	0.1898
MOI_5YA_1	0.65299	0.096002	6.802	0.0000	0.5014
DParity	0.23539	0.062164	3.787	0.0004	0.2376

R² = 0.59807 F(2,46) = 34.224 [0.0000] \sigma = 0.953101 DW = 2.06
 RSS = 41.78647916 for 3 variables and 49 observations

Uwagi: $MOI_5YA = MOI_5YA_t$, $MOI_5YA_1 = MOI_5YA_{t-1}$, $DParity = \Delta Parity_t$.
 $\Delta Parity_t$ – zmiana w odchyleniu kursu złotego (PLN) względem koszyka walutowego NBP.

Źródło: Analiza własna.

Szczególnie ciekawym rezultatem wynikającym z modelu prezentowanego w Tabeli 2 jest zależność optymizmu inwestorów (MOI_5YA) od swojego poziomu w okresie wcześniejszym, ale również od zmiany w wychyleniu kursu walutowego od

¹⁶ Taka liczebność próby jest wystarczająca, aby stosować ogólne metody testowania modelu bez szerszego poruszania kwestii właściwości rozkładów dla małych prób.

parytetu NBP (ΔParity)¹⁷. Widać tu, że nie ma znaczenia wychylenie kursu od parytetu, lecz siła i kierunek zmian w tym wychyleniu przypadająca na dany okres.

Ponadto dla modelu prezentowanego w Tabeli 2 może zostać wyznaczona funkcja relacji długookresowej. Jest ona zaprezentowana w Tabeli 3. Porównanie funkcji dopasowania krótko- i długookresowego z obserwacjami empirycznymi ma miejsce na Wykresie 6 (środkowy wykres). Różnice między rzeczywistymi obserwacjami i oczekiwaną równowagą długookresową mogą być zapisane z wykorzystaniem mechanizmu korekty błędem (ECM) (Wykres 6 – część dolna). Wykres ten charakteryzuje się systematyczną oscylacją ECM wokół zera. Rocznie zachodzi przeciętnie 2,5 – 3 pełnych oscylacji. Oznacza to, iż przeciętny cykl trwa ok. 4-5 miesięcy. Cykle te mają charakter powtarzający się w czasie. W praktyce ww. cykle mają wymiar powtarzających się fal „ optymizmu – pesymizmu ” na rynku obligacji ze względu na znaczenie wahań na rynku walutowym. Możliwość bieżącego dyskontowania tego zjawiska może być przydatna dla inwestorów na rynku obligacji inwestujących w kilkumiesięcznych horyzontach czasowych.

Tabela 3
Relacja długookresowa dla modelu prezentowanego w Tabeli 2.

ECM_MOI_5YA / DParity [1998 (1) to 2002 (6)]

Solved Static Long Run equation

MOI_5YA = +4.24 +0.6783 DParity
(SE) (0.3976) (0.242)

ECM = MOI_5YA - 4.24031 - 0.678339*DParity;

WALD test $\text{Chi}^2(1) = 7.8554 [0.0051] **$

Uwagi: $\text{MOI_5YA} = \text{MOI_5YA}_t$, $\text{DParity} = \Delta\text{Parity}_t$.

Źródło: Analiza własna.

Wartość oczekiwana dla zmiennej ECM powinna wynosić zero. Wówczas możemy założyć w długim okresie neutralność kursu walutowego na rynek obligacji. W badanym przypadku uzyskujemy średnią dla ECM równą +0,10%, co jest wartością bliską zeru (w porównaniu z zakresem wahań w przedziale od -2,5% do 2,5%). Oznacza to, że

¹⁷ Nominalny przyrost zmiennej (X) jest zdefiniowany jako: $\text{DX}_t = \Delta X_t = X_t - X_{t-1}$.

długookresowo równowaga między rynkiem obligacji i zmianami na rynku walutowym oscyluje wokół zera. W długim okresie na rynku obligacji nie istnieje trwałe obciążenie w kierunku nadmiernego optymizmu bądź pesymizmu względem zmian kursowych. Z perspektywy kilkuletniej nierównowaga krótkookresowa wynika z cykliczności optymizmu i pesymizmu oraz kilku mniej znaczących czynników krótkookresowych.

Tabela 4

Model korekty błędem (ECM) dla modelu prezentowanego w Tabeli 3.

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	0.017429	0.13733	0.127	0.8996	0.0004
DDParity	0.20830	0.054592	3.816	0.0004	0.2444
ECM_MOI_5YA_1	-0.41280	0.093191	-4.430	0.0001	0.3036

R² = 0.363925 F(2,45) = 12.873 [0.0000] \sigma = 0.948843 DW = 1.85
 RSS = 40.51366468 for 3 variables and 48 observations

Uwagi: $DMOI_{5YA} = \Delta MOI_{5YA}$, $DDParity = \Delta \Delta Parity$, $ECM_{MOI_{5YA}_1} = ECM(5YA)_{t-1}$.

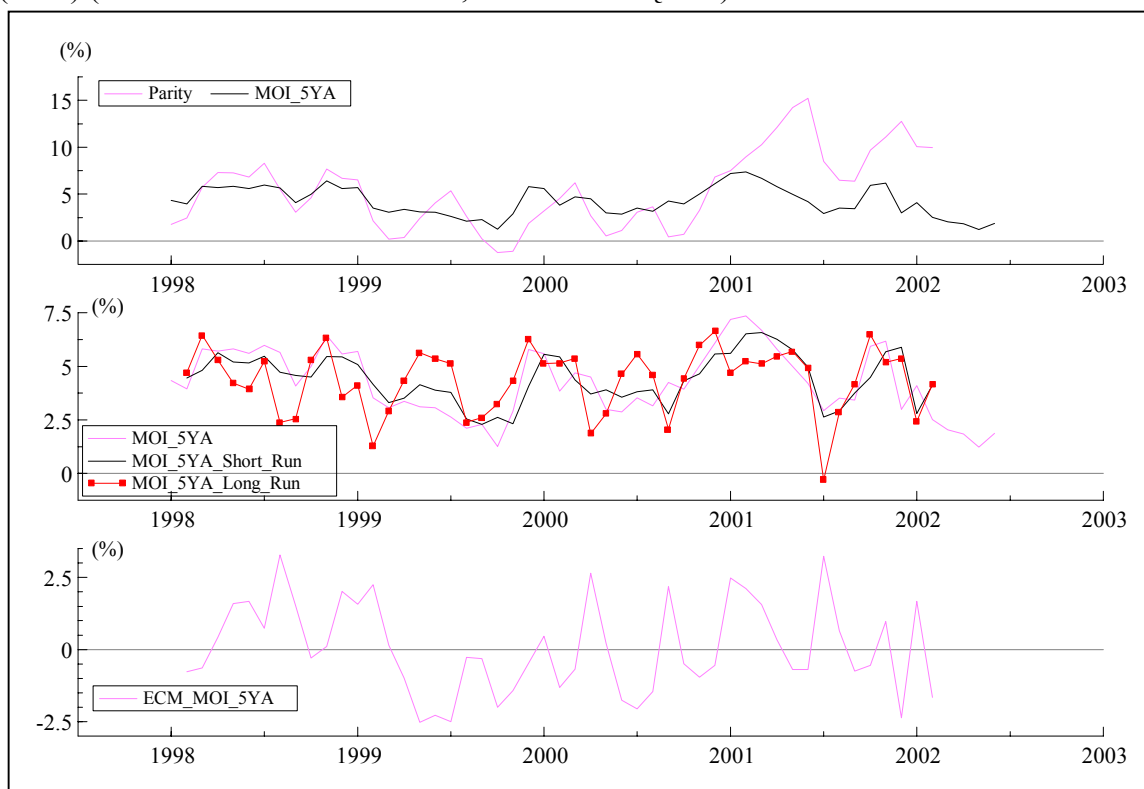
Źródło: Analiza własna.

Szczegółowa analiza ECM (Tabela 4) pokazuje istotność modelu korekty błędem. Konwersja parametru (-0,413) sugeruje, że pełna korekta niedopasowania za pomocą błędu ma przeciętnie miejsce w okresie ok. dwóch i pół miesiąca.

Przyrost dla zmiennej MOI(5YA) jest wyjaśniony przez 20,8% przyrostu dla $\Delta Parity$ i 41,3% przez błąd dopasowania we wcześniejszym okresie (względem równowagi długookresowej). Model w Tabeli 4 posiada nieistotną stałą, co w badanym przypadku nie ma znaczenia. Cykle optymizmu mierzone za pomocą zmiennej ECM są istotnym czynnikiem wyjaśniającym okresowe wahania w zachowaniach inwestorów zagranicznych na polskim rynku obligacji. Czynniki ten nie jest bezpośrednio widoczny w cenach obligacji, ale jego znaczenie jest istotne. W praktyce różnica między krótkoterminowymi stopami na rynku międzybankowym i dochodowością obligacji jest przez inwestorów przeszacowana lub niedoszacowana ze względu na zachowanie się kursu walutowego.

Wykres 6

Wychylenie kursu złotego od parytetu; optymizm inwestorów na rynku obligacji 5-letnich (MOI) (w okresie: I 1998 – VI 2002; średnie miesięczne).



Źródło: Analiza własna.

3.3.2 Kurs walutowy PLN/USD

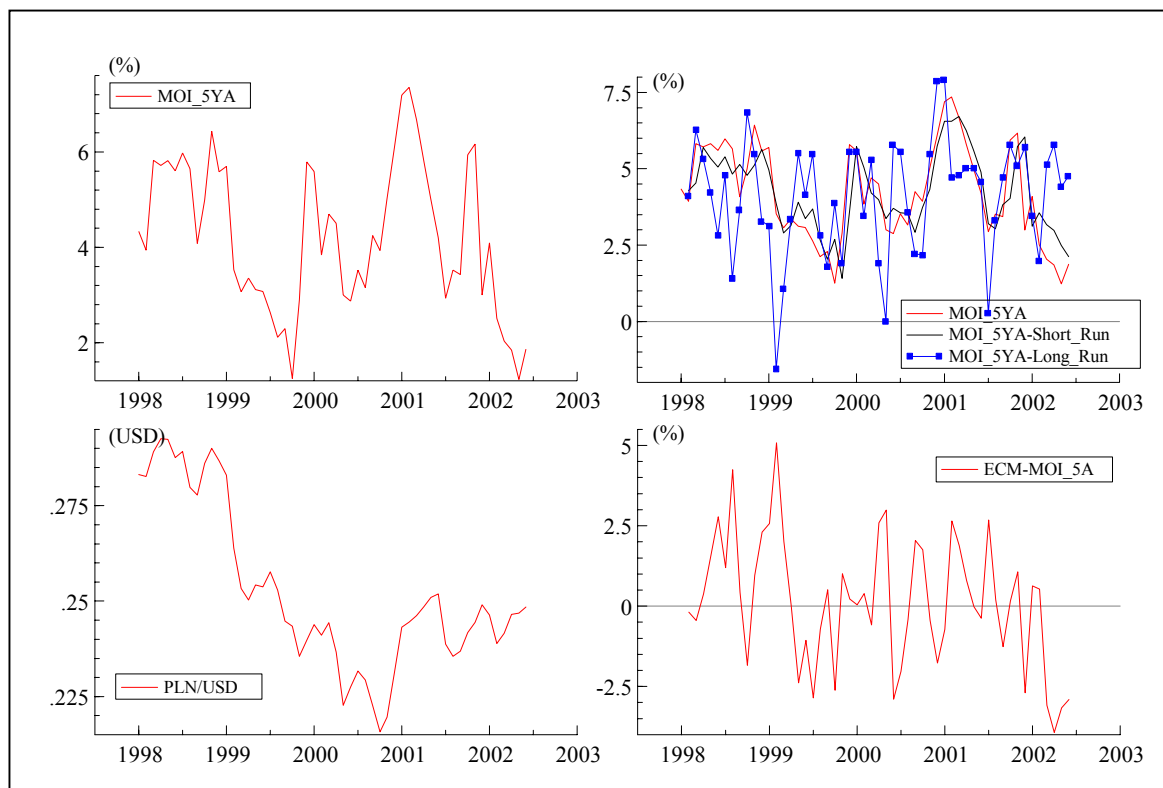
Celem niniejszej sekcji jest oszacowanie bezpośredniej relacji między zmianami w kursie walutowym PLN/USD oraz dochodowością obligacji. Wstępne obliczenia wskazują, iż analogicznie jak we wcześniejszej sekcji rynek obligacji najlepiej reprezentuje indeks optymizmu (MOI).

Już wstępna analiza graficzna dla danych dziennych wskazuje na podobne słabości odpowiednich szeregów czasowych, jak to miało miejsce w poprzedniej sekcji. Analogicznie pociągnęło to za sobą przeprowadzenie dalszych analiz w oparciu o dane miesięczne. Analizowane zmienne w ujęciu miesięcznym prezentowane są na Wykresie 7 (wykresy po lewej stronie). Znaczące analogie do sekcji 3.3.1 zostały również uzyskane przy szacowaniu najlepszego z modeli wiążącego rynek obligacji z kursem walutowym PLN/USD. Podobieństwa te widoczne są przy porównaniu wyników zebranych

w Tabelach 2 i 5. Oczywiście różnią się oszacowania dla poszczególnych parametrów. Jednak postacie funkcyjne obu modeli są niemal takie same.

Wykres 7

Kurs walutowy PLN/USD; indeks optymizmu inwestorów dla obligacji 5-letnich (MOI) (w okresie: I 1998 – VI 2002; średnie miesięczne).



Źródło: Analiza własna.

Obliczenia zostały wykonane w oparciu o szereg czasowy dla 53 obserwacji miesięcznych. Najlepszy z modeli wykazał, że indeks optymizmu inwestorów na rynku obligacji (MOI) nie zależy bezpośrednio od samego kursu walutowego, lecz od jego zmian. Model oparty na zmianach kursu walutowego (Δ PLN/USD) uzyskał lepsze dopasowanie do danych empirycznych niż to miało miejsce w przypadku analizy odchylenia od parytetu (Δ Parity). Współczynnik determinacji osiągnął poziom $R^2 = 65\%$ ¹⁸.

¹⁸ Można również oszacować model, który zamiast zmiennej Δ PLN/USD będzie bazował na PLN/USD. Wówczas R^2 może osiągnąć nawet 95%. Zmienna PLN/USD będzie wówczas włączana dla okresu bieżącego (t) oraz swojego pierwszego opóźnienia (t-1). Jednak parametry przed tymi dwoma zmiennymi będą miały

Jednak oceniając model przez pryzmat innych statystyk okazuje się, że jest ona bardziej wrażliwy od modelu z sekcji 3.3.1. Ma to znaczenie zarówno przy szacowaniu modeli dopasowania bieżącego jak i równowagi długookresowej. Również model korekty błędem (ECM) (patrz prawa dolna część Wykresu 7) ma większe i bardziej przypadkowe oscylacje. Parametr przed (ECM_{t-1}) (patrz Tabela 6) jest znacznie niższy (-0,27) niż w modelu w części 3.3.1. Oznacza to, że korekta błędem następuje tu wolniej. Pełne wyrównanie zajmuje średnio statystycznie prawie 4 miesiące.

Tabela 5

MOI jako proces autoregresyjny zależny od zmian w kursie walutowym PLN/USD.

Modelling MOI_5YA by OLS					
The present sample is: 1998 (2) to 2002 (6)					
Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR^2
Constant	1.0850	0.38923	2.787	0.0075	0.1345
MOI_5YA_1	0.74677	0.085599	8.724	0.0000	0.6035
DPLN/USD	77.500	21.323	3.635	0.0007	0.2090
R^2 = 0.65049 F(2,50) = 46.529 [0.0000] \sigma = 0.956571 DW = 1.94					
RSS = 45.75144163 for 3 variables and 53 observations					
ECM-MOI_5A [1998 (1) to 2002 (6)]					
Solved Static Long Run equation					
	MOI_5YA =	+4.285		+306	DPLN/USD
(SE)	(0.5218)	(129.8)	
ECM = MOI_5YA - 4.28452 - 306.048*DPLN/USD;					
WALD test Chi^2(1) = 5.5613 [0.0184] *					

Uwagi: MOI_5YA = MOI_5YA_t, MOI_5YA_1 = MOI_5YA_{t-1}, DPLN/USD = ΔPLN/USD_t.

Źródło: Analiza własna.

skłonność do znoszenia się (kompensowania). Skutkować to również będzie nieistotnością modelowania równowagi długookresowej oraz mechanizmu korekty błędem.

Tabela 6

Mechanizm korekty błędem (ECM) dla modelu prezentowanego w Tabeli 5.

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	0.0099718	0.13437	0.074	0.9411	0.0001
DDPLN/USD	73.981	19.646	3.766	0.0004	0.2245
ECM-MOI_5A_1	-0.26998	0.072533	-3.722	0.0005	0.2204

Modelling DMOI_5YA by OLS
The present sample is: 1998 (3) to 2002 (6)

R² = 0.296668 F(2,49) = 10.334 [0.0002] \sigma = 0.96374 DW = 1.85
RSS = 45.51096329 for 3 variables and 52 observations

Uwagi: $DMOI_5YA = \Delta MOI_5YA_t$, $ECM-MOI_5YA_1 = ECM(5YA)_{t-1}$, $DDPLN/USD = \Delta \Delta PLN/USD_t$.

Źródło: Analiza własna.

Porównując rezultaty uzyskane w częściach 3.3.1 oraz 3.3.2 można zauważyć, iż różnice między tam uzyskanymi modelami nie są duże. Owe podobieństwo wynika z faktu, że w obu przypadkach zmienna egzogeniczna (reprezentująca kurs walutowy) jest niemal tym samym procesem. Zdecydowanie bardziej interesujące są różnice uzyskane dla obu przypadków. Otóż okazuje się, że model dla (Δ Parity) ma niższy R^2 , ale np. zachodzi w nim szybciej korekta błędem oraz ma lepsze właściwości na potrzeby modelowania równowagi długookresowej. Takie rezultaty mają dla nas kilka praktycznych konsekwencji. Model dla (Δ Parity) jest lepszym punktem odniesienia dla długookresowej równowagi rynkowej dla uczestników rynku obligacji wrażliwych na zmiany kursu walutowego. Jednak ci sami uczestnicy podejmują swoje krótkookresowe decyzje inwestycyjne kierując się nie zmianami w odchyleniu od parytetu, lecz zachowaniem się konkretnego kursu walutowego, a w szczególności PLN/USD. Potwierdził to model w części 3.3.2.

3.4 Terminowe stopy procentowe

Wyniki empiryczne uzyskane w tej części dotyczą wpływu dochodowości obligacji na rynek terminowych stóp procentowych. Przeprowadzone badania wskazują na dostosowywanie się terminowych stóp procentowych do zmieniających się stóp dochodowości na rynku obligacji. W Polsce na rynku międzybankowym kwotowana jest liczna grupa kontraktów terminowych na stopy procentowe (FRA – *forward rate*

agreement). Z oczywistych powodów ich wzajemne korelacje są bardzo duże (patrz Tabela 7). Pozwala to na wybranie jednej z omawianych stóp FRA jako reprezentatywnej na potrzeby dalszej analizy względem stóp dochodowości obligacji. Wybór padł tu na FRA 3x6, gdyż ten instrument jest najlepiej skorelowany z pozostałymi stopami FRA (również tymi nie wyeksponowanymi w Tabeli 7). Współczynnik korelacji liniowej FRA 3x6 z inną stopą FRA ani razu nie spada poniżej 0,99. Ścieżka FRA 3x6 oraz ścieżki dochodowości obligacji 2 i 5-letnich zostały łącznie zaprezentowane na Wykresie 8.

Tabela 7

Macierz korelacji dla 7 wybranych stóp FRA w Polsce¹⁹ (w okresie VIII 2000 – VII 2001).

Correlation matrix							
	1x2	1x4	3x6	6x9	1x7	3x9	6x12
1x2	1.0000						
1x4	0.99797	1.0000					
3x6	0.99034	0.99605	1.0000				
6x9	0.97962	0.98873	0.99682	1.0000			
1x7	0.99262	0.99769	0.99920	0.99586	1.0000		
3x9	0.98449	0.99242	0.99844	0.99941	0.99798	1.0000	
6x12	0.97637	0.98617	0.99538	0.99970	0.99419	0.99861	1.0000

Uwagi: Np. FRA 1x4 = oczekiwana stopa 3-miesięczna za 1 miesiąc.

Źródło: Analiza własna.

Poszukiwania najlepszego modelu dla FRA skupiły się na szeregu szczegółowych analiz uwzględniających zachowania rynku obligacji 2 i 5-letnich. W obliczeniach zostały zastosowane obserwacje dzienne dla zmiennych. Przeanalizowane zostały tu wskaźniki optymizmu, dochodowości obligacji oraz ich przyrosty, a także ich średnie ruchome. Najlepsze z uzyskanych rezultatów są zebrane w Tabelach 8 i 9. Stopy FRA okazały się silnym procesem autoregresyjnym pierwszego rzędu AR(1), który dodatkowo zależy od zmian w dochodowościach obligacji. Dwa najlepsze z modeli prezentowane są jako równania (5) i (6). Mają one postać modeli typu ADL(p,q) bez stałej²⁰.

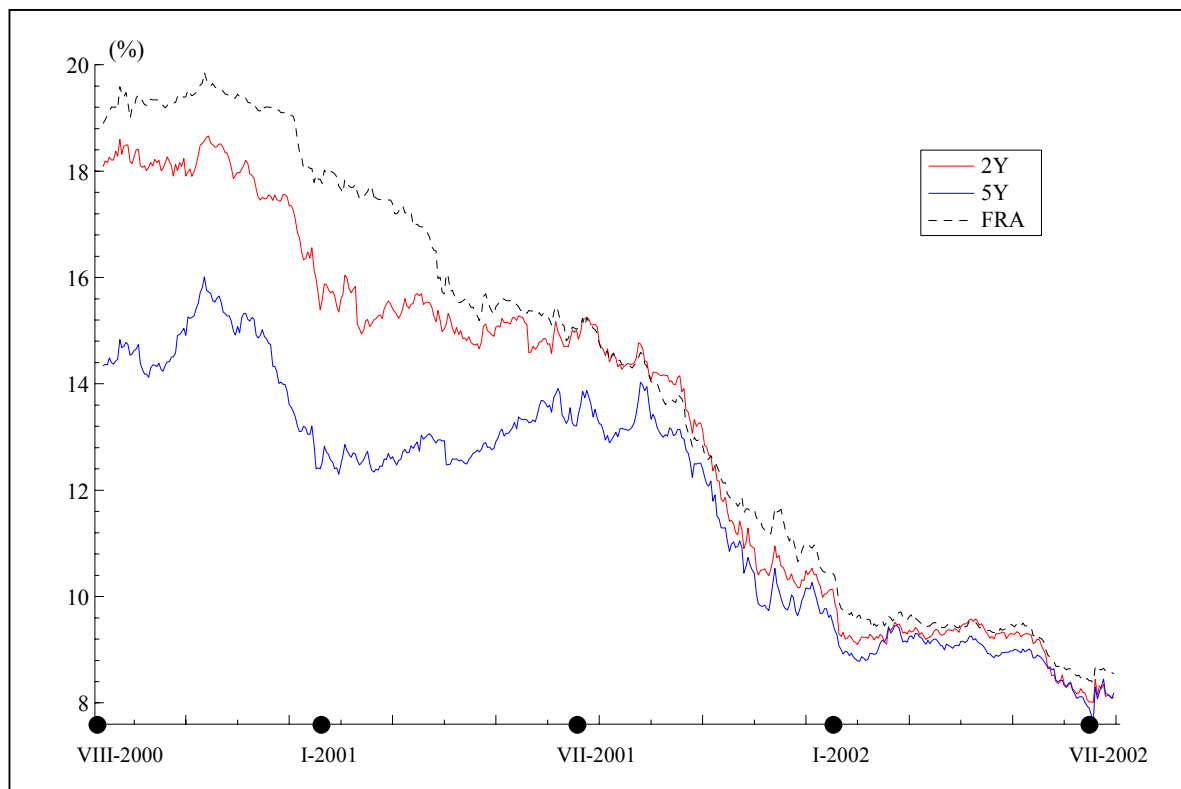
¹⁹ Tabela 7 nie prezentuje kontraktów FRA: 2x3, 2x5, 9x12, ponieważ ich notowania rozpoczęły się znacznie później (w 2001 roku).

²⁰ Model ADL(p,q):

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

Wykres 8

FRA 3x6, dochodowość obligacji 2 i 5-letnich (w okresie: VIII 2000 – VII 2002; ok. 500 obserwacji dziennych).



Uwagi: FRA 3x6 = oczekiwana stopa 3-miesięczna za 3 miesiące.

Źródło: Analiza własna.

Tabela 8

FRA 3x6 a dochodowość obligacji 2-letnich (w okresie VIII 2000 – VII 2002).

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
FRA_1	0.99926	0.00025049	4e+003	0.0000	1.0000
D2Y	0.37290	0.027630	13.496	0.0000	0.2726
D2Y_1	0.10811	0.027588	3.919	0.0001	0.0306

$R^2 = 0.999971$ $\sigma = 0.0791428$ $DW = 2.12$
 RSS = 3.044101869 for 3 variables and 489 observations

Uwagi: $FRA = FRA_t$, $FRA_1 = FRA_{t-1}$, $D2Y = \Delta 2Y_t$, $D2Y_1 = \Delta 2Y_{t-1}$.

$FRA = FRA$ 3x6 = oczekiwana stopa 3-miesięczna za 3 miesiące.

Źródło: Analiza własna.

Tabela 9

FRA 3x6 a dochodowość obligacji 5-letnich (w okresie VIII 2000 – VII 2002).

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR^2
FRA_1	0.99900	0.00025410	4e+003	0.0000	1.0000
D5Y	0.34425	0.029244	11.772	0.0000	0.2222
D5Y_1	0.072628	0.029302	2.479	0.0135	0.0125
D5Y_2	0.082441	0.029164	2.827	0.0049	0.0162
R^2 = 0.999969 \sigma = 0.0812784 DW = 1.92					
RSS = 3.20399864 for 4 variables and 489 observations					

Uwagi: $FRA = FRA_t$, $FRA_1 = FRA_{t-1}$, $D5Y = \Delta 5Y_t$, $D5Y_1 = \Delta 5Y_{t-1}$, $D5Y_2 = \Delta 5Y_{t-2}$.

$FRA = FRA\ 3x6 =$ oczekiwana stopa 3-miesięczna za 3 miesiące.

Źródło: Analiza własna.

Najlepsze z oszacowanych modeli opisujących kształtowanie się terminowych stóp procentowych w powiązaniu z zachowaniem się rynku obligacji 2 i 5-letnich:

$$FRA_t = 0,999 * FRA_{t-1} + 0,373 * \Delta 2Y_t + 0,108 * \Delta 2Y_{t-1} + e_t, \quad (5)$$

$$FRA_t = 0,999 * FRA_{t-1} + 0,344 * \Delta 5Y_t + 0,073 * \Delta 5Y_{t-1} + 0,082 * \Delta 5Y_{t-2} + e_t. \quad (6)$$

Wyniki empiryczne udowadniają, iż stopy FRA (choć są autoregresyjne) zależą od bieżących i rozłożonych w czasie zmian w dochodowościach obligacji. Zależność odwrotna nie jest statystycznie istotna. Równania (5) i (6) 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 skumulowany wpływu zmiennej ($\Delta 2Y$) wynosi 0,48, a w przypadku zmiennej ($\Delta 5Y$) jest on równy 0,50. Takie wyniki uzyskane w modelach (5) i (6) mówią, że dopasowanie się stóp na rynku FRA do zmian na rynku obligacji trwa ok. 3-4 dni. Oczywiście wpływ zmian bieżących (mnożnik bezpośredni, lub tzw. „reakcja natychmiastowa”) jest najważniejsza. Jednak całe dopasowanie jest rozłożone na przestrzeni kilku dni. Dodatkowo okazuje się, że model dla obligacji 5-letnich jest nieco bardziej istotny, ale z drugiej strony ma dopasowanie rozłożone w dłuższym okresie czasu. To obligacje 5-letnie są lepszym punktem odniesienia dla równowagi na rynku terminowych stóp procentowych. Jednak szybciej rynek dyskontuje zachowanie się obligacji 2-letnich. W praktyce oznacza to, że

równowaga pomiędzy obu rynkami uzyskiwana m.in. dzięki mechanizmowi arbitrażu. Stopy FRA dostosowują się do rentowności uzyskiwanych na rynku obligacji. bardzo wysokie dopasowanie obu modeli ($R^2 = 99,99\%$) wskazuje na silne statystyczne powiązanie pomiędzy obydwoma rynkami.

3.5 Deficyt budżetowy

Ze względu na krótkie szeregi czasowe trudno jest przeanalizować wpływ zachowania się rynku obligacji na różne procesy makroekonomiczne. Mimo to, sprawa ta jest zbyt istotna, aby nie podjąć pewnych działań w tym obszarze. Za najciekawszą została przyjęta możliwość znalezienia powiązań pomiędzy cenami obligacji i deficytem budżetowym, który znacząco jest przez te obligacje finansowany.

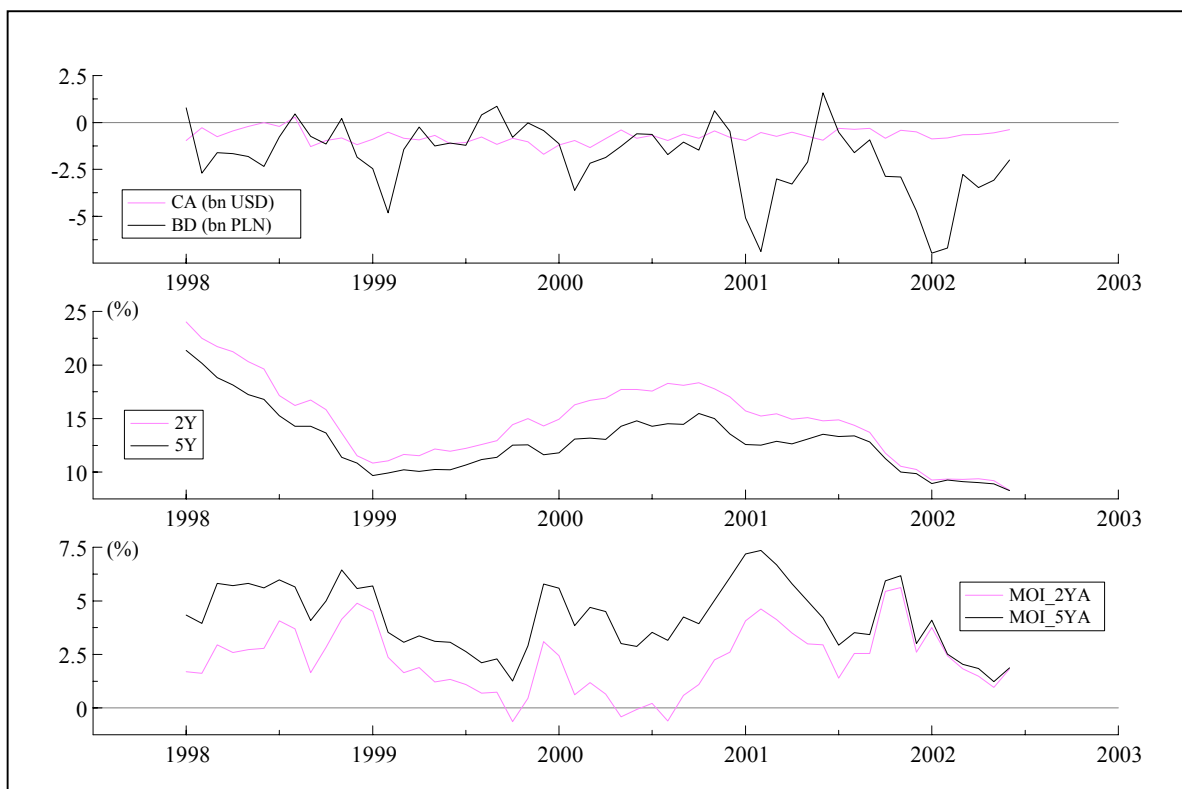
Dane o deficycie budżetowym są raportowane przez Ministerstwo Finansów w okresach miesięcznych. Na potrzeby modelowania ekonometrycznego można stosować deficyt budżetowy zarówno w ujęciu nominalnym jak i urealniony zmianami w poziomie cen. Nieco trudniejsze jest wskazanie na zmienną, która najlepiej reprezentowałaby rynek obligacji. Z powodów prezentowanych we wcześniejszych sekcjach okazuje się, że nominalna rentowność obligacji nie jest najlepszą ze zmiennych. Pewne urealnienie tego procesu można uzyskać aplikując wskaźnik optymizmu inwestorów (MOI). Odnosi się on nie tylko do oczekiwań wobec przyszłych stóp procentowych, ale również do premii za ryzyko. Wysoki optymizm (wyższe realne ceny obligacji) implikuje niższą premię za ryzyko i *vice versa*²¹. Zmiana w premii za ryzyko może być traktowana jako zmienna odnosząca się do oczekiwań w zakresie przyszłego deficytu budżetowego.

Pobieżna analiza graficzna (Wykres 9) przedstawia nominalne wartości deficytu budżetowego (BD) oraz uwidacznia jego sezonowość i narastanie w czasie.

²¹ Jest to prawdziwe, jeżeli założymy na potrzeby modelowania, że w krótkich okresach czasu ($t, t+1$) oczekiwania rynku co do zmian stóp procentowych NBP są stałe.

Wykres 9

Deficyt budżetowy (BD) (w mld PLN), deficyt na rachunku bieżącym (CA) (mld USD), wskaźnik optymizmu inwestorów (MOI) (w okresie: I 1998 – VI 2002; 54 obserwacje miesięczne).



Źródło: Analiza własna.

Analiza zależności między (BD) i (MOI) wskazuje, że w tej parze zmiennych deficyt budżetowy powinien być traktowany jako zmienna egzogeniczna, a wskaźnik optymizmu rynku obligacji jako zmienna objaśniana. Dalsze modelowanie uwidacznia, iż w optymalnym modelu obie zmienne są przesunięte w czasie względem siebie. Ostatecznie deficyt budżetowy okazuje się zewnętrzną zmienną wyprzedzającą. Najlepszy z modeli jest prezentowany w Tabeli 10 oraz jako równanie (7). BD_{t+3} jest zmienną wyprzedzającą dla deficytu budżetowego o 3 miesiące. Zmienna ta w czasie (t) nie jest znana, ale jest możliwa do szacowania przez rynek. Oczekiwania rynku wobec deficytu budżetowego mają znaczenie z wyprzedzeniem rzędu kwartalnego. Ten rezultat jest ważny, aby pokazać jak daleko rynek obligacji w bieżących cenach dyskontuje oczekiwania wobec przyszłego

deficytu budżetowego. Model ten może być również stosowany jako narzędzie prognostyczne, aby ocenić możliwy kierunek zachowań rynku obligacji ze względu na oczekiwany deficyt budżetowy. Jednak na potrzeby precyzyjniejszego szacowania zachowań się cen obligacji rekomendowane są modele omówione we wcześniejszych sekcjach.

$$MOI_5YA_t = 0,881 * MOI_5YA_{t-1} - 0,223 * BD_{t+3} + e_t \quad (7)$$

Tabela 10

Bieżący wskaźnik optymizmu rynku (MOI) jako funkcja przyszłego (bądź oczekiwanego) deficytu budżetowego.

Modelling MOI_5YA by OLS					
The present sample is: 1998 (2) to 2002 (3)					
Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR^2
MOI_5YA_1	0.88128	0.041647	21.161	0.0000	0.9032
BD+3	-0.22284	0.072853	-3.059	0.0036	0.1631
R^2 = 0.950838 \sigma = 1.04541 DW = 2.07					
RSS = 52.45872543 for 2 variables and 50 observations					

Uwagi: MOI_5YA = MOI_5YA_t, MOI_5YA_1 = MOI_5YA_{t-1}, BD+3 = BD_{t+3}.

Źródło: Analiza własna.

4. Uwagi końcowe

Wyniki zaprezentowanych w referacie badań empirycznych potwierdziły występowanie zależności pomiędzy oczekiwaną wysokością krótkoterminowych stóp procentowych i cenami obligacji. Potwierdziły również, że wielkość deficytu budżetowego wpływa na ceny obligacji. Wykorzystanie w naszych badaniach zmiennej będącej indykatorem optymizmu inwestorów pozwoliło także wykazać, że na ceny obligacji wpływają zmiany kursu walutowego i fluktuujący *nastrój* rynku. Niektóre z modeli estymowanych na potrzeby prezentowanych w referacie badań mogą okazać się użyteczne przy analizie sytuacji rynkowej nie tylko przez inwestorów, ale także przez bank centralny i władze fiskalne.

Bibliografia

- Ades, A., (1998), "New Tools for Forecasting Local Bond Yields in Emerging Markets", *Economic Research*, Goldman Sachs
- Battersby, W., (1998), "New techniques in emerging-market fund management", in *Alternative Investment Strategies*, (ed. S. Jaffer), Euromoney Books, p. 191-201
- Quantitative Management of Bond Portfolios*, (2000), Lehman Brothers, *Fixed Income Research*.
- Dym S., "Credit Risk Analysis for Developing Country Bond Portfolios", *The Journal of Portfolio Management*, winter 1997, p. 99-103.
- Eichengreen B., Mody A., (2000), "What Explains Changing Spreads on Emerging Market Debt". In Sebastian Edwards (ed.) *Capital Flows and The Emerging Economies. Theory, Evidence, and Controversies*, The Chicago University Press, 107-134.
- Erb, C., B., Harvey, C., R., Viskanta, T., E., "New Perspectives on Emerging Market Bonds", *The Journal of Portfolio Management*, winter 1999, p. 83-92
- Huttman, M. D., (1998), "Managed currencies: a powerful alternative investment strategy", in *Alternative Investment Strategies*, (ed. S. Jaffer), Euromoney Books, p. 100-111.
- Johnston R., Cook, J., (1999), "Managing Global Emerging Markets Risk". In Ezra Zask (ed.) *Global Investment Risk Management. Protecting International Portfolios Against Currency, Interest Rate, Equity, and Commodity Risk*, McGraw-Hill, p. 223-238.
- Kokoszcyński, R., (ed.), (1999), "Mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej: przegląd głównych teorii oraz specyfika transmisji w Polsce", *Materiały i Studia*, Narodowy Bank Polski, Warszawa, 1999.
- Lipschitz, L., T. Lane, A. Mourmours, (2000), "The Tosovsky Dilemma: Capital Surges in Transition Countries", IMF, Washington, mimeo.

- Polański Z., Opiela, (1995), Rynki finansowe a transmisja impulsów polityki pieniężnej banku centralnego”, *Bank i Kredyt*, no. 6.
- Rubaszek, M., (2002), “Modeling fundamentals for forecasting portfolio inflows to Poland”, *Working Papers*, no. 21. National Bank of Poland, Warsaw.
- Sławiński, A., (2002), “Exchange rate and bond prices reactions to changing fundamentals: the case of Poland”, *Monthly Report* of Vienna Institute for International Economic Studies, no. 2.
- Sławiński, A., Stamirowski M., (2001), “Wpływ czynników krajowych i zagranicznych na sytuację na rynkach finansowych”, *Prace Naukowe*, no. 899, AE im. Oskara Langego we Wrocławiu.
- Vogel, R., Szoke, I., (1999), “Eastern European Risk Management. In Ezra Zask (ed.) *Global Investment Risk Management. Protecting International Portfolios Against Currency, Interest Rate, Equity, and Commodity Risk*, McGraw-Hill, p. 287-300.