

Artur Stefański

Wyższa Szkoła Bankowa w Poznaniu

Emilia Stola

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

**WPLYW ZMIENNOŚCI KURSÓW WALUTOWYCH
NA RYZYKO KREDYTOWE BANKÓW**

Streszczenie: W wyniku kryzysu finansowego z 2008 r. i globalnej recesji gospodarczej, w tym m.in. wahań kursów walutowych, sytuacja na polskim rynku bankowym pogorszyła się. Efektem zaostrzeń polityki kredytowej banków komercyjnych są trudności w pozyskiwaniu kredytów przez przedsiębiorców i klientów detalicznych. Mimo zmian w procedurze przyznawania kredytów pojawiły się wątpliwości co do bezpieczeństwa funkcjonowania banków w polskim sektorze bankowym. Celem opracowania było określenie wpływu zmian kursów walutowych na poziom kredytów nieregularnych w portfelach kredytów walutowych na próbie badawczej dwóch banków: spółdzielczego i komercyjnego. W obu przypadkach skutkiem zmian bieżących kursów euro i dolara był wzrost niespłaconych kredytów walutowych, na walutowe należności nieregularne miały także wpływ zmiany kursu euro z przesunięciem o 3 miesiące.

Słowa kluczowe: ryzyko kredytowe, kursy walutowe, banki.

1. Wstęp

Po wielkim kryzysie finansowym z 2008 r. obserwowany był okres recesji gospodarki światowej oraz systemów gospodarczych większości krajów europejskich. Skutki globalnej dekonjunktury znalazły swoje odzwierciedlenie także na rynkach finansowych, w tym w wynikach finansowych banków. Jednak przypadku polskiego sektora bankowego nie można określić mianem kryzysu finansowego.

Amerykański kryzys finansowy nasilił recesję na świecie i w konsekwencji przyczynił się do zmian i wahań kursów walutowych, co nie ominęło Polski. Osłabienie złotego szczególnie dotknęło klientów mających kredyty w banku i inne instrumenty dłużne w obcych walutach. Pośrednio sytuacja ta także odbiła się na działalności banków. Przez rosnące kursy walut obcych następuje osłabienie zdolności kredytowej klientów banków, powodując m.in. zwiększenie rat kredytowych. Można założyć, że proces ten prowadzić może do zaprzestania spłaty należności kredytowych przez wielu klientów banków, co powinno znaleźć swoje odzwierciedlenie m.in. w rosnącym ryzyku kredytowym. Spowolnienie gospodarcze wpływa jednak nie

tylko na kredytobiorców korzystających z kredytów w walutach obcych lub do nich denominowanych, ale także na pozostałych przedsiębiorców poprzez zmniejszenie puli środków przeznaczonych na kredyty. Wydaje się jednak, iż w przypadku tej pierwszej grupy ryzyko kredytowe winno rosnać szybciej.

Ryzyko kredytowe jest jednym z wielu rodzajów ryzyka finansowego w działalności bankowej. Bardzo często współwystępuje ono z innymi rodzajami ryzyka, jednak wyróżnić można kilka cech odróżniających ryzyko kredytowe od innych rodzajów ryzyka, jak: zindywidualizowany charakter, długi horyzont czasowy czy lewostronna asymetria rozkładu dochodów [Tokarczuk 2000, s. 54].

W literaturze przedmiotu można się doszukać wielu prób zidentyfikowania ryzyka kredytowego, spotkać się też można z licznymi jego klasyfikacjami [Stefański 2007, s. 24-31]. Pomimo różnorodności w definiowaniu ryzyka kredytowego, jego istotę można sprowadzić do stwierdzenia, iż ryzyko kredytowe wynika stąd, że kredytobiorca nie chce bądź z jakiegokolwiek powodu nie może spłacić kredytu wraz z odsetkami w terminach ustalonych w umowie kredytowej.

Powszechnie uważa się, że z każdym udzielonym kredytem związany jest określony poziom ryzyka, przy czym zmierzenie tego poziomu nie jest w pełni standaryzowane. Ogólnie można powiedzieć, że pomiar ryzyka polega na tym, że wnosi się o ryzyku, mierząc inne wielkości. Jeśli ryzyko realizuje się w owych wielkościach, to ujawnia się zwykle w postaci strat.

W dziedzinie ryzyka kredytowego istotne jest rozróżnienie między ryzykiem pojedynczej transakcji a łącznym ryzykiem portfela kredytowego. Oczywiście łączne ryzyko kredytowe jest w znacznym stopniu determinowane ryzykiem pojedynczych transakcji, jednak nie jest ono addytywne, zależy także od powiązań między tymi transakcjami. Im mniejsze są powiązania między pojedynczymi transakcjami (pojedynczymi ryzykami), *ceteris paribus*, tym mniejsze jest ryzyko całego portfela kredytowego.

Z punktu widzenia działalności banku kluczowe znaczenie ma minimalizacja łącznego ryzyka kredytowego związanego z całą działalnością kredytową banku. Większość miar ryzyka całego portfela kredytowego banku opiera się na wielokryterialnej analizie stopnia dywersyfikacji należności. Może to prowadzić do wniosku, że dywersyfikacja jest panaceum na całe kredytowe ryzyko, jednak nie należy zapominać, że banki świadomie ponoszą ryzyko, chcąc dzięki temu maksymalizować swoje zyski. Z tej perspektywy zdywersyfikowany portfel kredytowy ma kilka wad, do których zaliczyć można [Jagiello 1998, s. 83-84]:

- stabilne oczekiwane stopy zwrotu (inaczej niż w przypadku indywidualnych transakcji),
- zmniejsza się zmienność stopy zwrotu z całego portfela, co nie powoduje jednocześnie wzrostu wartości oczekiwanej stopy zwrotu portfela.

Niemniej jednak na potrzeby szacowania łącznego poziomu ryzyka kredytowego banku powszechnie wykorzystuje się wskaźniki, które w swej konstrukcji bezpośrednio odnoszą się do dywersyfikacji portfela kredytowego zarówno w relacji do

kwot udzielonych kredytów, jak i ich liczby. Przykładowymi wskaźnikami tego typu mogą być: rozkład kwotowy kredytów, skupienie działalności kredytowej w branżach i regionach itp.¹

W praktyce wiele miar ryzyka portfela kredytowego opiera się na relacjach między całkowitym portfelem kredytowym a jego zagrożoną² częścią. Najbardziej popularną miarą jest wskaźnik jakości portfela kredytowego liczony jako relacja należności zagrożonych brutto do należności ogółem brutto (choć nierzadko oblicza się też wskaźnik o podobnej konstrukcji, zastępując jednak kategorię należności kategorią kredytów). Do innych wskaźników służących do pomiaru ryzyka łącznego wykorzystujących metodykę kwalifikacji należności do kategorii zagrożonej zaliczyć można: wskaźnik ważony jakości portfela kredytowego (WCR)³, stosunek straty netto z tytułu kredytów (różnica między należnościami kredytowymi spisanyymi jako nieściągalne a kredytami odzyskanymi) do średniego stanu należności czy relacja rezerw celowych do kredytów ogółem. Uwzględniając zarówno powszechność zastosowania wskaźnika, jak i prostotę jego obliczeń i interpretacji na potrzeby niniejszego opracowania jako miara poziomu ryzyka zastosowany zostanie wskaźnik jakości portfela kredytowego.

2. Cel i metody

Celem opracowania jest zbadanie istotności i siły związków między bezpieczeństwem banków komercyjnych a zmianami kursów podstawowych walut światowych, a także ich ocena. Podjęta analiza umożliwi określenie stopnia współzależności pomiędzy wahaniami kursów walutowych a poziomem niespłaconych kredytów walutowych w portfelach kredytowych banków funkcjonujących w polskim systemie bankowym. Do osiągnięcia tych celów zastosowana została analiza korelacji wielorakiej wraz z oszacowaniem autokorelacji składników resztowych oraz analiza wariancji, na podstawie których zostały zbudowane dwa jednorównaniowe modele ekonometryczne opisujące podjęty problem badawczy. Próbę badawczą stanowiły

¹ Szerzej zob. np. [Zachorowska, Wójcik-Mazur 2001; Zawadzka 2003; Iwonicz-Drozdowska 1999].

² W rozumieniu przepisów w zakresie rezerw celowych do kategorii zagrożonej zaliczają się należności poniżej standardu, wątpliwe i stracone. Szerzej: [Rozporządzenie Ministra Finansów z dnia 16 grudnia...].

$$WCR = \frac{0,2 \times nps + 0,5 \times nw + ns + ods}{nob},$$

gdzie: *WCR* – wskaźnik ważony jakości portfela kredytowego, *nps* – należności poniżej standardu, *nw* – należności wątpliwe, *ns* – należności stracone, *ods* – odsetki zapadłe i nie spłacone, *nob* – należności ogółem brutto.

[Świderski 1999, s. 82].

³ Za kryterium przyjęto wyrażenie zgody przez menedżerów banków na udzielenie informacji.

dwa banki komercyjne wybrane w sposób celowy⁴. Pierwszy, bank A, jest bankiem komercyjnym giełdowym, z przewagą kapitału zagranicznego. Bank B natomiast jest bankiem spółdzielczym działającym w województwie mazowieckim.

Do określenia pojęcia „bezpieczeństwo banków” zastosowano poziom kredytów nieregularnych w portfelach kredytów walutowych. Za kredyty nieregularne zostały uznane wszystkie należności kredytowe, których opóźnienia w spłacie rat kapitałowych lub odsetek przekraczały 1 miesiąc. Zmienną tę potraktowano w obu modelach jako objaśnianą (zależną). W przypadku kursów walut do modeli wybrano średnie kursy dolara amerykańskiego (USD) oraz euro (EUR) z notowań Narodowego Banku Polskiego (NBP) z miesiąca równoległego, jak również wraz z przesunięciem czasowym o 1 miesiąc, 2, 3 miesiące oraz 6 miesięcy. Cechy te uwzględniono przy budowie modeli jako zmienne objaśniające (niezależne), które w kolejnych krokach analizy eliminowano w zależności od dopasowania danych⁵.

W opracowaniu wykorzystano dane miesięczne z 18 miesięcy: od grudnia 2007 r. do czerwca 2009 r. Do estymacji modeli oraz przeprowadzenia analiz ekonometrycznych wykorzystano program STATISTICA 8.

3. Wyniki badań

Na wykresach na rys. 1 i 2 zaprezentowano strukturę kształtowania się jakości portfeli kredytowych banków A i B. Zmiany w jakości portfela kredytów ogółem banków A i B są mniejsze niż zmienność obserwowana wyłącznie w segmencie kredytów walutowych; sytuację tę potwierdzają wartości współczynników zmienności⁶, które odpowiednio wyniosły 17,44 i 19,12 w banku A oraz 7,22 i 9,81 w banku B. Tendencje w obu bankach są podobne, co oznacza, że jakość portfela kredytów pogarsza się przy spadku wartości złotego. Ponadto ryzyko kredytowe przy portfelowych kredytów walutowych rośnie szybciej niż w segmencie kredytów złotych. Do potwierdzenia istotności występowania tych zależności została przeprowadzona analiza regresji wielorakiej.

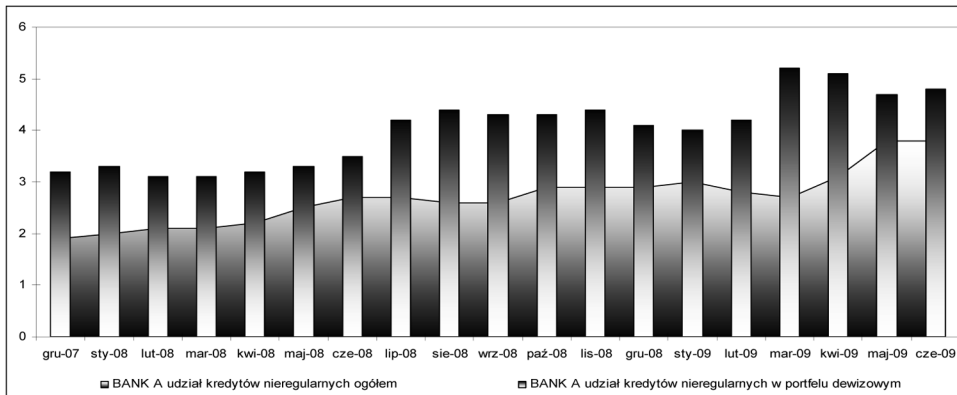
⁴ W procesie szacowania modeli została wykorzystana regresja krokowa w przód, tj. dołączając do modelu kolejne zmienne objaśniające o najwyższym poziomie istotności (*p-value*) dla równania modelu.

⁵ Współczynnik zmienności jest klasyczną miarą zróżnicowania rozkładu analizowanej cechy. Współczynnik zmienności jest stosowany najczęściej przy porównywaniu zróżnicowania cechy w dwóch różnych rozkładach, w tym przypadku dwóch rodzajów portfeli kredytowych w bankach A i B. W odróżnieniu od odchylenia standardowego (określającego bezwzględne zróżnicowanie cechy) współczynnik zmienności jest miarą względną, czyli zależną od wielkości średniej arytmetycznej.

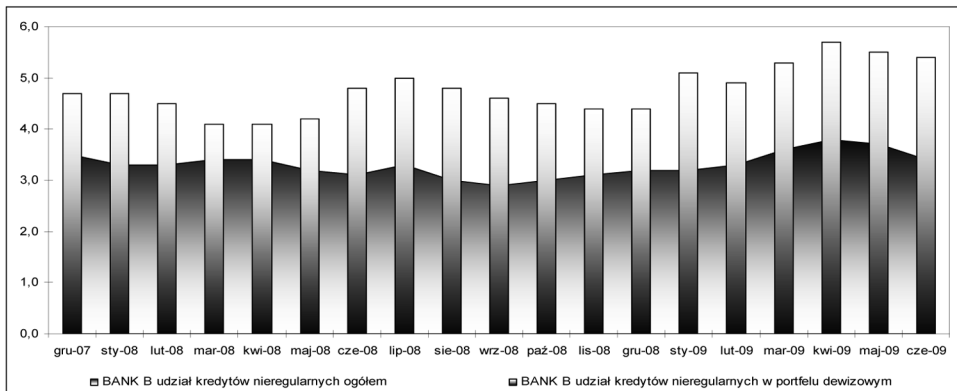
Wyliczony został z następującego wzoru: $V = \frac{s}{x}$, gdzie s to odchylenie standardowe z badanej próby, x jest średnią arytmetyczną z tej próby.

⁶ Kolejne zmienne dotyczące kursów USD i EUR z przesunięciem czasowym oznaczono jako: $X_{1,t}$ oraz $X_{2,t}$.

Bank A



Bank B

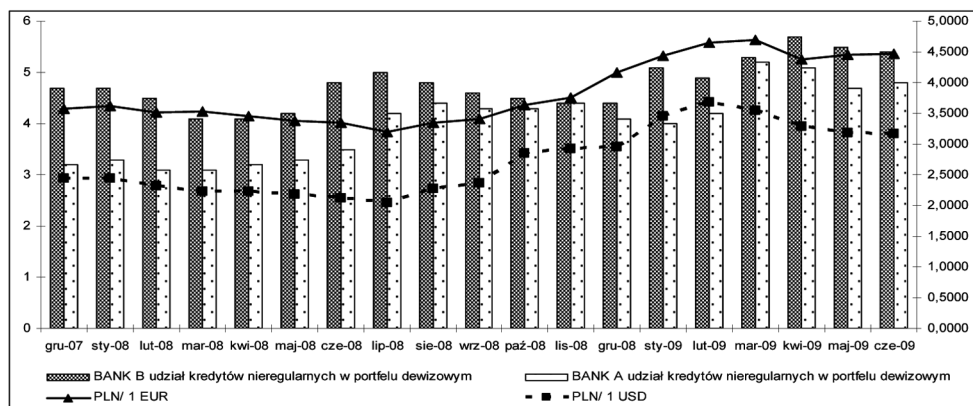


Rys. 1. Jakość portfela kredytowego analizowanych banków (w %)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z banków.

W celu sprawdzenia istnienia związku między zmianami kursów walutowych (EUR – zmienna X_1 ; USD – zmienna X_2)⁷ a należnościami nieregularnymi w portfelach kredytów walutowych (zmienna Y_1) w analizowanych bankach wykorzystane zostały klasyczne narzędzia statystyczne mierzące współzależność czynników. Ze względu na fakt, iż na poziom należności nieregularnych mogą oddziaływać także inne zmienne nieujęte w analizie, do zmierzenia związku między zmienną Y_1 a poziomami kursów walutowych zastosowano współczynnik korelacji Kendalla. Miara ta pozwoli na wyodrębnienie i określenie związku między wybranymi zmiennymi,

⁷ Wartość współczynnika równa 1 oznacza związek liniowy między analizowanymi zmiennymi. Wartość współczynnika bliska 0 oznacza brak związków między zmiennymi.



Oś prawa: udział kredytów nieregularnych w portfelach dewizowych w %.
 Oś lewa: poziom kursów walutowych EUR i USD w zł.

Rys. 2. Jakość walutowego portfela kredytowego analizowanych banków (w %) przy zmianach kursowych

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z banków.

wyłączając przy tym wpływ pozostałych zmiennych [Zeliaś, Pawełek, Wanat 2002, s. 104].

Tabela 1. Wartości współczynników korelacji cząstkowej Kendalla dla badanych zmiennych

	X_1	X_2	X_{1-t} $t^* = 1$	X_{2-t} $t = 1$	X_{1-t} $t = 2$	X_{2-t} $t = 2$	X_{1-t} $t = 3$	X_{2-t} $t = 3$	X_{1-t} $t = 6$	X_{2-t} $t = 6$
Bank A										
Y_{1A}	0,65**	0,61	0,75	0,68	0,78	0,77	0,77	0,78	0,12	0,34
Bank B										
Y_{1B}	0,63	0,68	0,62	0,68	0,58	0,63	0,49	0,50	0,00	0,01

*) przesunięcie w czasie (t liczba miesięcy);
 **) oznaczone współczynniki są istotne dla $p < 0,05$.

Źródło: opracowanie własne.

Wyliczone współczynniki zostały zawarte w tab. 1. Największy wpływ⁸ na poziom walutowych należności nieregularnych w banku A miały kursy euro i dolara

⁸ Regresja krokowa w przód (selekcja *a priori*) – dołączanie do modelu kolejnych statystycznie istotnych zmiennych mających największy wpływ na zmienną objaśnianą – w tym przypadku zmienną są kredyty nieregularne w portfelach walutowych. Dobór ten następował na podstawie wartości p (p -value) > 0,05.

odpowiednio przesunięte o 3 miesiące (wartość współczynnika wyniosła odpowiednio 0,77 dla euro i 0,78 dla dolara), 2 miesiące (0,78 i 0,77) oraz o jeden miesiąc (0,75 i 0,68). Ponadto istotny wpływ na wartość niespłaconych kredytów walutowych miały bieżące kursy walut (0,65 i 0,61). W banku B natomiast największe oddziaływanie na udział należności nieregularnych w portfelach walutowych miały kursy dolara, zarówno bieżące (0,68), jak i z miesięcznym przesunięciem (0,68). Duży wpływ kursu euro na ten portfel kredytowy następował równoległe z bieżącymi notowaniami (0,63). Uzyskane wyniki pozwalają na stwierdzenie, iż zmiany kursów walutowych faktycznie wpływały na udział kredytów niespłaconych w portfelach banków.

Do zdefiniowania zmienności poziomu należności nieregularnych w portfelach kredytów walutowych w analizowanych bankach zbudowane zostały dwa modele regresji wielorakiej: model A opisujący zjawisko na przykładzie banku A oraz model B wykorzystujący dane banku B. Do szacowania parametrów strukturalnych modeli A i B zastosowano klasyczną metodę najmniejszych kwadratów (KMNK) [Hill, Lewicki 2006, s. 18]. Oszacowane jednorównaniowe modele regresji wielorakiej zostały sprowadzone do następującej postaci: $Y = \alpha Y_1 X_1 + \alpha Y_2 X_2 + \dots + \alpha Y_k X_k + \xi$, gdzie $\alpha Y_1, \alpha Y_2, \dots, \alpha Y_k$ są parametrami strukturalnymi funkcji regresji wielorakiej, a ξ jest składnikiem losowym [Wawrzynek 2007, s. 149]. W wyniku przeprowadzenia procedury regresji krokowej w przód (postępującej)⁹ uzyskano następujące modele:

Model A:

$$\hat{Y}_A = 4,98 + 2,96 \times EUR_0 + 2,26 \times USD_0 + 2,70 \times EUR_3.$$

Model B:

$$\hat{Y}_B = 1,66 + 1 \times EUR + 0,66 \times EUR_3.$$

Wybrane parametry modeli wynikowych zostały przedstawione w tab. 2. W modelu A współczynnik regresji przy zmiennej bieżący kurs euro, αY_{A1} , wynosił 2,96. Wartość ta oznacza, iż na każdy 1% wzrostu bieżącego kursu euro nastąpi zwiększenie wolumenu należności nieregularnych w portfelu walutowym w tym banku przeciętnie o 2,96% przy założeniu, że pozostałe parametry pozostaną bez zmian. Ocena tego współczynnika występuje w tym modelu ze średnim błędem losowym wynoszącym 1,0. Sugeruje to możliwość popełnienia pomyłki przy określaniu poziomu niespłaconych kredytów walutowych przeciętnie o +/-1%. Kolejna ocena współczynnika regresji w tym modelu, $\alpha Y_{A1} = 2,26$, wskazuje, iż na każdy 1% podwyżki bieżącego kursu dolara udział kredytów walutowych w portfelach banków będzie się zwiększał przeciętnie o 2,26% miesięcznie ze średnim błędem +/-0,8%, przy zachowaniu zasady *ceteris paribus*. W przypadku oceny współczynnika regresji cząstko-

⁹ Współczynnik BETA – współczynnik, który uzyskany został po standaryzacji wszystkich zmiennych do średniej równej 0 i odchylenia standardowego równego 1, przez co umożliwiające jest porównywanie różnych zmiennych niezależnych (objaśniających) w danym modelu.

wej αY_{A3} , jego wartość wskazuje na zwiększenie się wartości kredytów niespłaconych o 2,7% na skutek 1% wzrostu kursu euro z przesunięciem wpływu o okres trzech miesięcy, pod warunkiem że pozostałe parametry pozostaną bez zmian. Błąd tego parametru wynosił $\pm 0,66\%$.

Model B charakteryzuje się następującymi współczynnikami regresji cząstkowej: $\alpha Y_{B1} = 1$ oraz $\alpha Y_{B2} = 0,66$. Pierwszy ze współczynników oznacza, że na każdy 1% wzrostu bieżącego kursu euro przypada przeciętny wzrost wartości niespłaconych kredytów walutowych średnio o 1% przy zachowaniu zasady *ceteris paribus*. Ocena punktowa tego parametru występuje w modelu ze średnim losowym błędem równym $\pm 0,17$, co oznacza możliwość pomyłki szacowania wolumenu walutowych należności nieregularnych średnio o 0,17%. Drugi współczynnik regresji cząstkowej, αY_{B2} , wskazuje, że średni wzrost zmiennej zależnej 0,66% spowodowany jest wzrostem kursu euro z przesunięciem o 3 miesiące o 1% przy założeniu stałości pozostałych parametrów. Współczynnik ten występuje z oceną punktową na poziomie około $\pm 0,18\%$.

Tabela 2. Wyniki analizy regresji wielorakiej dla modeli A i B

Zmienne niezależne	Parametry modeli					
	BETA*	błąd standardowy BETA	B	błąd standardowy B	statystyka t	wartość p
Model A						
<i>Podsumowanie regresji zmiennej zależnej:</i>						
BANK A udział kredytów nieregularnych w portfelu dewizowym						
R = ,87048819 F(4,14) = 10,948						
R ² = ,75774969 Błąd standardowy estymacji (Se): ,38332						
Skoryg. R2 = ,68853532 p < ,00031						
W. wolny			4,98450	1,277687	3,90119	0,001598
PLN/ 1 EUR	2,21296	0,766231	2,95982	1,024826	2,88812	0,011919
PLN/ 1 USD	1,77322	0,653006	2,26378	0,833659	2,71548	0,016741
PLN/ 1 EUR – 3	1,74258	0,424536	2,70643	0,659353	4,10468	0,001072
Model B						
<i>Podsumowanie regresji zmiennej zależnej</i>						
BANK B udział kredytów nieregularnych w portfelu dewizowym						
R = ,80464124 F(2,16) = 14,692						
R ² = ,64744753 Błąd standardowy estymacji (Se): ,29						
Skoryg. R2 = ,60337847 p < ,00024						
W. wolny			1,661026	0,591060	2,81024	0,012573
PLN/ 1 USD	0,946996	0,161988	1,001454	0,171303	5,84610	0,000025
PLN/ 1 EUR – 3	0,623326	0,174482	0,659171	0,184516	3,57243	0,002543

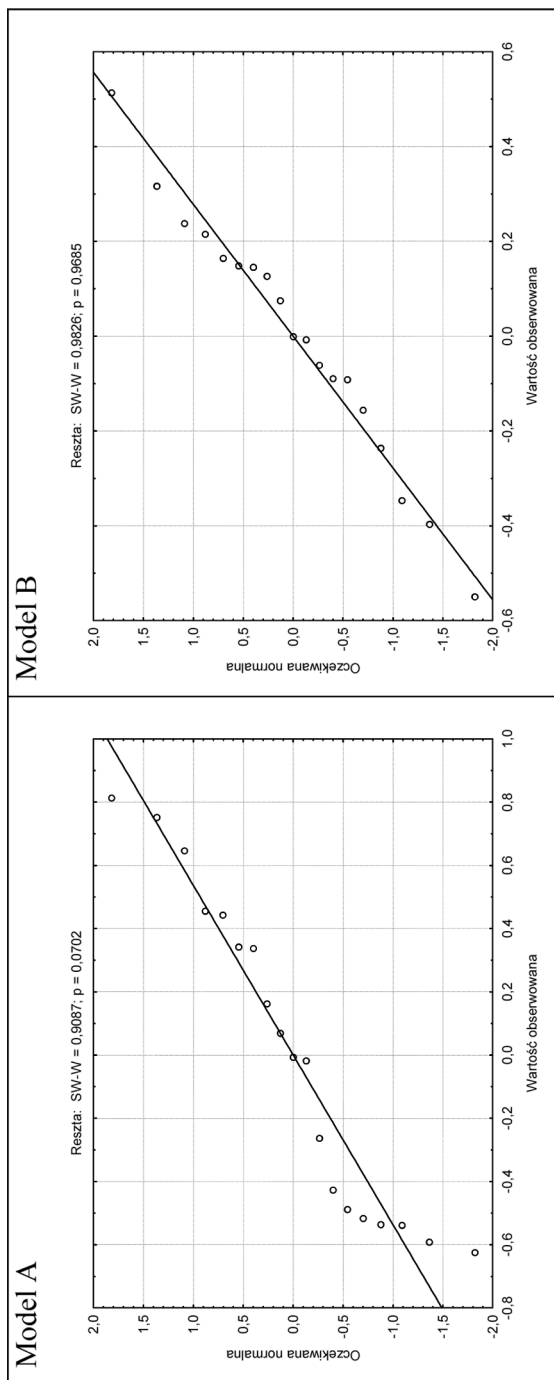
* Współczynnik BETA – współczynnik, który uzyskany został po standaryzacji wszystkich zmiennych do średniej równej 0 i odchylenia standardowego równego 1, przez co umożliwiające jest porównywanie różnych zmiennych niezależnych (objaśniających) w danym modelu.

Źródło: obliczenia własne na podstawie szacowanego modelu.

Stopień dobroci dopasowania danych do modelu został zmierzony współczynnikiem determinacji (R^2) oraz poziomem błędu standardowego (Se). W modelu A współczynnik R^2 wynosił 0,76, co oznacza, że zmienność wartości nieregularnych kredytów walutowych w banku komercyjnym A została wyjaśniona przez ten model w niespełną 76%. Pozostałe 34% zmienności tej kategorii, uwzględniając składniki losowe, zostały pominięte w tym modelu. Błąd standardowy estymacji w modelu A wynosił 0,38. Istnieje więc możliwość pomyłki w ustaleniu poziomu wolumenu nieregularnych kredytów walutowych średnio o $\pm 0,38\%$ miesięcznie. W modelu B natomiast współczynnik R^2 kształtował się na poziomie 0,64, zatem zmienność wolumenu nieregularnych kredytów w portfelu walutowym w banku B – spółdzielczym – została wyjaśniona zmianami kursowymi w 64%. Wynik ten, podobnie jak w przypadku banku A, potwierdza występowanie innych czynników, które nie zostały uwzględnione w tych modelach. Jednocześnie czynniki te warunkują wzrost ryzyka kredytowego i walutowego. Pod względem możliwości popełnienia błędu przy wyznaczaniu poziomu należności nieregularnych w modelu B błąd ten był stosunkowo niski i wynosił $\pm 0,29\%$.

By zbadać istotność łącznego efektu oddziaływania zmiennych niezależnych, tj. kursów walutowych ($X_1, X_2, X_3, \dots, X_{10}$), na zmienną zależną – poziom kredytów nieregularnych w portfelach walutowych (Y_A w modelu A i Y_B w modelu B), przeprowadzono analizę wariancji. Do sprawdzenia oddziaływania zmiennych niezależnych na siebie sformułowano hipotezę zerową o istotności wyżej wymienionego efektu oddziaływania. W celu weryfikacji wykorzystany został test Fishera-Snedecora (F). W modelu A statystyka F wynosiła 17,5, natomiast w modelu B była równa 17,9 dla stopni swobody równych odpowiednio $s_1 = 2$ oraz $s_2 = 16$. Wartość obu testów znajduje się więc poza zbiorem odrzucenia H_0 , stąd wiadomo, iż łączne oddziaływanie zmiennych niezależnych na siebie jest istotne statystycznie.

Do oceny prawidłowości zbudowanych modeli oraz możliwości przedłożenia ich do prognozowania zbadano dodatkowo autokorelacje składników resztowych w oszacowanych modelach A i B. W tym celu przeprowadzony został test Shapiro-Wilka (S-W) (wykres na rys. 3). Normalność rozkładu reszt estymowanego modelu analizowana była w formie addytywnej jako hipoteza zerowa (H_0) z założeniem normalności rozkładu reszt oraz braku zjawiska autokorelacji między nimi. Równocześnie sformułowana została hipoteza przeciwna – alternatywna (H_1). Zweryfikowanie postawionych hipotez nastąpiło na podstawie przyjętego poziomu istotności $\alpha = 0,05$, zmierzonego za pomocą wartości p . W przypadku modelu A wartość statystyki S-W wyniosła 0,91 z poziomem wartości p równym 0,70, a więc zdecydowanie wyższym od przyjętego poziomu krytycznego 0,05. Parametry istotnie różniły się więc od zera, stąd brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku zjawiska autokorelacyjnego. W modelu B statystyka S-W kształtowała się na poziomie 0,9826, natomiast wartość p – powyżej 0,96. Statystyka ta także znalazła się w zbiorze nieodrzucań H_0 , stąd brak podstaw do odrzucenia hipotezy o rozkładzie normalnym



Rys. 3. Rozkłady składników resztowych w modelach A i B
Źródło: opracowanie własne na podstawie wyliczeń z modeli.

reszt. Ewentualne zaobserwowane zjawisko autokorelacji składników resztowych miało w tych modelach charakter czysto losowy.

4. Wnioski

Głównym celem opracowania było zbadanie wpływu wahań kursowych na bezpieczeństwo działalności banków na przykładzie portfeli kredytów walutowych, jak również dokonanie pomiaru ich siły i kierunku. Na podstawie przeprowadzonej analizy studiów literaturowych oraz wnioskowania statystycznego sformułowano następujące wnioski:

1. Współczynniki korelacji cząstkowych potwierdziły istnienie zależności między zmianami kursów euro i dolara a wzrostem nieregularnych należności kredytów walutowych. W banku komercyjnym związki te były silniejsze niż w banku spółdzielczym. Ponadto oba banki mocniej odczuwały zmiany kursu euro aniżeli dolara, co głównie wynikało z wysokiego udziału udzielonych kredytów w euro w porównaniu z kredytami udzielonymi w dolarach. Wszystkie zmiany jakości portfeli kredytowych ogółem na skutek zmian kursowych, zarówno banku komercyjnego, jak i spółdzielczego, były zdecydowanie mniejsze niż w przypadku walutowych portfeli kredytowych.

2. Oszacowane dwa modele: dla banku komercyjnego (model A) i spółdzielczego (model B), wskazują w obu przypadkach, iż wraz ze wzrostem bieżącego kursu dolara oraz kursu euro z przesunięciem wpływu o 3 miesiące, następuje zwiększenie wartości niespłaconych kredytów walutowych. Dodatkowo w banku komercyjnym na wartość nieregularnych kredytów w portfelu walutowym znaczący wpływ miał bieżący kurs euro. Wartości miar dopasowania, niskie wartości błędów standardowych obu model oraz wynik analizy wariacji zmiennych zawartych w tych modelach potwierdził statystyczne dopasowanie danych oraz brak ich skorelowania. Ponadto w modelu nie wystąpiło zjawisko autokorelacji reszt, co świadczy o tym, iż model ten został zbudowany poprawnie.

3. Przeprowadzona analiza danych empirycznych z dwóch różnych rodzajów banków pozwala na stwierdzenie prawidłowości wniosku, iż wraz ze wzrostem kursów podstawowych walut – euro i dolara, następuje wzrost wolumenu niespłaconych kredytów walutowych w bankach zarówno komercyjnych, jak i spółdzielczych. Niemniej jednak, by stwierdzenie to mogło być prawidłowością, należy pamiętać, że przedstawione analizy dotyczą wyłącznie pojedynczych przedstawicieli sektora bankowego. Aby natomiast generalizować wnioski, niezbędne jest poszerzenie badania w taki sposób, aby próba była reprezentatywna.

Literatura

- Hill T., Lewicki P., *Statistics. Method and Applications*, StatSoft, The United States of America, Tulsa 2006.
- Iwonicz-Drozdowska M., *Metody oceny działalności banku*, Poltext, Warszawa 1999.
- Jagiello R., *Zarządzanie portfelem kredytowym banku*, Fundacja Edukacji i Badań Bankowych, Warszawa 1998, s. 83-84.
- Rozporządzenie Ministra Finansów z dnia 16 grudnia 2008 r. w sprawie zasad tworzenia rezerw na ryzyko związane z działalnością banków (DzU nr 235, poz. 1589)
- Stefański A., *Rola kwalifikacji analityków w zarządzaniu ryzykiem kredytowym w bankach*, Wyższa Szkoła Bankowa w Poznaniu, Poznań 2007.
- Świdorski J., *Finanse banku komercyjnego*, Biblioteka Menadżera i Bankowca, Warszawa 1999.
- Synteza raportu o sytuacji sektora bankowego w 2007 roku*, NBP, Warszawa 2007.
- Tokarczuk P., *Wprowadzenie do sposobów pomiaru ryzyka kredytowego*, [w:] *Finanse, banki i ubezpieczenia w Polsce u progu XXI wieku*, t. II, *Bankowość*, materiały konferencyjne, Poznań 14-17 września 2000 r., AE, Poznań 2000.
- Wawrzynek J., *Metody opisu i wnioskowania statystycznego*, AE, Wrocław 2007.
- Zachorowska A., Wójcik-Mazur A., *Struktura portfela kredytowego a ryzyko kredytowe w banku komercyjnym*, [w:] *Ryzyko. Zarządzanie ryzykiem w przedsiębiorstwie*, red. J. Bizon-Górecka, TNOiK, Bydgoszcz 2001.
- Zawadzka Z., *Ryzyko bankowe*, [w:] *Bankowość. Zagadnienia podstawowe*, red. W.L. Jaworski, Z. Zawadzka, Poltext, Warszawa 2003.
- Zeliaś A., Pawełek B., Wanat S., *Metody statystyczne*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2002.

THE INFLUENCE OF CURRENCY FLUCTUATIONS ON BANKS' CREDIT RISK

Summary: The situation in the Polish banking sector has worsened due to global economic recession, the financial crisis of 2008 and currency fluctuations linked to this crisis. Strict credit policies cause difficulties in obtaining banks' loans by enterprises as well as retail clients. However, in spite of changes in loan granting procedures, questions arose about the safety of banks functioning in the Polish banking sector. The aim of the paper is to evaluate the influence of currency fluctuations on the level of irregular loans in the Polish banks. Research was carried out in two banks: co-operative and commercial. In both banks changes in the current rates of euro and dollar had an impact on rise in number of unpaid loans.