http://dx.doi.org/10.18778/8088-791-6.02

Rozdział 1
Struktura rentowności bilansu banków w środowisku niskich stóp procentowych

Piotr Jaworski*, Piotr Mielus**

Wprowadzenie

W 2015 roku polski sektor bankowy odnotował ponad 11 mld PLN zysku netto. Głównym składnikiem przychodu banków był wynik z tytułu działalności bankowej w wysokości 56 mld PLN, z czego 63% stanowił wynik z tytułu odsetek[1]. Wynik odsetkowy netto (liczony jako różnica pomiędzy przychodem z aktywów i kosztem pasywów) jest zatem kluczowym źródłem zysków sektora bankowego. Rozpatrując strukturę tego wyniku, powinniśmy poddać analizie rentowność obu stron bilansu: aktywów reprezentowanych głównie przez kredyty oraz pasywów generowanych w przeważającej mierze przez depozyty. Rentowność tę można wyrazić w skali rocznej, dzięki czemu różnica pomiędzy stopą procentową aktywów a oprocentowaniem pasywów stanowi zannualizowaną rentowność netto bilansu sektora bankowego.

Rentowność poszczególnych składników bilansu jest uzależniona od poziomu stóp procentowych w gospodarce. Od chwili wybuchu kryzysu finansowego z lat 2007–2009 stopy procentowe w wielu krajach uległy silnemu obniżeniu na skutek ekspansywnej polityki monetarnej prowadzonej przez banki centralne. Polityka ta – oprócz pobudzania wzrostu gospodarczego – ma jednak kilka skutków ubocznych. Jednym z nich jest wynik odsetkowy netto sektora bankowego. Zwykle

* Uniwersytet Warszawski, Wydział Zarządzania, Katedra Systemów Finansowych Gospodarki.
** Szkoła Główna Handlowa, Katedra Ekonomii Ilościowej, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową.

1 Dane Urzędu Komisji Nadzoru Finansowego (dalej: UKNF) na stronie: http://www.knf.gov.pl/opracowania/sektor_bankowy/dane_o_rynku/Dane_miesieczne.html, tabela 06 (dostęp: 13.06.2016).

rentowność netto obniża się w środowisku niskich stóp procentowych[2]. Biorąc pod uwagę specyfikę rynku polskiego, wynika to z dwóch przesłanek.

Po pierwsze, dynamika przeszacowania stóp procentowych odnoszących się do aktywów jest inna niż dla pasywów. W Polsce dominują pożyczki zmiennoprocentowe indeksowane do stopy WIBOR. Stopa WIBOR, podobnie jak inne indeksy międzybankowego rynku pieniężnego (typu IBOR), przestała odwzorowywać marginalny koszt finansowania sektora bankowego. W wyniku kryzysu finansowego z lat 2007–2009 stawki typu IBOR, w sytuacji braku obrotów na rynku międzybankowym[3], reprezentują w przeważającej mierze oczekiwania co do przyszłej trajektorii stóp procentowych, a nie realny koszt pożyczek niezabezpieczonych[4]. Długoterminowe aktywa (np. kredyty hipoteczne i inwestycyjne) są finansowane krótkoterminowymi pasywami (głównie depozytami od osób fizycznych i przedsiębiorstw). Pasywa oprocentowane są natomiast według stopy stałej, która – w przypadku przedłużania depozytów i przyjmowania ich od nowych klientów – wykazuje wysoki poziom inercji związany z konkurencyjnością rynku lokat[5]. Przy spadających stopach procentowych indeks służący wyznaczaniu płatności odsetkowych od kredytów obniża się szybciej niż koszt finansujących je depozytów, co powoduje deteriorację wyniku odsetkowego banków.

Po drugie, prawo ogranicza możliwość przypisywania negatywnego oprocentowania do depozytów ludności[6] oraz ogranicza maksymalne oprocentowanie pożyczek[7]. Tym samym im niższy poziom stóp procentowych, tym mniejsze pole do oszczędności po stronie kosztu pasywów oraz bardziej ograniczone możliwości wysokich przychodów z tytułu udzielonych kredytów.

Jak zauważył Cabral[8], deterioracja wyniku odsetkowego netto jest efektywnym indykatorem rosnących nierównowag w sektorze bankowym, co może prowadzić do kryzysów bankowych. Dlatego też analiza źródeł wahań wyniku odsetkowego netto pozwala na identyfikację ryzyk i neutralizację zagrożeń związanych z bilansem sektora bankowego.

Banki mają możliwość ograniczania negatywnego wpływu wynikającego z niskiego poziomu stóp procentowych. Polega on na stopniowym zwiększaniu

---

2 Por.: N. Gibas, R. Juks, J. Söderberg, *Swedish financial institutions and low interest rates*, Financial Stability Report, No. 16/2015, Riksbank 2015 oraz M. Bech, A. Malkhozov, *How have central banks implemented negative policy rates?*, „BIS Quarterly Review", March 2016.

3 *Raport o stabilności systemu finansowego*, NBP, luty 2016, s. 26–27.

4 V. Brousseau, A. Chailloux, A. Durré, *Fixing the Fixings: What Road to a More Representative Money Market Benchmark?*, IMF Working Paper, No. 13/131, May 29, 2013, s. 6.

5 P. Mielus, T. Mironczuk, *Structure of the cost of deposits in selected EU countries*, „Bezpieczny Bank" 2015, nr 3(60), s. 89–101.

6 Kodeks cywilny z 23.04.1964 r. z późn. zm. (Dz. U. Nr 16, poz. 93), art. 725 i 726; por. Z. Ofiarski, *Prawo bankowe*, wyd. IV, Wolters Kluwer, Warszawa 2011.

7 Ustawa o nadzorze nad rynkiem finansowym z późn. zm. (Dz. U. z 2006 r. Nr 157, poz. 1119).

8 R. Cabral, *A perspective on the symptoms and causes of the financial crisis*, „Journal of Banking & Finance" 2013, No. 37(1), s. 103–117.

marży kredytowej przy jednoczesnym podwyższaniu względnego kosztu depozytów, tak aby zneutralizować negatywny wpływ spadającej krzywej dochodowości. Tym samym jesteśmy świadkami równoległego wzrostu marży kredytowej i płynnościowej. Rentowność aktywów oraz koszt pasywów spadają wolniej niż stopa referencyjna, realne oprocentowanie obu stron bilansu wykazuje zatem inercję względem dynamiki rynkowych stóp procentowych. Należy zaznaczyć, że dotyczy to jedynie nowych kontraktów, ponieważ stare umowy są kontynuowane według oryginalnych stawek. Skuteczność takiej polityki jest uzależniona od struktury zapadalności kredytów i depozytów, stopnia konkurencyjności rynku oraz przyrostu „nowej produkcji" względem aktualnego salda kredytów i depozytów[9].

W niniejszym rozdziale zbadano dynamikę opisanych powyżej zjawisk dla polskiego sektora bankowego w latach 2010–2016. Okres ten cechował się dwiema fazami cyklu: do końca 2012 roku stopy procentowe wzrosły o 125 punktów bazowych, a następnie spadły 325 punktów bazowych. Analiza umożliwia więc porównanie dynamiki zmian obserwowanych parametrów zarówno w fazie restrykcyjnej, jak i ekspansywnej polityki monetarnej[10].

Celem artykułu jest znalezienie odpowiedzi na następujące pytania badawcze:

Czy spadek stopy referencyjnej wywiera negatywny wpływ na wynik odsetkowy sektora?

Czy spadek stopy referencyjnej powoduje zmianę poziomu marży kredytowej po aktywnej stronie bilansu i marży płynnościowej po pasywnej stronie bilansu?

Czy istnieje powiązanie między zmianą struktury rentowności składników bilansu a dynamiką wyniku odsetkowego netto?

Aby można było uzyskać odpowiedzi na powyższe pytania, została przeprowadzona analiza kointegracji szeregów czasowych w celu identyfikacji długoterminowych zależności pomiędzy zmiennymi. Jako zmienną egzogeniczną przyjęto poziom stopy referencyjnej NBP ze względu na wysoki poziom korelacji pomiędzy tą stopą a węzłami krzywej dochodowości odnoszącymi się do rentowności kredytów i depozytów. Zbudowano modele korekty błędem (ECM)[11], w których zmiennymi objaśnianymi są: wynik odsetkowy netto, marża kredytowa, marża płynnościowa oraz względne położenie stopy referencyjnej w kanale wyznaczonym przez rentowności obu stron bilansu sektora bankowego.

---

9 C. Borio, L. Gambacorta, B. Hofmann, *The influence of monetary policy on bank profitability*, BIS Working Papers, No. 514, October 2015.

10 W celu wyrównania długości badanych szeregów i mając na uwadze okres stabilizacji stóp procentowych, w pracach analitycznych podzielono szereg na dwa podokresy – do końca 2013 i od 2014 r.

11 Przyjęto zasady modelowania opisane w: W.W. Charemza, D.F. Deadman, *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997 oraz A. Welfe (red.), *Analiza kointegracyjna w makromodelowaniu*, PWE, Warszawa 2013.

1.1. Dane wejściowe

Badanie oparto na comiesięcznych raportach Komisji Nadzoru Finansowego prezentujących wyniki sektora bankowego w Polsce[12]. Na ich podstawie skonstruowano następujące szeregi czasowe:

$$OA = \frac{\text{przychody z tytułu odsetek w miesiącu } X}{\text{aktywa razem na koniec miesiąca } X} \times 12.$$

$$OP = \frac{\text{koszty odsetek w miesiącu } X}{\text{pasywa razem na koniec miesiąca } X} \times 12.$$

$$MA = OA - REF$$

$$MP = REF - OP$$

$$MARGIN = MA + MP = OA - OP$$

$$LOCATION = \frac{MP}{MARGIN}.$$

gdzie:
OA – oprocentowanie aktywów p.a.,
OP – oprocentowanie pasywów p.a.,
REF – stopa referencyjna NBP,
MA – marża na aktywach[13],
MP – marża na pasywach[14],
MARGIN – marża odsetkowa netto,
LOCATION – względne położenie stopy referencyjnej w kanale wyznaczonym przez oprocentowanie aktywów i pasywów.

Marżę obliczono względem stopy referencyjnej ze względu na to, że wynik z tytułu odsetek pochodzi z aktywów i pasywów o różnym terminie zapadalności. Przyporządkowanie stopy procentowej z krzywej dochodowości (np. miesięczna stawka OIS, trzymiesięczna stopa WIBOR albo dwuletnia stawka IRS) byłoby zatem arbitralne. Przyjęcie stopy referencyjnej (wyznaczanej przez Radę Polity-

12 Dane UKNF.
13 Przy analizie szeregów czasowych przyjęto dla marży na aktywach oznaczenie CRE_risk ze względu na to, że jest ona reprezentantem ryzyka kredytowego.
14 Przy analizie szeregów czasowych przyjęto dla marży na pasywach oznaczenie LIQ_risk ze względu na to, że jest ona reprezentantem ryzyka płynności.

ki Pieniężnej jako minimalna rentowność siedmiodniowych bonów pieniężnych) stanowi zatem próbę wyznaczenia obiektywnej miary, która nie reprezentuje rzeczywistej marży, ale pokazuje względny stan rynku bankowego w danym miesiącu.

1.2. Metodologia

Pierwszym krokiem przeprowadzonego badania było sprawdzenie stopnia zintegrowania pięciu analizowanych zmiennych w celu ich ewentualnego dalszego zastosowania w modelowaniu kointegracji. Wszystkie zmienne okazały się niestacjonarne, natomiast już ich pierwsze różnice były stacjonarne, co pozwoliło na wyciągnięcie wniosku, że podobnie jak większość zmiennych finansowych są zintegrowane w stopniu pierwszym.

W dalszej kolejności testowano występowanie kointegracji pomiędzy zmiennymi. Wykorzystano do tego metodę Engle'a–Grangera[15]. W jej pierwszym etapie szacowano model 1:

$$y_t = \alpha_0 + \beta_0 ref_t + \varepsilon.$$

Jako zmienną zależną *y* przyjęto kolejno: wynik odsetkowy netto (zmienna *MARGIN*), marża kredytowa (zmienna *CRE_risk*), marża płynnościowa (zmienna *LIQ_risk*) oraz względne położenie stopy referencyjnej w kanale wyznaczonym przez oprocentowanie aktywów i pasywów (zmienna *LOCATION*).

Kointegracja pomiędzy zmiennymi była szacowana za pomocą rozszerzonych testów Dickeya–Fullera, rozpoczynając od zera, a kończąc na trzech opóźnieniach. W kolejnym kroku szacowany był model korekty błędem (ECM) z użyciem modelu 2:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta ref_t + (y_{t-1} - \alpha_0 - \beta_0 ref_{t-1}) + \varepsilon.$$

Oznaczenia zmiennych zależnej i niezależnych są analogiczne jak w poprzednim estymowanym modelu. Następnie z zastosowaniem tak skonstruowanego modelu dokonano prognozy zachowania się poszczególnych zmiennych zależnych.

Początkowo modele były szacowane na całym dostępnym szeregu czasowym (1.01.2010–31.03.2016), jednak wyniki wskazywały na dobre odwzorowanie z wykorzystaniem początkowej części szeregu, a w jego końcowej części model nie dawał zadowalających rezultatów. Po szczegółowej analizie zjawiska autorzy postanowili podzielić szereg na dwie części (do końca 2013 roku i od początku 2014) i przetestować je oddzielnie. Prowadzi to oczywiście do szacowania dwóch modeli dla każdej ze zmiennych zależnych.

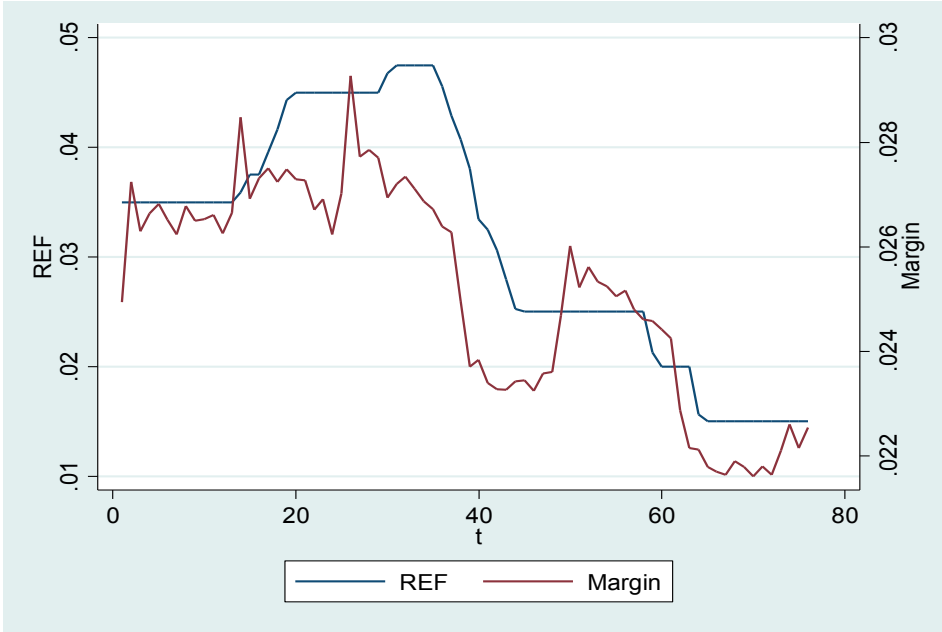
15 R.F. Engle, C.W.J. Granger (red.), *Long-Run Economic Relationships. Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford 1991.

Taki a nie inny podział próby jest uzasadniony występowaniem dwóch faz cyklu (trendu stóp procentowych) i wyrównaniem liczby obserwacji w poszczególnych próbach, tak aby były istotne statystycznie.

1.3. Prezentacja wyników

1.3.1. Wynik odsetkowy netto

Poniższy wykres podsumowuje zależności występujące pomiędzy wynikiem odsetkowym netto a stopą referencyjną NBP.



Wykres 1.1. Zależności pomiędzy wynikiem odsetkowym netto a stopą referencyjną NBP
Źródło: opracowanie własne.

Zmienne poruszają się w podobnym kierunku i wydają się adekwatne dla występowania zjawiska kointegracji. Została ona zweryfikowana za pomocą modelu 1, którego oszacowania dla pierwszego z analizowanych szeregów czasowych (lata 2010–2013) znajdują się w tabeli 1.1.

Wszystkie parametry oszacowane w modelu są istotne statystycznie, jednak nie wykazuje on dużego stopnia dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Dodatnia wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na pozytywne

powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *MARGIN*. Testy *ADF* wykonane w celu potwierdzenia występowania kointegracji nie wskazują na jej występowanie, ich wyniki podsumowuje tabela 1.2.

Tabela 1.1. Wyniki oszacowania kointegracji metodą Engle'a–Grangera w latach 2010–2013

Source	SS	df	MS			
				Number of obs	=	49
				F(1, 47)	=	56.00
Model	.000064553	1	.000064553	Prob > F	=	0.0000
Residual	.000054179	47	1.1528e-06	R-squared	=	0.5437
				Adj R-squared	=	0.5340
Total	.000118732	48	2.4736e-06	Root MSE	=	.00107

margin	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref	.1607509	.0214814	7.48	0.000	.1175358	.2039659
_cons	.0200429	.000833	24.06	0.000	.0183671	.0217188

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1.2. Wyniki testów *ADF* dla regresji kointegrującej zmiennych *MARGIN* i *REF* dla okresu 2010–2013

ADF lag	**Test statistic**	***p*-value**
0	-2,665	0,0803
1	-1,877	0,3428
2	-1,5	0,5334
3	-1,799	0,3812

Źródło: opracowanie własne.

W kolejnym kroku oszacowano model ECM, podsumowany w tabeli 1.3.

Tabela 1.3. Wyniki oszacowania modelu ECM dla *MARGIN* i *REF* w latach 2010–2013

Source	SS	df	MS			
				Number of obs	=	48
				F(2, 46)	=	3.37
Model	3.5728e-06	2	1.7864e-06	Prob > F	=	0.0432
Residual	.000024407	46	5.3059e-07	R-squared	=	0.1277
				Adj R-squared	=	0.0898
Total	.00002798	48	5.8292e-07	Root MSE	=	.00073

D.margin	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref						
D1.	.2421938	.1074496	2.25	0.029	.025909	.4584786
e1						
L1.	-.3367934	.1359043	-2.48	0.017	-.6103545	-.0632323

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie, poza stałą, parametry oszacowane w modelu są istotne statystycznie, jednak wykazuje on bardzo niski stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Dodatnia wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na pozytywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *MARGIN*, a ujemna przy zmiennej reprezentującej mechanizm korekty błędem wskazuje na tendencję do powrotu do stanu równowagi w przypadku wystąpienia szoku w modelu, co jest zgodne z intuicją ekonomiczną.

Następnie sprawdzono występowanie kointegracji w drugim z analizowanych zakresów szeregu czasowego (lata 2014–2016). Została ona zweryfikowana także z wykorzystaniem modelu 1, którego oszacowania dla pierwszego z analizowanych szeregów czasowych znajdują się w tabeli 1.4.

Tabela 1.4. Wyniki oszacowania kointegracji metodą Engle'a–Grangera w latach 2014–2016

Source	SS	df	MS			
				Number of obs	=	27
				F(1, 25)	=	217.58
Model	.00005828	1	.00005828	Prob > F	=	0.0000
Residual	6.6966e-06	25	2.6786e-07	R-squared	=	0.8969
				Adj R-squared	=	0.8928
Total	.000064977	26	2.4991e-06	Root MSE	=	.00052

margin	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref	.3305039	.0224064	14.75	0.000	.2843571	.3766507
_cons	.0169745	.0004444	38.19	0.000	.0160592	.0178899

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie parametry oszacowane w modelu są istotne statystycznie i wykazuje on duży stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Dodatnia wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na pozytywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *MARGIN*. Testy *ADF* wykonane w celu potwierdzenia występowania kointegracji wskazują na jej występowanie, ich wyniki podsumowuje tabela 1.5.

Tabela 1.5. Wyniki testów *ADF* dla regresji kointegrującej zmiennych *MARGIN* i *REF* dla okresu 2014–2016

ADF lag	**Test statistic**	***p*-value**
0	–3,512	0,0077
1	–3,490	0,0083
2	–3,124	0,0249
3	–2,353	0,1555

Źródło: opracowanie własne.

W kolejnym kroku oszacowano model ECM, podsumowany w tabeli 1.6.

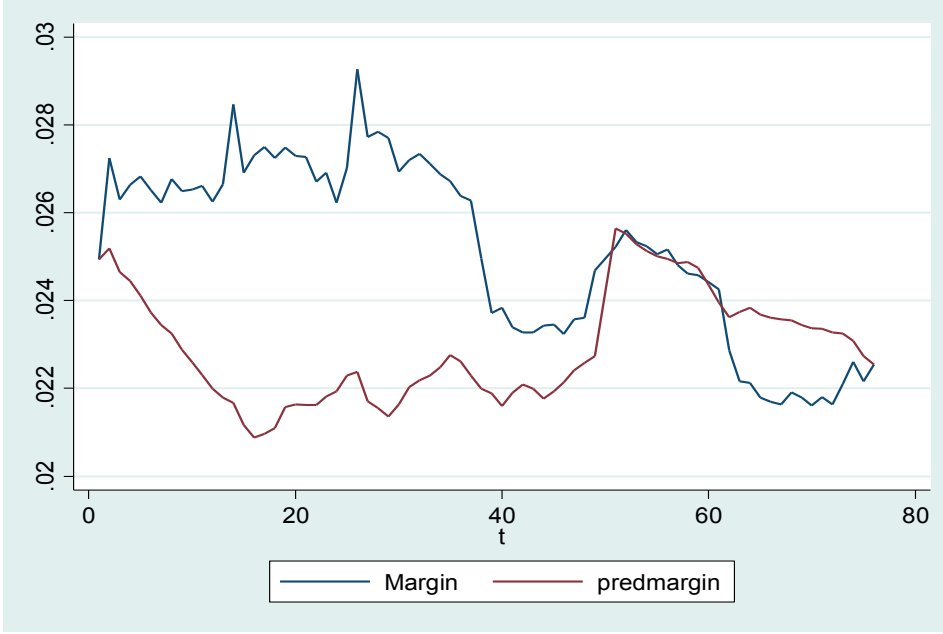
Tabela 1.6. Wyniki oszacowania modelu ECM dla *MARGIN* i *REF* w latach 2014–2016

Source	SS	df	MS			
				Number of obs	=	26
				F(2, 23)	=	1.59
Model	5.1300e-07	2	2.5650e-07	Prob > F	=	0.2256
Residual	3.7111e-06	23	1.6135e-07	R-squared	=	0.1214
				Adj R-squared	=	0.0450
Total	4.2241e-06	25	1.6896e-07	Root MSE	=	.0004

D.margin	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref						
D1.	.0597894	.0857962	0.70	0.493	-.1176936	.2372724
e1						
L1.	-.3340673	.1900746	-1.76	0.092	-.7272666	.059132
_cons	-.0001187	.0000846	-1.40	0.174	-.0002937	.0000563

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 1.2. Prognoza zachowania się zmiennej MARGIN za pomocą modelu ECM



Źródło: opracowanie własne.

Model wykazuje bardzo niski stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Wszystkie parametry w nim oszacowane są istotne statystycznie, co jest

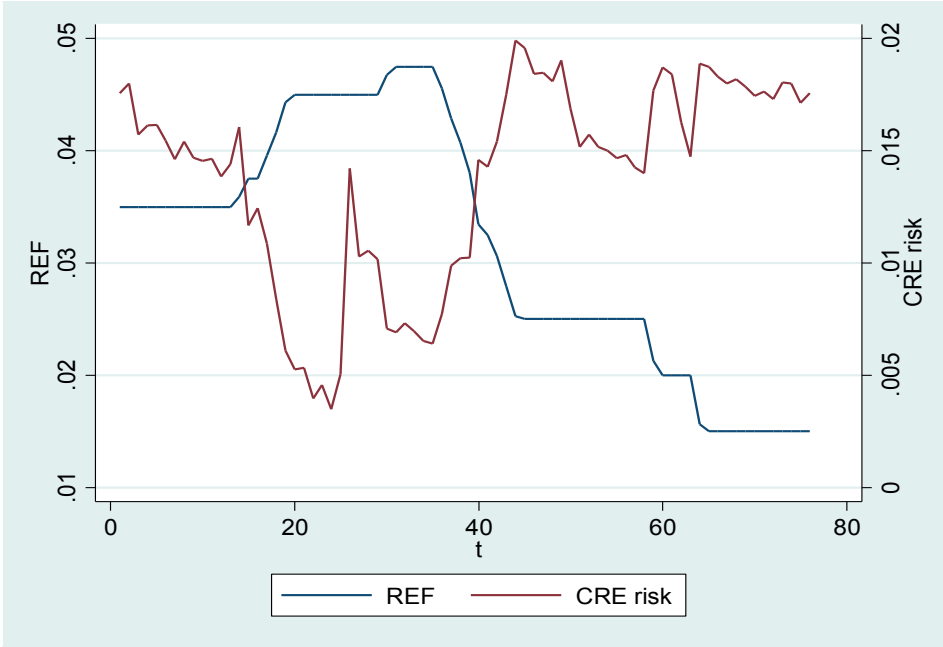
wynikiem odmiennym od tego uzyskanego dla pierwszej części szeregu czasowego. Negatywna wartość oszacowania stałej wskazuje na występowanie trendu liniowego, który powoduje, że względne zmiany poziomu marży odsetkowej netto są mniejsze niż te dotyczące stopy referencyjnej NBP. Dodatnia wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na pozytywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *MARGIN*, a ujemna przy zmiennej reprezentującej mechanizm korekty błędem wskazuje na tendencję do powrotu do stanu równowagi w przypadku wystąpienia szoku w modelu, co jest zgodne z intuicją ekonomiczną.

Na podstawie oszacowanych modeli ECM dokonano prognozy zachowania się zmiennej reprezentującej wynik odsetkowy netto sektora bankowego, co podsumowano na wykresie 1.2. Wyniki prognoz potwierdzają słabe dopasowanie modeli do rzeczywistości i pozwalają na stwierdzenie, że nie występuje silna, istotna statystycznie zależność pomiędzy poziomem stopy referencyjnej NBP a poziomem marży odsetkowej netto sektora bankowego.

Marża kredytowa

Poniższy wykres podsumowuje zależności występujące pomiędzy marżą kredytową a stopą referencyjną NBP.

Wykres 1.3. Zależności pomiędzy marżą kredytową a stopą referencyjną NBP



Źródło: opracowanie własne.

Zmienne poruszają się w przeciwnym kierunku i wydają się dobrymi kandydatami do występowania zjawiska kointegracji. Kointegracja została zweryfikowana z użyciem modelu 1, którego oszacowania dla pierwszego z analizowanych szeregów czasowych znajdują się w tabeli 1.7.

Tabela 1.7. Wyniki oszacowania kointegracji metodą Engle'a–Grangera w latach 2010–2013

Source	SS	df	MS			
				Number of obs	=	49
				F(1, 47)	=	205.26
Model	.000908525	1	.000908525	Prob > F	=	0.0000
Residual	.000208028	47	4.4261e-06	R-squared	=	0.8137
				Adj R-squared	=	0.8097
Total	.001116552	48	.000023262	Root MSE	=	.0021

crerisk	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref	-.6030647	.0420928	-14.33	0.000	-.6877444	-.518385
_cons	.035112	.0016323	21.51	0.000	.0318282	.0383958

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie parametry oszacowane w modelu są istotne statystycznie i wykazuje on wysoki stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Ujemna wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na negatywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *CRE_risk*. Testy *ADF* wykonane w celu potwierdzenia występowanie kointegracji wskazują na jej występowanie, ich wyniki podsumowuje tabela 1.8.

Tabela 1.8. Wyniki testów *ADF* dla regresji kointegrującej zmiennych *CRE_risk* i *REF* dla lat 2010–2013

ADF lag	**Test statistic**	***p*-value**
0	–3,496	0,0081
1	–3,123	0,0249
2	–2,521	0,1104
3	–2,882	0,0475

Źródło: opracowanie własne.

W kolejnym kroku oszacowano model ECM, podsumowany w tabeli 1.9.

Wszystkie, poza stałą, parametry oszacowane w modelu są istotne statystycznie, jednak wykazuje on średni stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Ujemna wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na negatywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *CRE_risk*, natomiast ujemna przy zmiennej reprezentującej korektę błędem wskazuje na tendencję do powrotu do stanu równowagi w przypadku wystąpienia szoku w modelu, co jest zgodne z intuicją ekonomiczną.

Tabela 1.9. Wyniki oszacowania modelu ECM dla *CRE_risk* i *REF* w latach 2010–2013

Source	SS	df	MS			
				Number of obs	=	48
				F(2, 46)	=	16.68
Model	.000084707	2	.000042354	Prob > F	=	0.0000
Residual	.000116821	46	2.5396e-06	R-squared	=	0.4203
				Adj R-squared	=	0.3951
Total	.000201528	48	4.1985e-06	Root MSE	=	.00159

D.crerisk	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref						
D1.	-.7249317	.1733495	-4.18	0.000	-1.073866	-.3759973
e2						
L1.	-.3786243	.1117631	-3.39	0.001	-.6035916	-.1536569

Źródło: opracowanie własne.

Następnie zweryfikowano występowanie kointegracji w drugim z analizowanych zakresów szeregu czasowego. Została ona zweryfikowana także z użyciem modelu 1, którego oszacowania dla pierwszego z analizowanych szeregów czasowych znajdują się w tabeli 1.10.

Tabela 1.10. Wyniki oszacowania kointegracji metodą Engle'a–Grangera w latach 2014–2016

Source	SS	df	MS			
				Number of obs	=	27
				F(1, 25)	=	44.63
Model	.000041006	1	.000041006	Prob > F	=	0.0000
Residual	.000022971	25	9.1883e-07	R-squared	=	0.6410
				Adj R-squared	=	0.6266
Total	.000063977	26	2.4607e-06	Root MSE	=	.00096

crerisk	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref	-.2772297	.0414986	-6.68	0.000	-.3626977	-.1917618
_cons	.0221959	.0008231	26.96	0.000	.0205006	.0238912

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie parametry oszacowane w modelu są istotne statystycznie i wykazuje on, podobnie jak w poprzednim szeregu, średni stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Ujemna wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na negatywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *MARGIN*. Testy *ADF* wykonane w celu potwierdzenia występowania kointegracji wskazują na jej silne występowanie, ich wyniki podsumowuje tabela 1.11.

Tabela 1.11. Wyniki testów *ADF* dla regresji kointegrującej zmiennych *CRE_risk* i *REF* dla lat 2014–2016

ADF lag	**Test statistic**	***p*-value**
0	-3,84	0,0025
1	-3,916	0,0019
2	-3,544	0,0069
3	-2,596	0,0938

Źródło: opracowanie własne.

W kolejnym kroku oszacowano model ECM, podsumowany w tabeli 1.12.

Tabela 1.12. Wyniki oszacowania modelu ECM dla *CRE_risk* i *REF* w latach 2014–2016

Source	SS	df	MS			
				Number of obs	=	26
				F(2, 23)	=	57.06
Model	.000037688	2	.000018844	Prob > F	=	0.0000
Residual	7.5957e-06	23	3.3025e-07	R-squared	=	0.8323
				Adj R-squared	=	0.8177
Total	.000045284	25	1.8113e-06	Root MSE	=	.00057

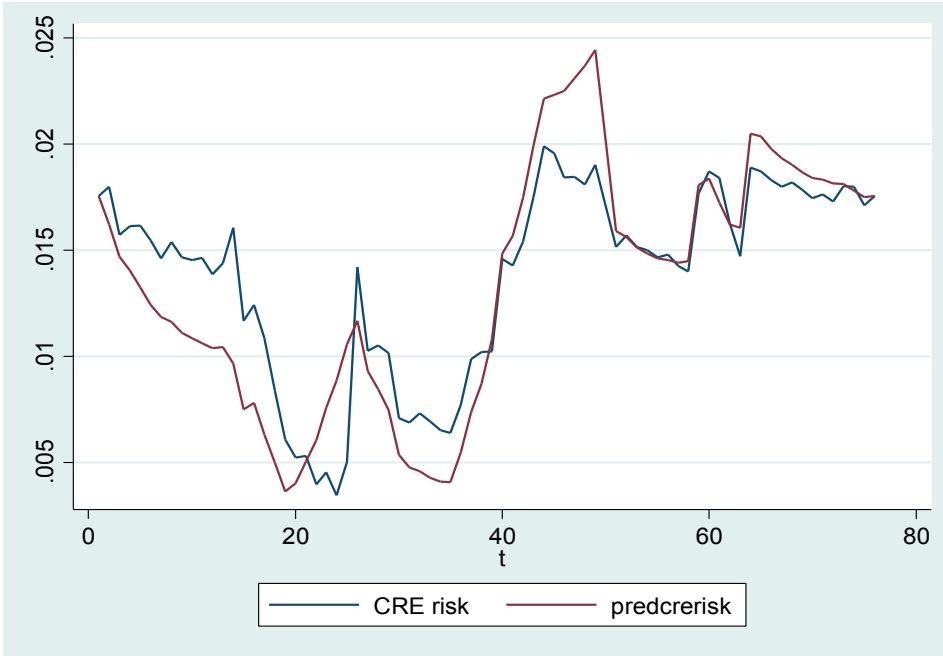
D.crerisk	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref						
D1.	-.9196566	.1129968	-8.14	0.000	-1.153408	-.6859049
e2						
L1.	-.3985737	.1318771	-3.02	0.006	-.6713823	-.1257651
_cons	-.0003201	.0001212	-2.64	0.015	-.0005708	-.0000695

Źródło: opracowanie własne.

Model wykazuje bardzo wysoki stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Wszystkie parametry w nim oszacowane, łącznie ze stałą, są istotne statystycznie, co jest wynikiem odmiennym od tego uzyskanego dla lat 2010–2013. Negatywna wartość oszacowania stałej wskazuje na występowanie trendu liniowego, który powoduje, że względne zmiany poziomu marży kredytowej są mniejsze niż te dotyczące stopy referencyjnej NBP. Ujemna wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na negatywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *CRE_risk*, natomiast ujemna przy zmiennej reprezentującej korektę błędem wskazuje na tendencję do powrotu do stanu równowagi w przypadku wystąpienia szoku w modelu, co jest zgodne z intuicją ekonomiczną.

Na podstawie oszacowanych modeli ECM dokonano prognozy zachowania się zmiennej reprezentującej marżę odsetkową sektora bankowego (wykres 1.4).

Wykres 1.4. Prognoza zachowania się zmiennej *CRE_risk* za pomocą modelu ECM



Źródło: opracowanie własne.

Wyniki prognoz potwierdzają dość dobre dopasowanie modeli do rzeczywistości i pozwalają na stwierdzenie, że występuje silna, istotna statystycznie zależność pomiędzy poziomem stopy referencyjnej NBP a poziomem marży kredytowej sektora bankowego.

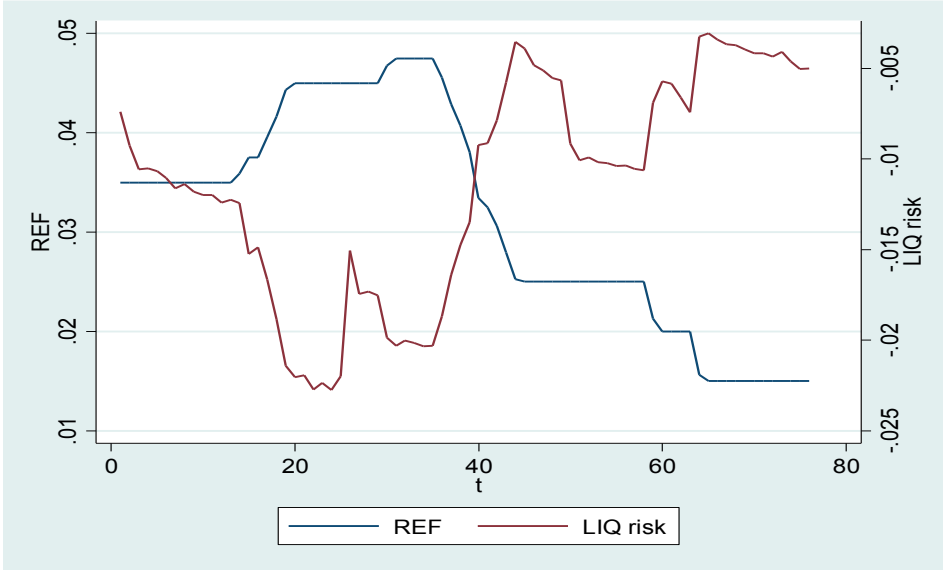
Marża płynności

Poniższy wykres podsumowuje zależności występujące pomiędzy marżą płynności a stopą referencyjną NBP.

Zmienne poruszają się w przeciwnym kierunku i wydają się dobrymi kandydatami do występowania kointegracji. Została ona zweryfikowana za pomocą modelu 1, którego oszacowania dla szeregu czasowego 2010–2013 znajdują się w tabeli 1.13.

Wszystkie parametry oszacowane w modelu są istotne statystycznie i wykazuje on bardzo wysoki stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Ujemna wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na negatywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *LIQ_risk*. Testy *ADF* wykonane w celu potwierdzenia występowanie kointegracji wskazują na jej umiarkowane występowanie, ich wyniki podsumowuje tabela 1.14.

Wykres 1.5. Zależności pomiędzy marżą płynności a stopą referencyjną NBP



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1.13. Wyniki oszacowania kointegracji metodą Engle'a–Grangera w latach 2010–2013

Source	SS	df	MS
Model	.001457424	1	.001457424
Residual	.00015067	47	3.2057e-06
Total	.001608093	48	.000033502

Number of obs	=	49
F(1, 47)	=	454.63
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.9063
Adj R-squared	=	0.9043
Root MSE	=	.00179

liqrisk	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref	-.7638155	.0358228	-21.32	0.000	-.8358816	-.6917493
_cons	.0150691	.0013892	10.85	0.000	.0122744	.0178637

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1.14. Wyniki testów *ADF* dla regresji kointegrującej zmiennych *LIQ_risk* i *REF* w latach 2010–2013

ADF lag	**Test statistic**	***p*-value**
0	–3,146	0,0234
1	–2,475	0,1217
2	–2,051	0,2647
3	–2,213	0,2014

Źródło: opracowanie własne.

W kolejnym kroku oszacowano model ECM, podsumowany w tabeli 1.15.

Tabela 1.15. Wyniki oszacowania modelu ECM dla *LIQ_risk* i *REF* w latach 2010–2013

Source	SS	df	MS			
				Number of obs	=	48
				F(2, 46)	=	33.88
Model	.000079201	2	.000039601	Prob > F	=	0.0000
Residual	.000053774	46	1.1690e-06	R-squared	=	0.5956
				Adj R-squared	=	0.5780
Total	.000132975	48	2.7703e-06	Root MSE	=	.00108

D.liqrisk	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref						
D1.	-.973124	.1204794	-8.08	0.000	-1.215637	-.7306115
e3						
L1.	-.3287078	.0918607	-3.58	0.001	-.5136138	-.1438017

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie, poza stałą, parametry oszacowane w modelu są istotne statystycznie, jednak wykazuje on średni stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Ujemna wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na negatywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *LIQ_risk*, natomiast ujemna przy zmiennej reprezentującej korektę błędem wskazuje na tendencję do powrotu do stanu równowagi w przypadku wystąpienia szoku w modelu, co jest zgodne z intuicją ekonomiczną.

Następnie zweryfikowano występowanie kointegracji w drugim z analizowanych zakresów szeregu czasowego. Została ona zweryfikowana także za pomocą modelu 1, którego oszacowania dla pierwszego z analizowanych szeregów czasowych znajdują się w tabeli 1.16.

Tabela 1.16. Wyniki oszacowania kointegracji metodą Engle'a–Grangera w latach 2014–2016

Source	SS	df	MS			
				Number of obs	=	27
				F(1, 25)	=	443.63
Model	.000197059	1	.000197059	Prob > F	=	0.0000
Residual	.000011105	25	4.4419e-07	R-squared	=	0.9467
				Adj R-squared	=	0.9445
Total	.000208164	26	8.0063e-06	Root MSE	=	.00067

liqrisk	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref	-.6077336	.0288536	-21.06	0.000	-.6671588	-.5483084
_cons	.0052214	.0005723	9.12	0.000	.0040426	.0064001

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie parametry oszacowane w modelu są istotne statystycznie i wykazuje on, w przeciwieństwie do poprzedniego szeregu, bardzo dobry stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Ujemna wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na negatywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *LIQ_risk*. Testy *ADF* wykonane w celu potwierdzenia występowania kointegracji nie wskazują na jej występowanie, ich wyniki podsumowuje tabela 1.17.

Tabela 1.17. Wyniki testów *ADF* dla regresji kointegrującej zmiennych *LIQ_risk* i *REF* w latach 2014–2016

ADF lag	**Test statistic**	***p*-value**
0	–2,213	0,2016
1	–1,962	0,3034
2	–1,549	0,509
3	–0,973	0,763

Źródło: opracowanie własne.

W kolejnym kroku oszacowano model ECM, podsumowany w tabeli 1.18.

Tabela 1.18. Wyniki oszacowania modelu ECM dla *LIQ_risk* i *REF* w latach 2014–2016

Source	SS	df	MS			
				Number of obs	=	26
				F(2, 23)	=	257.13
Model	.000033779	2	.000016889	Prob > F	=	0.0000
Residual	1.5108e-06	23	6.5685e-08	R-squared	=	0.9572
				Adj R-squared	=	0.9535
Total	.00003529	25	1.4116e-06	Root MSE	=	.00026

D.liqrisk	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref						
D1.	-1.012421	.0468578	-21.61	0.000	-1.109354	-.9154882
e3						
L1.	-.232355	.0830096	-2.80	0.010	-.4040734	-.0606366
_cons	-.0002196	.0000537	-4.09	0.000	-.0003307	-.0001085

Źródło: opracowanie własne.

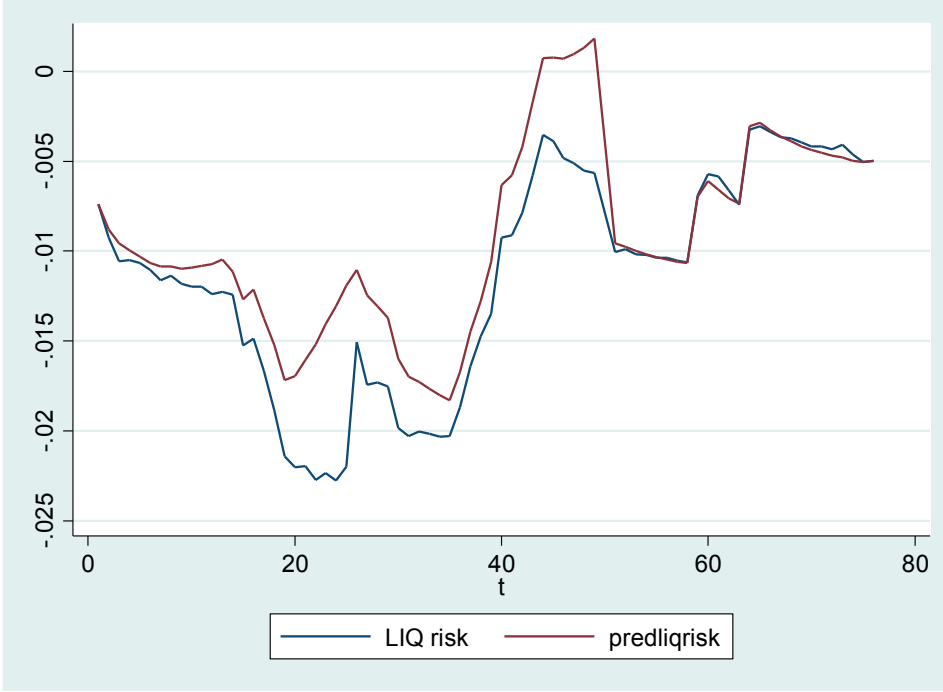
Model wykazuje bardzo wysoki stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Wszystkie parametry w nim oszacowane, łącznie ze stałą, są istotne statystycznie, co jest wynikiem odmiennym od tego uzyskanego dla lat 2010–2013. Negatywna wartość oszacowania stałej wskazuje na występowanie trendu liniowego, który powoduje, że względne zmiany poziomu marży płynności są mniejsze niż te dotyczące stopy referencyjnej NBP. Ujemna wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na negatywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *LIQ_risk*, natomiast ujemna przy zmiennej reprezentującej korektę

błędem wskazuje na tendencję do powrotu do stanu równowagi w przypadku wystąpienia szoku w modelu, co jest zgodne z intuicją ekonomiczną.

Na podstawie oszacowanych modeli ECM dokonano prognozy zachowania się zmiennej reprezentującej marżę odsetkową sektora bankowego (wykres 1.6).

Wyniki prognoz potwierdzają dość dobre dopasowanie modeli do rzeczywistości i pozwalają na stwierdzenie, że występuje silna, istotna statystycznie zależność pomiędzy poziomem stopy referencyjnej NBP a poziomem marży kredytowej sektora bankowego.

Wykres 1.6. Prognoza zachowania się zmiennej *LIQ_risk* za pomocą modelu ECM



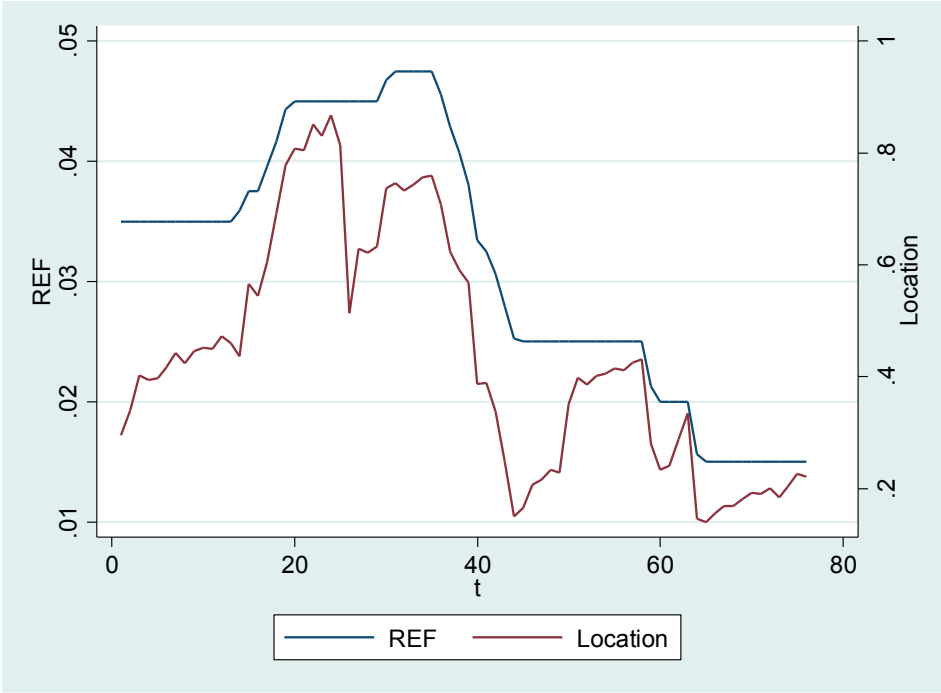
Źródło: opracowanie własne.

Względne położenie stopy referencyjnej

Wykres 1.7. podsumowuje zależności występujące pomiędzy względnym położeniem stopy referencyjnej w kanale wyznaczonym przez oprocentowanie aktywów i pasywów a nią samą.

Zmienne poruszają się w podobnym kierunku i wydają się dobrymi kandydatami do występowania kointegracji. Została ona zweryfikowana za pomocą modelu 1, którego oszacowania dla szeregu czasowego 2010–2013 znajdują się w tabeli 1.19.

Wykres 1.7. Zależności pomiędzy *LOCATION* a stopą referencyjną NBP



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1.19. Wyniki oszacowania kointegracji metodą Engle'a–Grangera w latach 2010–2013

Source	SS	df	MS
Model	1.79070675	1	1.79070675
Residual	.226021821	47	.004808975
Total	2.01672857	48	.042015179

Number of obs	=	49
F(1, 47)	=	372.37
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.8879
Adj R-squared	=	0.8855
Root MSE	=	.06935

location	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref	26.77366	1.387464	19.30	0.000	23.98244	29.56488
_cons	-.491544	.0538045	-9.14	0.000	-.5997848	-.3833032

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie parametry oszacowane w modelu są istotne statystycznie i wykazuje on bardzo wysoki stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Dodatnia wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na pozytywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *LOCATION*. Testy *ADF* wykonane w celu potwierdzenia występowania kointegracji wskazują na jej silne występowanie, ich wyniki podsumowuje tabela 1.20.

Tabela 1.20. Wyniki testów *ADF* dla regresji kointegrującej zmiennych *LOCATION* i *REF* w latach 2010–2013

ADF lag	Test statistic	*p*-value
0	–3,496	0,0081
1	–3,006	0,0343
2	–2,448	0,1287
3	–2,730	0,0690

Źródło: opracowanie własne.

W kolejnym kroku oszacowano model ECM, podsumowany w tabeli 1.21.

Tabela 1.21. Wyniki oszacowania modelu ECM dla *LOCATION* i *REF* w latach 2010–2013

```
      Source |       SS           df       MS      Number of obs   =        48
-------------+----------------------------------   F(2, 46)        =     25.66
       Model |  .123488658         2  .061744329   Prob > F        =    0.0000
    Residual |  .110705799        46  .002406648   R-squared       =    0.5273
-------------+----------------------------------   Adj R-squared   =    0.5067
       Total |  .234194457        48  .004879051   Root MSE        =    .04906

------------------------------------------------------------------------------
 D.location |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        ref |
        D1. |    33.5438   5.293224     6.34   0.000     22.88909    44.19851
            |
         e4 |
        L1. |  -.3747569   .1038871    -3.61   0.001    -.5838707   -.1656431
------------------------------------------------------------------------------
```

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie, poza stałą, parametry oszacowane w modelu są istotne statystycznie, jednak wykazuje on średni stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Dodatnia wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na pozytywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *LOCATION*, natomiast ujemna przy zmiennej reprezentującej korektę błędem wskazuje na tendencję do powrotu do stanu równowagi w przypadku wystąpienia szoku w modelu, co jest zgodne z intuicją ekonomiczną.

W dalszej kolejności zweryfikowano występowanie kointegracji w drugim z analizowanych zakresów szeregu czasowego. Została ona zweryfikowana także za pomocą modelu 1, którego oszacowania dla pierwszego z analizowanych szeregów czasowych znajdują się w tabeli 1.22.

Wszystkie parametry oszacowane w modelu są istotne statystycznie i wykazuje on, podobnie jak poprzedni szereg, bardzo dobry stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Dodatnia wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na negatywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *LOCATION*. Testy *ADF* wykonane w celu potwierdzenia występowania kointegracji wskazują na jej umiarkowane występowanie, ich wyniki podsumowuje tabela 1.23.

Tabela 1.22. Wyniki oszacowania kointegracji metodą Engle'a–Grangera w latach 2014–2016

Source	SS	df	MS			
				Number of obs	=	27
				F(1, 25)	=	271.04
Model	.253042556	1	.253042556	Prob > F	=	0.0000
Residual	.023339578	25	.000933583	R-squared	=	0.9156
				Adj R-squared	=	0.9122
Total	.276382134	26	.010630082	Root MSE	=	.03055

location	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref	21.77769	1.322792	16.46	0.000	19.05335	24.50204
_cons	-.1474233	.0262382	-5.62	0.000	-.201462	-.0933847

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1.23. Wyniki testów *ADF* dla regresji kointegrującej zmiennych *LOCATION* i *REF* dla lat 2014–2016

ADF lag	**Test statistic**	***p*-value**
0	–3,038	0,0315
1	–2,782	0,0609
2	–2,255	0,1867
3	–1,438	0,5637

Źródło: opracowanie własne.

W kolejnym kroku oszacowano model ECM, podsumowany w tabeli 1.24.

Tabela 1.24. Wyniki oszacowania modelu ECM dla *LOCATION* i *REF* w latach 2014–2016

Source	SS	df	MS			
				Number of obs	=	26
				F(2, 23)	=	152.08
Model	.06448547	2	.032242735	Prob > F	=	0.0000
Residual	.004876382	23	.000212017	R-squared	=	0.9297
				Adj R-squared	=	0.9236
Total	.069361852	25	.002774474	Root MSE	=	.01456

D.location	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
ref						
D1.	42.57855	2.774308	15.35	0.000	36.83946	48.31764
e4						
L1.	-.2858337	.1052552	-2.72	0.012	-.5035707	-.0680967
_cons	.0109028	.0030728	3.55	0.002	.0045461	.0172595

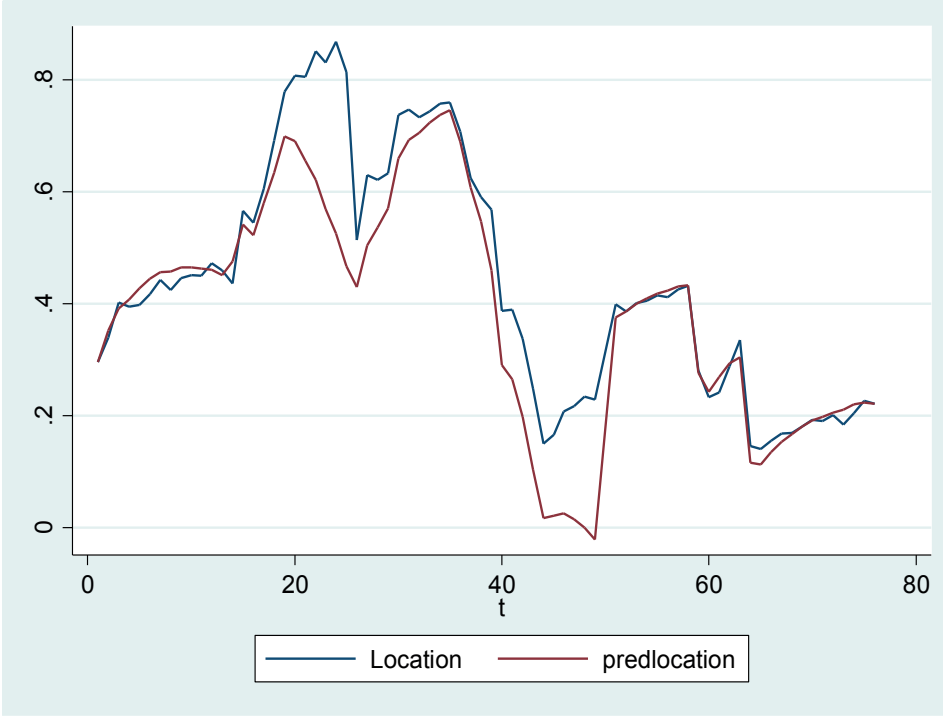
Źródło: opracowanie własne.

Model wykazuje bardzo wysoki stopień dopasowania mierzonego współczynnikiem R^2. Wszystkie parametry w nim oszacowane, łącznie ze stałą, są

istotne statystycznie, co jest wynikiem odmiennym od tego uzyskanego dla lat 2010–2013. Dodatnia wartość oszacowania stałej wskazuje na występowanie trendu liniowego, który powoduje, że względne zmiany względnego położenia stopy referencyjnej w kanale wyznaczonym przez oprocentowanie aktywów i pasywów są większe niż te dotyczące stopy referencyjnej NBP. Dodatnia wartość współczynnika beta przy zmiennej *REF* wskazuje na pozytywne powiązanie kierunku jej zmian ze zmienną *LOCATION*, natomiast ujemna przy zmiennej reprezentującej korektę błędem wskazuje na tendencję do powrotu do stanu równowagi w przypadku wystąpienia szoku w modelu, co jest zgodne z intuicją ekonomiczną.

Na podstawie oszacowanych modeli ECM dokonano prognozy zachowania się zmiennej reprezentującej marżę odsetkową sektora bankowego (wykres 1.8).

Wykres 1.8. Prognoza zachowania się zmiennej *LOCATION* za pomocą modelu ECM



Źródło: opracowanie własne.

Wyniki prognoz potwierdzają dobre dopasowanie modeli do rzeczywistości i pozwalają na stwierdzenie, że występuje silna, istotna statystycznie zależność pomiędzy poziomem stopy referencyjnej NBP a poziomem względnego położenia stopy referencyjnej w kanale wyznaczonym przez oprocentowanie aktywów i pasywów sektora bankowego.

Podsumowanie

Przedmiotem badania był wpływ stóp procentowych na strukturę wyniku odsetkowego sektora bankowego. W wyniku przeprowadzonych analiz zbudowano modele korekty błędem (ECM) oparte na zjawisku kointegracji, które wykazały długoterminowe zależności pomiędzy zmiennymi.

Po pierwsze, stwierdzono ograniczoną zależność pomiędzy poziomem stóp procentowych a marżą odsetkową sektora bankowego. Wzrost stóp procentowych sprzyja zwiększeniu marży, natomiast spadek stóp oddziałuje odwrotnie. Spostrzeżenie to jest zgodne z badaniami przeprowadzonymi na innych rynkach. Dane empiryczne wskazują jednakże na ograniczony wpływ tego zjawiska na rynek złotego, co może wynikać ze skutecznej reakcji banków polegającej na stopniowym zwiększaniu marży kredytowej przy spadku krzywej dochodowości, co amortyzuje obniżkę marży odsetkowej netto sektora. Przy czym trzeba zwrócić uwagę, że zależność ta występuje tylko w sytuacji umiarkowanych zmian stóp procentowych. W przypadku występowania szoków cenowych zaburzenia rynkowe mogą wpływać ujemnie na wynik odsetkowy netto również w środowisku wysokich stóp procentowych[16].

Po drugie, wraz ze wzrostem stóp procentowych maleją marże kredytowa oraz płynnościowa, co wynika z inercji poziomu oprocentowania obu stron bilansu banków. Spadek stóp procentowych przynosi zjawisko odwrotne. Wyniki te są zbieżne z literaturą przedmiotu, z zastrzeżeniem, że badania z krajów Europy Zachodniej analizują środowisko ujemnych stóp procentowych. Nie zmienia to faktu, że spadek oprocentowania poniżej zera przynosi podobne zjawiska, jak obniżenie się krzywej dochodowości dla pozytywnych wartości stóp procentowych.

Po trzecie, zmiana poziomu stóp procentowych wpływa na zmianę względnego położenia stopy referencyjnej w kanale wyznaczonym przez oprocentowanie aktywów i pasywów. W środowisku wysokich stóp stopa referencyjna znajduje się bliżej stopy rentowności aktywów. Z kolei w środowisku niskich stóp procentowych stopa referencyjna zbliża się do stopy wyznaczającej koszt pasywów. Wynika to bezpośrednio ze zjawiska zmiany marży płynnościowej i kredytowej opisanego w poprzednim podrozdziale. Inna dynamika rentowności bilansu względem stopy referencyjnej pozwala bankom oraz ich klientom na akomodację do nowych poziomów oprocentowania, co sprzyja optymalizacji wyniku odsetkowego netto sektora bankowego. Z drugiej strony, inercja stóp procentowych implikowanych z wyniku odsetkowego banków osłabia mechanizm transmisji polityki monetarnej.

Na koniec warto nadmienić o zjawisku, które może zaburzyć przedstawioną analizę w przyszłym badaniu rentowności sektora bankowego w Polsce. Tym

16 T.S. Ho, A. Saunders, *The determinants of bank interest margins: Theory and empirical evidence*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis", 16 April, 1981, s. 581–600.

zjawiskiem jest reakcja banków na wprowadzony od lutego 2016 roku podatek bankowy od aktywów. Pierwsze miesiące obowiązywania podatku przyniosły spadek oprocentowania depozytów i stabilizację oprocentowania kredytów. Wpływ podatku na rentowność składników bilansu jest niewątpliwie tematem do dalszych prac badawczych.

Bibliografia

Bech M., Malkhozov A., *How have central banks implemented negative policy rates?*, „BIS Quarterly Review", March 2016.

Borio C., Gambacorta L., Hofmann B., *The influence of monetary policy on bank profitability*, BIS Working Papers, No. 514, October 2015.

Brousseau V., Chailloux A., Durré A., *Fixing the Fixings: What Road to a More Representative Money Market Benchmark?*, IMF Working Paper, No. 13/131, May 29, 2013.

Cabral R., *A perspective on the symptoms and causes of the financial crisis*, „Journal of Banking & Finance" 2013, No. 37(1), s. 103–117.

Charemza W.W., Deadman D.F., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.

Engel R.F., Granger C.W.J. (red.), *Long-Run Economic Relationships. Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford 1991.

Gibas N., Juks R., Söderberg J., *Swedish financial institutions and low interest rates*, Financial Stability Report, No. 16/2015, Riksbank 2015.

Ho T.S., Saunders A., *The determinants of bank interest margins: Theory and empirical evidence*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis", 16 April, 1981, s. 581–600.

Mielus P., Mironczuk T., *Structure of the cost of deposits in selected EU countries*, „Bezpieczny Bank" 2015, nr 3(60), s. 89–101.

Welfe A. (red.), *Analiza kointegracyjna w makromodelowaniu*, PWE, Warszawa 2013.

Ustawodawstwo

Kodeks cywilny z 23.04.1964 r. z późn. zm. (Dz. U. Nr 16, poz. 93), art. 725 i 726; por. Ofiarski Z., *Prawo bankowe*, wyd. IV, Wolters Kluwer, Warszawa 2011.

Ustawa o nadzorze nad rynkiem finansowym z późn. zm. (Dz. U. z 2006 r. Nr 157, poz. 1119).

Źródła internetowe

www.knf.gov.pl.
www.nbp.pl.

STRUKTURA RENTOWNOŚCI BILANSU BANKÓW W ŚRODOWISKU NISKICH STÓP PROCENTOWYCH

Streszczenie:

Wynik odsetkowy stanowi ważny składnik wyniku sektora bankowego i jest determinowany przez różnicę pomiędzy rentownością aktywów i pasywów banku. W środowisku niskich stóp procentowych utrzymanie wyniku odsetkowego na odpowiednim poziomie jest wyzwaniem dla instytucji bankowych. Opracowanie analizuje współzależność pomiędzy wynikiem odsetkowym a poziomem referencyjnej stopy procentowej. Autorzy weryfikują tezę, że banki zmniejszają stopień deterioracji wyniku odsetkowego poprzez względne zwiększanie kredytowej marży odsetkowej przy jednoczesnym względnym obniżeniu depozytowych kosztów odsetkowych. Tym samym obserwujemy zmianę struktury rentowności obu składników bilansu.

Słowa kluczowe: wynik odsetkowy banku, koszt finansowania, marża kredytowa

A YIELD STRUCTURE OF COMPONENTS OF BANKS' BALANCE SHEET IN THE LOW INTEREST RATE ENVIRONMENT

Summary:

Net interest income constitutes the important element of banking sector results. It is determined by a difference between interest income on assets and interest cost of liabilities. In the low interest rates environment a maintenance of interest rate margin is a challenge for banks. The paper analyses a dependence between the net interest income of Polish banks and a level of the National Bank of Poland reference rate. The authors verify a thesis that banks diminish a scope of deterioration in interest income by a credit margin increase accompanied by relative decrease of the cost of deposits. As an effect one observes a change in yield structure of components of the Polish banks' balance sheet.

Keywords: net interest income, financing cost, credit margin