

Marcin SZTAUDYNGER\*

## Czynniki makroekonomiczne a spłacalność kredytów konsumpcyjnych<sup>1</sup>

**Streszczenie:** Celem badań przedstawionych w artykule jest kwantyfikacja i hierarchizacja wpływu czynników makroekonomicznych na ryzyko zaniechania spłaty kredytu konsumpcyjnego. W analizach wykorzystano dane o średnim poziomie agregacji, które opisywały portfel kredytów konsumpcyjnych jednego z głównych banków komercyjnych w Polsce (w latach 2004–2016). Próba obejmuje ponad 10 tys. obserwacji, charakteryzujących kohorty kredytów uruchamianych w kolejnych miesiącach. Wykorzystano modele danych panelowych. Wyizolowano wpływ sytuacji makroekonomicznej spośród innych kluczowych czynników determinujących ryzyko kredytowe (to jest historycznych zmian polityki kredytowej banku i naturalnego cyklu dojrzewania portfela). Wyniki potwierdziły związek sytuacji gospodarczej, reprezentowanej w modelu przez stopę bezrobocia i produkcję przemysłową, z ryzykiem kredytowym. Wzrostowi stopy bezrobocia towarzyszyła większa częstotliwość przypadków zaniechania spłaty, a przyspieszeniu dynamiki produkcji przemysłowej – mniejsza. Stwierdzono również występowanie opóźnień tej asocjacji sięgających 12 miesięcy. Nie został natomiast potwierdzony związek ze stopami procentowymi. Model wraz ogólnodostępnymi prognozami makroekonomicznymi lub scenariuszami stresowymi umożliwia dokładniejsze przewidywanie skali pogorszenia jakości portfela w okresie dekoniunktury, a także formułowanie rekomendacji w zakresie polityki kredytowej, zwłaszcza granicznych poziomów akceptowanego prawdopodobieństwa zaniechania spłaty w różnych fazach cyklu koniunkturalnego.

**Słowa kluczowe:** ryzyko kredytowe, czynniki makroekonomiczne, bankowość, dane panelowe

**Kody klasyfikacji JEL:** G32, G21, C23, C58

---

Artykuł nadesłany 12 czerwca 2018 r., zaakceptowany 17 października 2018 r.

---

\* Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny; e-mail: marcin.szttau@gmail.com

<sup>1</sup> Autor pragnie podziękować Pawłowi Baranowskiemu za wnikliwe uwagi w procesie budowy modelu. Cenną pomoc uzyskał także od Mariusza Górajskiego, Michała Majsterka, Wojciecha Zatonia, a także od anonimowego recenzenta artykułu.

## Wstęp

Zarówno wśród praktyków bankowych, jak i w środowisku naukowym występuje powszechny konsensus, że czynniki makroekonomiczne silnie wpływają na ryzyko działalności kredytowej banku. Nie brakuje również opracowań próbujących kwantyfikować siłę wpływu tych czynników na ryzyko kredytowe [m.in. Castro, 2013]. Lata kryzysu zapoczątkowanego w 2008 roku pokazały wyraźnie, że głównym obciążeniem wyników finansowych instytucji kredytowych w Polsce były właśnie rosnące odpisy wynikające z materializacji ryzyka kredytowego podjętego w minionych okresach. Ryzyko to było związane przede wszystkim z segmentem klientów detalicznych, a jako główne przyczyny wskazywano wtedy pogorszenie sytuacji makroekonomicznej i nadmierne rozluźnienie standardów polityki kredytowej [NBP, 2010].

Badania naukowe nad wpływem czynników makroekonomicznych bazują najczęściej na powszechnie dostępnych danych o wysokim poziomie agregacji, tj. banku czy sektora bankowego [Chaibi, Ftiti, 2015: 13]. Rzadziej spotyka się natomiast badania przy wykorzystaniu danych o średnim poziomie agregacji, tzn. niższym niż poziom całego portfela kredytowego danej instytucji kredytowej czy kraju, a wyższym niż poziom pojedynczej transakcji kredytowej. Tymczasem pozwalają one w całościowy sposób uwzględnić, obok czynników systematycznych (makroekonomicznych), większość kluczowych czynników specyficznych determinujących ryzyko portfela, zwłaszcza takich jak rodzaj należności kredytowych (np. kredyty dla przedsiębiorstw, kredyty mieszkaniowe, kredyty konsumpcyjne) i historyczne zmiany stosowanej polityki kredytowej. Ich pominięcie może prowadzić do wyciągania niewłaściwych lub zbyt ogólnych wniosków co do skali badanych zależności. Szacunki takie mogą być przez to trudne do wykorzystania w praktyce bankowej (np. przy testach warunków skrajnych czy definiowaniu tzw. apetytu na ryzyko).

Celem badań przedstawionych w artykule jest kwantyfikacja i hierarchizacja wpływu czynników makroekonomicznych na ryzyko zaniechania spłaty kredytu przy wykorzystaniu danych o średnim poziomie agregacji, opisujących portfel kredytów konsumpcyjnych jednego z głównych banków komercyjnych w Polsce. Zbudowany model wraz z ogólnodostępnymi prognozami makroekonomicznymi lub scenariuszami stresowymi ma umożliwić dokładniejsze przewidywanie skali pogorszenia jakości portfela w okresie dekonjunktury. Pozwoli to na formułowanie rekomendacji dla banku w zakresie kształtowania polityki kredytowej, zwłaszcza granicznych poziomów akceptowanego prawdopodobieństwa zaniechania spłaty w różnych fazach cyklu koniunkturalnego. Stosowanie ostrożniejszej polityki kredytowej w okresie ożywienia i wprowadzanie mniejszych restrykcji w trakcie załamania przyczyni się do ograniczenia amplitudy wahań cykli kredytowych, które w sposób bezpośredni przekładają się na sferę realną gospodarki [Barczyk, 2015]. Wiele wskazuje, że banki niewspółmiernie silnie reagują na spadek ryzyka w ożywieniu, jak i na jego wzrost w załamaniu. Jednym z wyjaśnień tego typu zachowania jest hipoteza wskazująca na krótką pamięć instytucjonalną, która obniża zdolność

banków do przewidywania potencjalnych problemów z pożyczkami w okresach kryzysowych [Lubiński, 2012].

Za podjęciem badań w tym kierunku przemawia również fakt, że najczęściej w segmencie klientów indywidualnych nie uwzględnia się w sposób systemowy wpływu czynników systematycznych na etapie podejmowania decyzji kredytowych. Wykorzystywane systemy oceny ryzyka (głównie modele scoringowe) i regulacje kredytowe opierają się przede wszystkim na charakterystykach opisujących ryzyko specyficzne oraz danych *ex-post* [McNab, Taylor, 2008: 84; Finlay, 2008: 38]. Na ten aspekt zwraca uwagę między innymi Kraska [2004: 81] wskazując, że warunkiem poprawności działania kart scoringowych jest niezmienność sytuacji ekonomicznej. Prawdopodobieństwo zaniechania spłaty (PD) wyznaczone przy ich użyciu nie uwzględnia wpływu przyszłej sytuacji makroekonomicznej, w jakiej kredytobiorca będzie funkcjonował w trakcie spłaty zobowiązania. Wada ta będzie szczególnie widoczna w modelach typu PIT (*point-in-time*), kalibrowanych na stosunkowo krótkich oknach czasowych. W okresie poprzedzającym ożywienie gospodarcze parametry PD transakcji mogą być nadmiernie pesymistyczne, a w okresie poprzedzającym recesję nadmiernie optymistyczne. Podejście badawcze zaprezentowane w artykule może okazać się pomocne w rozwiązaniu tego typu problemów zarządczych.

Dodatkowym, ważnym aspektem, uzasadniającym zainteresowanie tą problematyką jest wejście w życie, od początku 2018 roku, nowych wytycznych rachunkowości w zakresie wyceny portfeli kredytowych, regulowanych Międzynarodowym Standardem Sprawozdawczości Finansowej nr 9 (*IFRS 9*). W myśl nowych przepisów modele utraty wartości powinny być oparte na oczekiwanych stratach (*expected loss*), w odróżnieniu od modelu strat poniesionych (*incurred loss*) obowiązującego do tej pory. Ponadto nowy standard wprowadza wprost wymóg uwzględniania w wycenie portfeli kredytowych prognoz makroekonomicznych jako tzw. *forward looking information* [Rozporządzenie 2016/2067: 77]. Do tego celu może być wykorzystane podejście badawcze przedstawione w artykule.

## Przegląd literatury

Ze względu na powszechne przekonanie o dużym znaczeniu ryzyka kredytowego dla stabilności poszczególnych instytucji finansowych, jak i całych gospodarek, jest ono przedmiotem coraz większego zainteresowania oraz licznych publikacji. Szczególny wzrost widoczny jest po ostatnim globalnym kryzysie finansowym, zapoczątkowanym przez rosnące wskaźniki niewypłacalności na amerykańskim rynku kredytów hipotecznych. Liczba publikacji poruszająca kwestie ryzyka kredytowego wzrosła od tego czasu z ok. 120 w 2006 roku do ponad 700 w 2016 roku [Zamore i in., 2018]. Poniżej opisano kilka z nich, które prezentują różne podejścia do wprowadzania zmiennych makroekonomicznych do modeli mierzących ryzyko kredytowe.

Podejścia badawcze wykorzystywane do pomiaru wpływu czynników makroekonomicznych na ryzyko kredytowe portfela detalicznego są zróżnicowane, można jednak wśród nich wyodrębnić 3 główne kierunki. Ich natura jest związana z rodzajem dostępnych danych (głównie zmiennej objaśnianej) i przeznaczeniem tworzonego modelu. Są to podejścia bazujące na:

- danych niezagregowanych opisujących spłacalność poszczególnych transakcji kredytowych w portfelu danego rodzaju (np. kredytów konsumpcyjnych) i charakterystyki związanych z nimi kredytobiorców [np. Bellotti, Crook, 2009]. Modele tego typu mogą być wykorzystywane przez banki przy podejmowaniu indywidualnych decyzji kredytowych lub analizach wrażliwości (tzw. stres-testach);
- danych średnio zagregowanych opisujących spłacalność kohort kredytów (*vintages*) podobnego typu (np. kart kredytowych) uruchomionych w określonych interwałach czasowych oraz m.in. charakterystyk stosowanej wówczas polityki kredytowej [np. Breeden, Thomas, 2008]. Przeznaczeniem tego typu modeli mogą być analizy wrażliwości czy szacowanie odpisów aktualizujących (rezerw);
- danych wysoko zagregowanych, opisujących spłacalność całych portfeli kredytowych na poziomie banku lub sektora [np. Castro, 2013]. Tego typu modele mogą mieć zastosowanie w instytucjach nadzorczych np. przy kreowaniu wymogów i rekomendacji w zakresie adekwatności kapitałowej.

W ramach wymienionych powyżej podejść wykorzystywane są różne metody analityczne m.in. regresje logistyczne, modele hazardu proporcjonalnego, modele panelowe czy macierze migracji bazujące na łańcuchach Markowa.

Bellotti i Crook [2009] analizowali dane niezagregowane pozyskane od jednego z banków komercyjnych z Wielkiej Brytanii. Wykorzystali model hazardu proporcjonalnego Coxa i regresję logistyczną w celu porównania skuteczności obu metod. Próba obejmowała miesięczne dane o spłacalności ponad 200 tys. kart kredytowych przyznanych w latach 1997–2005. Binarna zmienna objaśniana dotyczyła spłacalności w pierwszych 12 miesiącach od udzielania kredytu<sup>2</sup>. Cechy kredytobiorców obejmowały m.in. dochód, wiek, status mieszkaniowy, zatrudnienie czy ocenę scoringową biura kredytowego z momentu wnioskowania. Wśród zmiennych makroekonomicznych analizowano i potwierdzono wpływ<sup>3</sup> m.in. stopy bezrobocia (+), stopy procentowej (+), przeciętnego poziomu wynagrodzeń (-), indeksu cen nieruchomości (-), indeksu ufności konsumentów (-). Nie potwierdzono jedynie wpływu produkcji przemysłowej. Wprowadzenie zmiennych opisujących sytuację makroekonomiczną poprawiło według autorów właściwości statystyczne modelu. Ponadto regresja logistyczna okazała się mniej skuteczna od modelu Coxa. W badaniach zabrakło jednak weryfikacji aspektu związanego z ewentual-

<sup>2</sup> Kredyt był uznawany za niespłacony (*default*) w przypadku opóźnienia w spłacie przekraczającego 3 miesiące.

<sup>3</sup> W nawiasach określono kierunek wpływu poszczególnych zmiennych na ryzyko braku spłaty kredytu. Analogiczna konwencja jest stosowana również w dalszej części artykułu.

nymi opóźnieniami lub wyprzedzeniami wpływu zmiennych makroekonomicznych, a ograniczenie horyzontu obserwacji do pierwszych 12 miesięcy spłaty kredytu utrudnia wnioskowanie o wrażliwości całego portfela kredytowego (obejmującego transakcje o różnej dojrzałości).

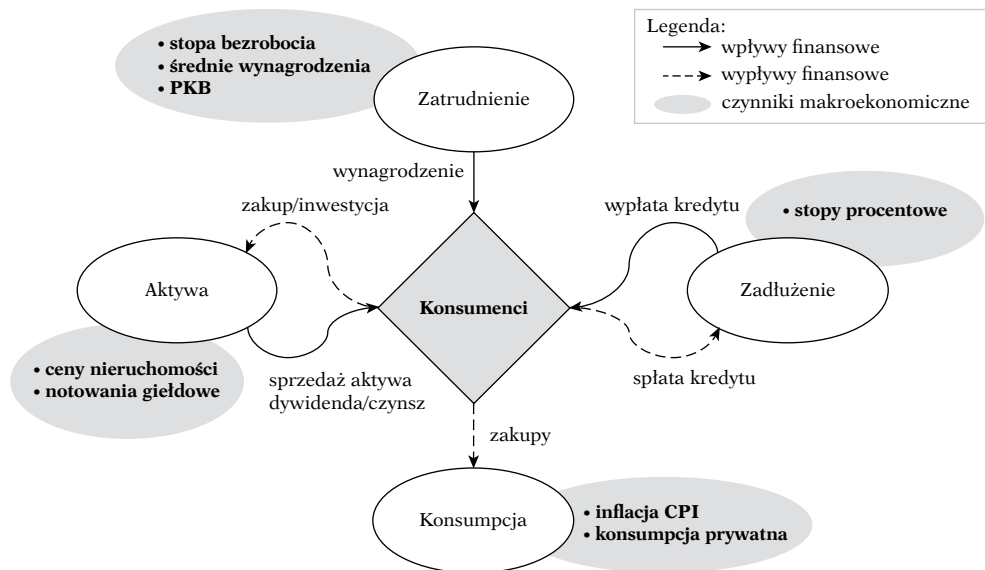
Analogiczne dane dotyczące portfela kart kredytowych jednego z głównych banków komercyjnych w Wielkiej Brytanii analizowali Malik i Thomas [2010]. Zastosowali jednak odmienne podejście, wykorzystujące łańcuchy Markowa. Objaśniali migracje klientów (w latach 2001–2005) pomiędzy pięcioma klasami scoringu behawioralnego (wykorzystywanego w tym banku) oraz statusem braku spłaty (*default*). Uwzględniali przy tym wpływ zmiennych makroekonomicznych m.in. stopy bezrobocia, dynamiki PKB, zmiany poziomu akwizycji kredytowej w sektorze bankowym czy inflacji (CPI). Dodatkowo uwzględniali dojrzałość (wiek) danej transakcji kredytowej (*months-on-book*). Przy tworzeniu modelu wykorzystano automatyczną procedurę doboru zmiennych (*stepwise*). Do finalnej wersji modelu zakwalifikowały się tylko dwie zmienne opisujące sytuację gospodarczą tj. stopa procentowa (+) i poziom akwizycji kredytowej w skali kraju (+). Nie testowano jednak opóźnień wpływu tych zmiennych. Zaprezentowane podejście może być szczególnie interesujące dla instytucji wykorzystujących łańcuchy Markowa (tj. macierze migracji) do szacowania odpisów aktualizujących.

Szeroko zakrojone badania opisywanej problematyki przeprowadzili Breden i Thomas [2008]. Obejmowały one dane z siedmiu krajów, które zostały w analizowanym okresie dotknięte przez kryzys (recesję) lub spowolnienie gospodarcze (tj.: Argentynę, Australię, Kanadę, Hongkong, Indonezję, Tajlandię i Singapur). W przeciwieństwie do wcześniej opisywanych badań bazowano głównie na danych o średnim poziomie agregacji (*vintage level*). Pozwalają one na dokładniejsze odzwierciedlenie poziomu ryzyka, szczególnie w szybko rosnących portfelach krajów rozwijających się. W analizach wykorzystywano model wykładniczy. Zmienne niezależne zostały podzielone na trzy grupy, których zadaniem było objaśnienie: 1) efektu naturalnego dojrzewania portfela w czasie (tzw. *maturation curve*); 2) ryzyka specyficznego danej kohorty kredytów (tzw. *inherent risk*); 3) wpływu czynników zewnętrznych/makroekonomicznych (tzw. *exogeneous curve*). Przedmiotem analizy były portfele detaliczne, dlatego w artykule przedstawiono w pogłębiony sposób czynniki wpływające na poszczególne składowe „świata finansowego” konsumenta i w efekcie na potencjalne zdarzenie zaniechania spłaty kredytu (patrz schemat 1).

Poza czynnikami zewnętrznymi natury makroekonomicznej wskazano na istotny wpływ innych zdarzeń mogących prokurować zaniechanie spłaty np. zmiany regulacji prawnych dotyczących upadłości, rozwody czy problemy zdrowotne. Zostały one jednak pominięte w dalszych analizach z uwagi na brak możliwości ich wykorzystania w scenariuszach stresowych. Wyniki badań potwierdziły istotność wpływu tych samych czynników w różnych krajach oraz podczas kryzysów o różnym pochodzeniu (analizowano m.in. kryzys w Hongkongu wywołany epidemią SARS). Do głównych determinant

zaliczono wzrost PKB (-), stóp procentowych (+) i stopy bezrobocia (+). Testowano również opóźnienia i wyprzedzenia wpływu tych zmiennych. Wyniki były niejednoznaczne (występowały zarówno wyprzedzenia, jak i opóźnienia wpływu), zróżnicowane dla poszczególnych krajów.

Schemat 1. Główne czynniki wpływające na sytuację finansową konsumenta



Źródło: Breeden i Thomas [2008].

Ostatnią grupę stanowią badania na danych wysoko zagregowanych, w których portfele detaliczne (np. kredyty konsumpcyjne) są połączone z innymi rodzajami należności (np. kredytami dla przedsiębiorstw). Tego typu analizy są najbardziej rozpowszechnione w literaturze z uwagi na ogólną dostępność danych sektorowych, standardowo publikowanych przez banki centralne bądź instytucje nadzorcze. Castro [2013] na podstawie danych tego rodzaju weryfikował wpływ czynników makroekonomicznych na jakość portfeli kredytowych w Grecji, Irlandii, Portugalii, Hiszpanii i we Włoszech, w latach 1997–2011. Wykorzystał w tym celu dynamiczny model panelowy (tj. uwzględniający zmienne autoregresyjne) i różne metody estymacji parametrów. Zmienną objaśnianą był wskaźnik NPL tj. relacja wartości kredytów zagrożonych/opóźnionych (*nonperforming loans*) do wartości bilansowej brutto wszystkich kredytów w danym kraju. Badania potwierdziły istotną współzależność większości analizowanych zmiennych makroekonomicznych z NPL (w nawiasie znak zależności): dynamiki PKB (-), zmiany indeksów giełdowych (-), zmiany cen nieruchomości (-), zmiany stopy bezrobocia (+), poziomu długookresowej stopy procentowej (+), wzrostu ogólnego salda kredytów (+). Wyniki uzy-

skane przy wykorzystaniu takiego podejścia badawczego mogą być jednak obarczone dużym błędem z uwagi na pominięcie:

- zmiennych specyficznych dla danego kraju m.in. charakteru stosowanej polityki kredytowej czy struktury należności w sektorze bankowym (np. udział kredytów mieszkaniowych czy korporacyjnych);
- naturalnego cyklu dojrzwania portfeli [Breedon, 2010: 85], szczególnie istotnego dla portfeli szybko przyrastających [Breedon, Thomas, 2008: 14].

Ponadto wskaźnik NPL, jako miara kumulująca przeterminowane należności z poprzednich okresów, nie jest dobrym wskaźnikiem bieżącego poziomu ryzyka w portfelu [Jakubik, 2007: 70]. Może być on nieporównywalny np. ze względu na różną dla danego kraju praktykę sprzedaży przeterminowanych portfeli kredytowych do firm windykacyjnych czy funduszy sekurytyzacyjnych.

Pewnym wyjściem naprzeciw wymienionym powyżej wątpliwościom są badania Chaibi i Ftiti [2015], wykorzystujące dane panelowe z lat 2005–2011, na nieznacznie niższym poziomie agregacji tzn. opisujące poszczególne banki komercyjne działające na rynku niemieckim i francuskim. Autorzy uwzględnili (oprócz zmiennych makroekonomicznych) również charakterystyki specyficzne dla tych podmiotów, które opisują ich apetyt na ryzyko oraz pośrednio rodzaj posiadanych aktywów (tzn. m.in. wskaźnik dźwigni finansowej, wynik odsetkowy netto, ROE czy wartość aktywów). Zmienną objaśnianą, podobnie jak u Castro [2013] był poziom wskaźnika NPL. Wyniki oprócz potwierdzenia istotności wpływu zmiennych makroekonomicznych (m.in. dynamiki PKB (–), poziomu stopy procentowej (+) i stopy bezrobocia (+)) wskazały na zasadność włączenia do modelu zmiennych specyficznych (m.in. ROE (–) oraz wartości aktywów (+)).

Przytoczone powyżej pozycje literatury przybliżają zakres podejść analitycznych wykorzystywanych do pomiaru zależności pomiędzy otoczeniem makroekonomicznym a ryzykiem kredytowym. Dalsza część artykułu jest poświęcona opisowi badania przy wykorzystaniu danych o średnim poziomie agregacji, dotyczących portfela kredytów konsumpcyjnych jednego z głównych banków komercyjnych w Polsce<sup>4</sup>.

## Hipotezy badawcze i charakterystyka danych

Celem badania empirycznego jest ilościowa weryfikacja hipotez badawczych przedstawionych poniżej, w szczególności poznanie istotności i skali związku sytuacji makroekonomicznej ze spłacalnością kredytów konsumpcyjnych.

Postawiono następującą hipotezę główną: otoczenie makroekonomiczne (tj. m.in. stopa bezrobocia, stopa procentowa, dynamika produkcji przemysłowej) ma istotny związek z częstotliwością przypadków zaniechania spłat<sup>5</sup>

<sup>4</sup> Udział portfela kredytów konsumpcyjnych analizowanego banku (wartość bilansowa brutto) w portfelu kredytów konsumpcyjnych ogółem (w sektorze) stopniowo wzrastał w analizowanym okresie, osiągając poziom ok. 5% na koniec 2017 roku.

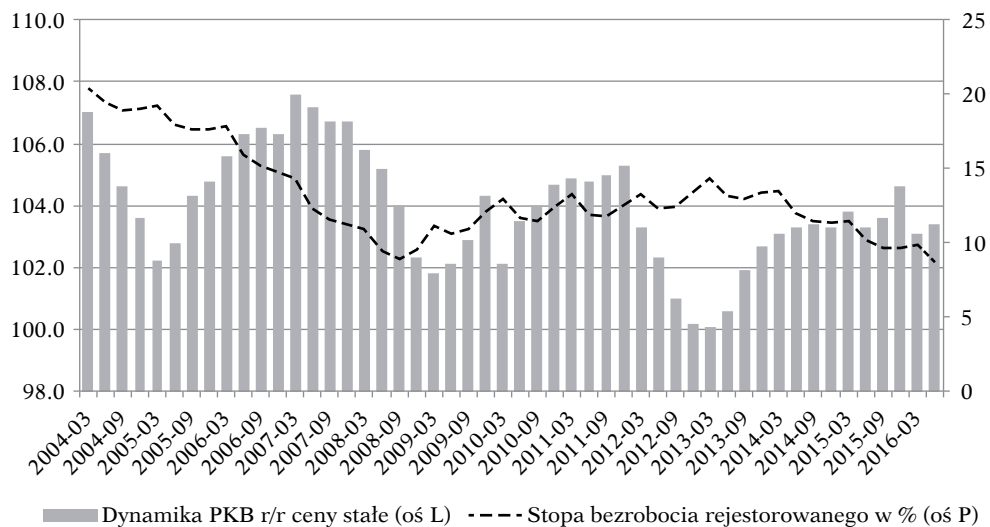
<sup>5</sup> Zmienna objaśniana została zdefiniowana we wzorze 1.

(*default*). Oczekuje się, że pogorszeniu sytuacji gospodarczej towarzyszy zwiększone ryzyko kredytowe.

W hipotezach szczegółowych weryfikowano, czy:

- zmiany otoczenia makroekonomicznego oddziałują z opóźnieniem na częstotliwość wystąpienia braku spłat (z uwagi na możliwość tymczasowej obsługi zobowiązania kredytowego pomimo np. utraty pracy przy wsparciu rodziny czy wykorzystaniu posiadanych oszczędności);
- wpływ otoczenia makroekonomicznego na ryzyko kredytowe jest większy w początkowym okresie spłaty zobowiązania, a następnie stopniowo maleje (z uwagi na naturalną selekcję polegającą na zaprzestaniu spłat w pierwszej kolejności przez kredytobiorców najsłabszych ekonomicznie lub najmniej zmotywowanych);
- wpływ otoczenia makroekonomicznego jest niesymetryczny tzn. poprawa wskaźników makroekonomicznych wpływa w innym stopniu na częstotliwość wystąpienia braku spłat niż ich pogorszenie.

Wykres 1. Podstawowe wskaźniki makroekonomiczne w okresie objętym badaniem



Źródło: GUS.

Przedmiotem badania jest detaliczny portfel kredytowy, rozumiany jako zbiór ekspozycji kredytowych (kredyty i pożyczki) wobec osób fizycznych, udzielonych na cele niezwiązane z prowadzeniem działalności gospodarczej, obejmujący kredyty konsumpcyjne, jednak z wyłączeniem kredytów samochodowych. Zawiera on zatem produkty takie jak: kredyty ratalne, pożyczki gotówkowe, kredyty odnawialne i karty kredytowe. Nieuwzględnienie w próbie portfela kredytów samochodowych wynika z ich odmiennego profilu ryzyka i miało na celu zapewnienie homogeniczności próby. Produkty te poprzez swój celowy i zabezpieczony charakter cechują się znacząco niższym ryzykiem kre-



dytowym. Dane stanowiące przedmiot badania opisują historyczną spłacalność tego portfela w analizowanym banku. Próba ma charakter czasowo-przekrojowy (panelowy) i obejmuje kredyty udzielone od stycznia 2004 roku do października 2015 roku. Zostały one dodatkowo podzielone na kohorty tj. grupy kredytów udzielonych w tym samym miesiącu (oznaczone indeksem  $i$ ). Spłacalność poszczególnych kohort była obserwowana w okresie ponad 11 lat, od stycznia 2004 roku do czerwca 2016 roku (oznaczonym indeksem  $t$ ). Naturalną konsekwencją takiego podejścia do konstrukcji próby jest jej niezbilansowany charakter. Łącznie próba obejmuje 10 721 miesięcznych obserwacji dla portfela złożonego z ok. 1,96 mln unikatowych transakcji kredytowych, które w analizowanym oknie czasowym były narażone na zróżnicowane warunki makroekonomiczne (patrz wykres 1).

Zmienną objaśnianą w modelu jest wskaźnik *default rate* (skrót  $DR_{1M}$ ), obliczany jako stosunek przyrostu liczby kredytów w statusie *default* w okresie danego miesiąca do liczby kredytów w statusie *non-default* na początek tego miesiąca. Wartość obliczana dla kolejnych miesięcznych okresów życia danej kohorty kredytów (tj. grupy kredytów uruchomionych w określonym miesiącu). Przez status *default* rozumiano przeterminowanie należności o minimum 90 dni i na kwotę przynajmniej 200 zł. Z uwagi na powyższą definicję statusu, obserwacje rozpoczynano w 4. miesiącu życia danej kohorty od uruchomienia tj. w pierwszym miesiącu, w którym mogło nastąpić zdarzenie niewypłacalności. Wskaźnik ten może być wyrażony wzorem:

$$DR_{1M}_t = \frac{LD_t - LD_{t-1}}{LKA_{t-1}} \times 100\%, \quad (1)$$

gdzie:

$LD_t$  – liczba kredytów w statusie *default* w ostatnim dniu miesiąca  $t$ ,

$LD_{t-1}$  – liczba kredytów w statusie *default* w ostatnim dniu miesiąca  $t-1$ ,

$LKA_{t-1}$  – liczba kredytów aktywnych w statusie *non-default* w ostatnim dniu miesiąca  $t-1$ .

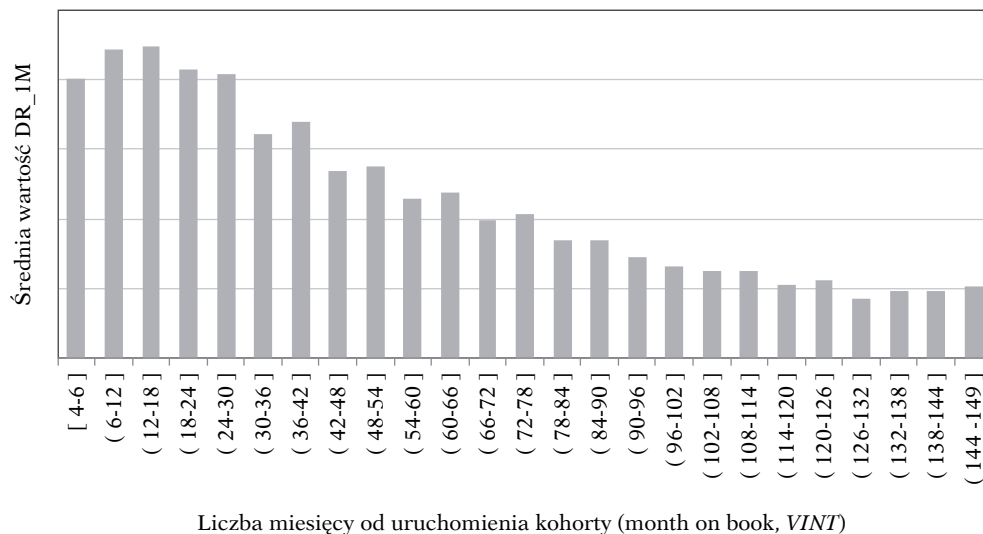
Wartości  $LD$  mogą ulegać zmianie w wyniku a) wejść nowych kredytów w status *default* lub b) wyjść kredytów, które wcześniej znajdowały się w tym statusie. Nie była zatem stosowana tzw. zasada *ever default*, w której status *default* ma charakter „dożywotni”. Ponadto wartości  $LD$  zostały skorygowane<sup>6</sup> o transakcje spisań (*write-off*) bądź sprzedaży (*debt sale*) kontraktów przeterminowanych, tak by nie zaburzać obrazu zmian poziomu ryzyka kredytowego w trakcie życia portfela.

Wykres 2 prezentuje średnią wartość zmiennej objaśnianej w kolejnych miesiącach życia kredytu (od uruchomienia). Obrazuje on naturalną dla portfeli kredytowych [Breedem, 2010: 85] tendencję do stopniowego spadku ryzyka (tj. spadku względnego nasilenia przypadków braku spłaty) wraz z postępującym dojrzywaniem portfela. W prosty, bardziej obrazowy sposób można to zja-

<sup>6</sup> Transakcje tego typu nie powodują spadku wartości  $LD$ .

wisko uzasadnić darwinowską teorią „przetrwania najsilniejszych” (*survival of the fittest*). Właściwe odzwierciedlenie tego naturalnego profilu zmiany ryzyka w czasie pozwala na dokładniejszy pomiar wpływu innych czynników.

Wykres 2. Średnia wartość zmiennej objaśnianej (DR\_1M) względem dojrzałości kohorty<sup>7</sup>



Źródło: opracowanie własne.

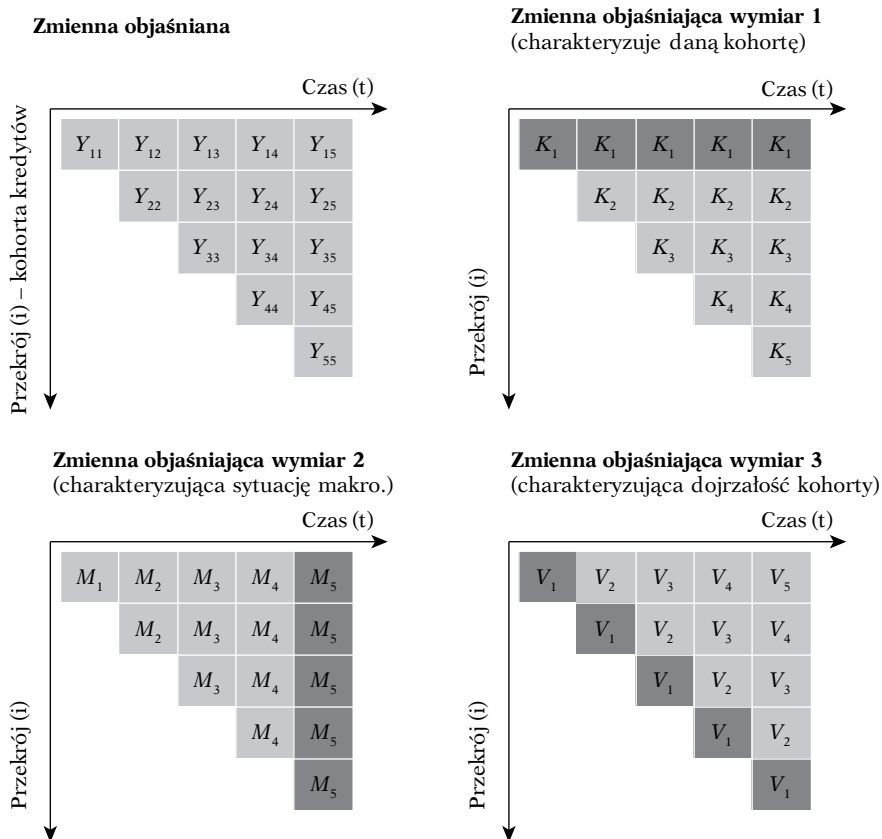
Zmienne objaśniające podzielono w badaniu na trzy główne kategorie:

- **zmienne objaśniające wymiar 1 ( $K_t$ )** – charakteryzujące kohortę ( $i$ ) kredytów uruchomionych w danym okresie (miesiącu). Typowym przykładem będą zmienne opisujące strukturę klientów (wewnętrzny/zewnętrzny) akwirowanych w ramach danej kohorty lub stosowaną wówczas politykę kredytową;
- **zmienne objaśniające wymiar 2 ( $M_t$ )** – charakteryzujące zmiany sytuacji makroekonomicznej w czasie ( $t$ );
- **zmienne objaśniające wymiar 3 ( $V_d$ )** – charakteryzujące dojrzałość ( $d$ ) (*vintage*) kohorty w danym miesiącu ( $t$ ) i reprezentujące naturalny cykl życia portfela kredytowego.

Powyższy podział w formie graficznej obrazuje schemat 2. Zbliżoną koncepcję podejścia do konstrukcji próby (tzw. *multi-vintage view*) podaje Breeden [2010]. Wskazuje on jednocześnie, że pozwala ono właściwie zrozumieć wpływ poszczególnych determinant ryzyka kredytowego. Szczególnie podkreśla on znaczenie naturalnego cyklu życia kohorty kredytów, z którego wynikają zmiany natężenia przypadków niewypłacalności w różnych fazach jej dojrzałości (tzw. *timing of defaults* lub *maturity curve*).

<sup>7</sup> Ze względu na poufny charakter analizowanych danych ukryto skalę na osi Y.

Schemat 2. Kategorie zmiennych wykorzystanych w modelu



Źródło: opracowanie własne.

Model w sposób uproszczony można zapisać następująco:

$$DR\_1M_{t,i,d} = f(\mathbf{K}_i \mathbf{M}_t \mathbf{V}_d) \tag{2}$$

gdzie:

$DR\_1M_{t,i,d}$  – wskaźnik *default rate*,

$\mathbf{K}_i$  – wektor zmiennych charakteryzujących kohortę ( $i$ ) w miesiącu jej powstania np. udział klientów wewnętrznych,

$\mathbf{M}_t$  – wektor zmiennych makroekonomicznych np. produkcja sprzedana przemysłu w danym miesiącu ( $t$ ),

$\mathbf{V}_d$  – wektor zmiennych charakteryzująca dojrzałość danej kohorty w określonym miesiącu jej życia ( $d$ ).

W tabeli 1 przedstawiono zmienne, które były analizowane w trakcie procesu modelowania. Symbolem (\*) oznaczono zmienne, których istotność statystycznie potwierdzono i weszły do ostatecznych wersji modelu. Warto podkreślić, że wpływ zmiennych makroekonomicznych był analizowany przy

uwzględnieniu różnych opóźnień (do 12 miesięcy wstecz) i różnych interwałów przyrostowych (przyrost za 1,3,9,12 miesięcy). Ponadto weryfikowana była nieliniowość wpływu kluczowych zmiennych przy wykorzystaniu przekształceń potęgowych (wielomianowych, parabolicznych) i logarytmicznych. Z uwagi na miesięczną częstotliwość obserwacji w badaniu wykorzystano dynamikę produkcji sprzedanej przemysłu, zamiast dynamiki PKB (publikowanej kwartalnie).

Tabela 1. Wykaz zmiennych analizowanych w trakcie prac nad modelem

Symbol zmiennej	Opis zmiennej	Wymiar zmiennej	Spodziewany kierunek zależności
<i>Zmienna objaśniana</i>			
<i>DR_1M</i>	wskaźnik <i>default rate</i> liczony jako stosunek przyrostu liczby kredytów w statusie <i>default</i> w okresie jednego miesiąca do liczby kredytów w statusie <i>non-default</i> na początek tego miesiąca, wartość z przedziału [0; 100%]	Czas ( <i>t</i> )/ Dojrzałość ( <i>d</i> )/ Kohorta ( <i>i</i> )	nd
<i>Zmienne objaśniające</i>			
<i>VINT<sub>p3</sub></i> *	pierwiastek 3 stopnia ze zmiennej <i>VINT</i> , reprezentującej dojrzałość danej kohorty kredytów w miesiącach życia ( <i>months-on-book</i> ). Zmienna <i>VINT</i> wyrażona w miesiącach i przyjmuje kolejne wartości całkowite 3,4,5,... itd. (w miesiącach)	Dojrzałość ( <i>d</i> )	–
<i>UKW</i> *	procentowy udział klientów wewnętrznych (tj. posiadających w momencie udzielenia kredytu min. 3 miesięczną relację depozytową lub kredytową) w danej kohorcie kredytów. Przyjmuje wartości z przedziału [0;1]	Kohorta ( <i>i</i> )	–
<i>UKW<sub>t</sub></i> *	iloczyn zmiennej <i>UKW</i> i <i>VINT</i> reprezentujący nieliniowy charakter wpływu zmiennej <i>UKW</i> (tj. gasnący wraz z dojrzewaniem kohorty)	Kohorta ( <i>i</i> )/ Dojrzałość ( <i>d</i> )	+
<i>UR_IN12</i> *	przyrost/spadek stopy bezrobocia rejestrowanego w okresie ostatnich 12 miesięcy (w p.p.)	Czas ( <i>t</i> )	+
<i>PP_IN12</i> *	dynamika r/r produkcji sprzedanej przemysłu (ceny stałe), odpowiedni miesiąc roku poprzedniego = 100	Czas ( <i>t</i> )	–
<i>PP_IN12<sub>t</sub></i> *	iloczyn zmiennej <i>PP_IN12</i> oraz zmiennej <i>VINT</i> obrazujący zmianę siły wpływu sytuacji makroekonomicznej wraz ze starzeniem się danej kohorty kredytów	Czas ( <i>t</i> )/ Dojrzałość ( <i>d</i> )	+
<i>SP</i> *	poziom sprzedaży tj. liczba kredytów (w tys. szt.) uruchomionych w danej kohorcie	Kohorta ( <i>i</i> )	+/-
<i>SP<sub>d</sub></i> *	dynamika sprzedaży tj. relacja liczby kredytów uruchomionych w danym miesiącu ( <i>m</i> ) do średniej liczby kredytów uruchomionych w okresie: [ <i>m-3</i> ; <i>m-1</i> ]. Przyjmuje wartości z przedziału [0; +∞)	Kohorta ( <i>i</i> )	+/-
<i>WSK<sub>fr</sub></i> *	wskaźnik natężenia przypadków wyludzeń kredytowych. Zbudowany jako iloraz wskaźnika <i>DR_1M</i> w 4 miesiącu spłaty do średniego poziomu tego wskaźnika <i>DR_1M</i> w miesiącach 10–12. Wskaźnik przyjmuje wyżej opisaną wartość w 4–6 miesiącu spłaty i wartość 0 w pozostałych miesiącach	Kohorta ( <i>i</i> )/ Dojrzałość ( <i>d</i> )	+

Symbol zmiennej	Opis zmiennej	Wymiar zmiennej	Spodziewany kierunek zależności
<i>ZI_polr1</i> <i>ZI_polr2</i> *	zmiennie zero-jedynkowe (Z-J) objaśniające okresy stosowania relatywnie bardziej restrykcyjnej polityki kredytowej. Przyjmują wartość 1 w tym okresie	Kohorta ( <i>i</i> )	+
<i>ZI_fr8</i> *	zmienna Z-J przyjmująca wartość 1 w pierwszych 8 miesiącach spłaty dla kohort, w których bank posiadał mniej efektywne rozwiązania techniczno-organizacyjne do przeciwdziałania przypadkom wyludzeń kredytów	Kohorta ( <i>i</i> )/ Dojrzałość ( <i>d</i> )	+
<i>ZI_odn</i> *	zmienna Z-J przyjmująca wartość 1 w okresach zwiększonej szkodowości spowodowanej stosowaniem przez bank bardziej restrykcyjnej polityki odnowień kredytów w rachunku bieżącym na kolejny 12 miesięczny okres	Kohorta ( <i>i</i> )/ Dojrzałość ( <i>d</i> )	+
<i>ZI_out</i> *	zmienna Z-J przyjmująca wartość 1 dla obserwacji odstających ( <i>outliers</i> ) tj. w przypadku, gdy reszta modelu przekracza sześciokrotność odchylenia standardowego liczonego dla całej próby	Nie dotyczy	+
<i>WPP_IN12</i>	zmienna przyjmująca wartość zmiennej <i>PP_IN12</i> , gdy <i>PP_IN12</i> > 0 i 0 w pozostałych przypadkach. Zmienna obrazuje niesymetryczny wpływ zmiennej <i>PP_IN12</i> na zmienną objaśnianą	Czas ( <i>t</i> )	+
<i>WUR_IN12</i>	zmienna przyjmująca wartość zmiennej <i>UR_IN12</i> , gdy <i>UR_IN12</i> > 0 i 0 w pozostałych przypadkach. Zmienna obrazuje niesymetryczny wpływ zmiennej <i>UR_IN12</i> na zmienną objaśnianą	Czas ( <i>t</i> )	+
<i>UR_IN12_t</i>	iloczyn zmiennej <i>UR_IN12</i> i zmiennej <i>VINT</i> obrazujący zmniejszenie wpływu sytuacji makroekonomicznej wraz ze starzeniem się danej kohorty	Czas ( <i>t</i> )/ Dojrzałość ( <i>d</i> )	-
<i>UR</i>	stopa bezrobocia rejestrowanego (w %)	Czas ( <i>t</i> )	+
<i>UN</i>	liczba zarejestrowanych bezrobotnych (w tys.)	Czas ( <i>t</i> )	+
<i>ZAT</i>	przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstwa (w tys.)	Czas ( <i>t</i> )	-
<i>WIB</i>	stopa procentowa WIBOR 3M	Czas ( <i>t</i> )	+
<i>WIB_IN</i>	przyrost zmiennej <i>WIB</i>	Czas ( <i>t</i> )	+
<i>INF</i>	wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych	Czas ( <i>t</i> )	+
<i>WYN</i>	przeciętne miesięczne nominalne wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiębiorstw (w zł)	Czas ( <i>t</i> )	-
<i>WYN_IN</i>	przyrost zmiennej <i>WYN</i> (w zł)	Czas ( <i>t</i> )	-

nd – nie dotyczy

Źródło: opracowanie własne.

### Postać modelu i estymacja parametrów

Zastosowano model z efektami losowymi (*random effects model*, dalej RE). Jego podstawową postać można zapisać jako:

$$y_{it} = \mu + \mathbf{x}'_{it} \beta + v_{it}$$

$$v_{it} = u_i + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

gdzie  $y_{it}$  jest zmienną objaśnianą,  $\mu$  – wyrazem wolnym,  $\mathbf{x}'_{it}$  – wektorem zmiennych objaśniających,  $\beta$  – wektorem parametrów,  $v_{it}$  – zmienną losową, określaną mianem łącznego składnika losowego, który stanowi sumę losowych składników indywidualnych  $u_i$  dla każdego przekroju ( $i$ ) oraz białego szumu  $\varepsilon_{it}$  [Witkowski, 2012: 278]. Podejście takie umożliwiło zbadanie wpływu zmiennych o wartościach stałych w czasie, charakteryzujących dany przekrój populacji, takich jak np. udział klientów wewnętrznych (tzn. posiadających z bankiem relację depozytową przed udzieleniem kredytu).

Poprawność funkcyjną modelu zweryfikowano przy wykorzystaniu testu Breusch-Pagana. Test ten weryfikuje, czy w danych występują istotne losowe składniki indywidualne. Hipoteza zerowa zakłada, że wariancja indywidualnych składników losowych jest równa zero ( $H_0: \sigma_u^2 = 0$ ). Jeżeli nie jest ona odrzucona, preferowaną metodą estymacji jest zwykła metoda najmniejszych kwadratów [Park, 2011: 39]. Przyjmujemy wtedy, że w danych nie występują efekty panelowe tj. istotne różnice pomiędzy poszczególnymi przekrojami (kohortami). Wynik testu przedstawiono w tabeli 2. Wartość statystyki testowej (2566.6) wskazuje (poziom istotności 0.000) na odrzucenie  $H_0$ , potwierdzając zasadność wykorzystania modelu RE.

**Tabela 2. Wyniki testu LM**

```
. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

DR_1M[KOHORTA,t] = Xb + u[KOHORTA] + e[KOHORTA,t]

Estimated results:

```

	Var	sd = sqrt(Var)
DR_1M	1.53e-06	.0012367
e	5.27e-07	.0007259
u	4.48e-08	.0002117

```

Test:   Var(u) = 0
        chibar2(01) = 2566.62
        Prob > chibar2 = 0.0000

```

Źródło: opracowanie własne (program Stata 14.2).

W kolejnym kroku oszacowano parametry tzw. modelu z efektami ustalonymi (*fixed effects model*, dalej FE). Standardowo przyjmuje on następującą postać:

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{it} \beta + \alpha_i + v_{it}, \quad (4)$$

gdzie  $\alpha_i$  określa się mianem efektów indywidualnych. W podejściu FE efekty indywidualne można traktować jak różne wyrazy wolne dla poszczególnych przekrojów ( $i$ ). Efekty te mają postać stałego w czasie, deterministycznego parametru, który różni się dla poszczególnych  $i$ .

Do badania związku efektów indywidualnych ze zmiennymi objaśniającymi wykorzystuje się test specyfikacji Hausmana. Jego hipoteza zerowa ( $H_0$ ) przyjmuje, że efekty indywidualne nie są skorelowane z pozostałymi zmiennymi objaśniającymi, a estymator RE jest bardziej efektywny od estymatora FE (oba jednak pozostają zgodne). Hipoteza alternatywna ( $H_1$ ) wskazuje na konieczność stosowania modelu FE. Test polega na oszacowaniu modelu za pomocą obu rozważanych estymatorów, a następnie porównanie różnic pomiędzy otrzymanymi oszacowaniami (dla zmiennych opisujących wymiar czasu/dojrzałości). Brak istotnych różnic prowadzi do braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej i preferencji estymatora RE [Witkowski, 2012: 285–286]. Z uwagi na fakt, że w modelu uwzględniono kilka zmiennych (typu *time invariant*) mających na celu opisanie efektów indywidualnych danej kohorty ( $i$ ), pomijanych standardowo w modelu FE, test Hausmana przeprowadzono porównując ze sobą statystycznie dwa modele (FE – RE) o takim samym zakresie zmiennych objaśniających tj. obejmującym wyłącznie zmienne typu *time variant*.

**Tabela 3. Wyniki testu specyfikacji Hausmana**

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) random_tv		
VINTp3	-.0034128	-.0033635	-.0000493	.
UKW_t	-.030286	-.0292551	-.0010308	.0000226
UR_IN12	.000195	.0001907	4.33e-06	.
PP_IN12	-.0000235	-.000024	5.31e-07	.
PP_IN12_t	5.53e-07	5.39e-07	1.44e-08	.
ZJ_fr8	.0008714	.000769	.0001024	.
ZJ_odn	.0009602	.0009279	.0000323	.
WSK_fr	.0009762	.0009514	.0000247	.
ZJ_out	.0067427	.0068118	-.0000691	.

b = consistent under  $H_0$  and  $H_a$ ; obtained from xtreg

B = inconsistent under  $H_a$ , efficient under  $H_0$ ; obtained from xtreg

Test:  $H_0$ : difference in coefficients not systematic

```

chi2(8) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
          =      146.92
Prob>chi2 =      0.0000
(V_b-V_B is not positive definite)

```

Źródło: opracowanie własne (program Stata 14.2).

Wyniki testu wskazują na odrzucenie  $H_0$  i stosowanie modelu z efektami ustalonymi (FE).

Reszty modelu (FE) zostały następnie zbadane pod kątem występowania autokorelacji. W liniowych modelach panelowych jej występowanie obciąża składnik losowy i obniża efektywność estymacji [Drukker, 2003: 168]. Wykorzystano w tym celu test Wooldridge'a [Wooldridge, 2002]. Hipoteza zerowa ( $H_0$ ) testu wskazuje na brak podstaw do stwierdzenia autokorelacji pierwszego rzędu składnika losowego, natomiast hipoteza alternatywna ( $H_1$ ) jej występowanie. Wyniki wskazują z dużym prawdopodobieństwem (poziom istotności 0.0017) na konieczność odrzucenia  $H_0$  tzn. występowanie autokorelacji pierwszego rzędu. Fakt ten, jak i wskazania pozostałych testów statystycznych, zostaną uwzględnione przy wyborze ostatecznej metody estymacji parametrów modelu.

**Tabela 4. Wynik testu na autokorelację składnika losowego (model FE)**

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
F( 1,      141) =      10.238
Prob > F =      0.0017
```

Źródło: opracowanie własne (program Stata 14.2).

W dalszej części badań zweryfikowano (dla modelu FE) występowanie korelacji składnika losowego pomiędzy poszczególnymi panelami/kohortami (*cross-sectional dependence*, dalej CSD) przy wykorzystaniu testu Pesarana. Hipoteza zerowa ( $H_0$ ) testu wskazuje na brak zależności pomiędzy poszczególnymi panelami, natomiast hipoteza alternatywna ( $H_1$ ) na jej występowanie. Wyniki wskazują na występowanie zależności pomiędzy składnikami losowymi w różnych przekrojach, co jest zjawiskiem dość powszechnym i wiąże się z jednoczesnym oddziaływaniem tych samych czynników/szoków zewnętrznych (w tym przypadku makroekonomicznych) na różne kohorty. Jeżeli zakładamy, że CSD wynika ze wspólnych nieobserwowanych czynników zewnętrznych, które są dodatkowo nieskorelowane ze zmiennymi objaśniającymi obecnymi już w modelu, standardowe estymatory FE/RE będą zgodne, jednak równocześnie nieefektywne i obciążone [Hoyos, Sarafidis, 2006: 482].

**Tabela 5. Wynik testu na niezależność składnika losowego między panelami (model FE)**

```
Pesaran's test of cross sectional independence =      39.192, Pr = 0.0000
Average absolute value of the off-diagonal elements =      0.173
```

Źródło: opracowanie własne (program Stata 14.2).

Model FE został również przebadany pod kątem występowania heteroskedastyczności grupowej składnika losowego. Przy jej obecności standar-



dowy estymator będzie zgodny, jednak nieefektywny. Ponadto błędy standardowe będą obciążone, zatem do ich szacowania powinny być zastosowane metody odporne na tę wadę [Baltagi, 2005: 79]. W celu weryfikacji hipotez zastosowano zmodyfikowany test Walda. Uzyskane wyniki (tabela 6) wskazują na odrzucenie hipotezy zerowej o homoskedastyczności składnika losowego.

W związku z otrzymanymi wynikami testów, które potwierdziły występowanie autokorelacji, heteroskedastyczności i CSD składnika losowego, w finalnych wersjach estymacji zastosowano dwa alternatywne podejścia do szacowania błędów standardowych (tabela 7) opisane przez Hoechle [2007: 285].

**Tabela 6. Wynik testu na heteroskedastyczność (modelu FE)**

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all  $i$

chi2 (142) = 1621.10

Prob>chi2 = 0.0000

Źródło: opracowanie własne (program Stata 14.2).

W tabeli 7 zaprezentowano oszacowania parametrów dla dwóch postaci funkcyjnych (FE i RE). Umożliwia to porównanie obu podejść oraz poznanie siły i kierunku wpływu zmiennych typu *time invariant* (opisujących poszczególne kohorty). Ponadto przedstawiono wyniki dla dwóch metod szacowania błędów standardowych odpornych na występującą heteroskedastyczność i autokorelację składnika losowego. Oszacowania parametrów dla wszystkich prezentowanych podejść są zbliżone. W szczególności dotyczy to parametrów przy zmiennych makroekonomicznych tj. bezrobociu i produkcji przemysłowej (oznaczone ramką).

**Tabela 7. Wyniki estymacji parametrów dla poszczególnych metod**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Random effects (Huber-White SE)	Fixed effects (Huber-White SE)	Random effects (Driscoll-Kraay SE)	Fixed effects (Driscoll-Kraay SE)
VINTp3	-0.342*** (0.0252)	-0.343*** (0.0254)	-0.342*** (0.0327)	-0.343*** (0.0327)
UKW	-0.145*** (0.0193)	-	-0.145 (0.122)	-
UKW_t	-3.027*** (0.182)	-3.044*** (0.183)	-3.027*** (0.196)	-3.044*** (0.194)
UR_IN12	0.0195*** (0.00167)	0.0195*** (0.00166)	0.0195*** (0.00186)	0.0195*** (0.00188)
PP_IN12	-0.00240*** (0.000263)	-0.00241*** (0.000263)	-0.00240*** (0.000415)	-0.00241*** (0.000420)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Random effects (Huber-White SE)	Fixed effects (Huber-White SE)	Random effects (Driscoll-Kraay SE)	Fixed effects (Driscoll-Kraay SE)
PP_IN12_t	5.55e-05*** (4.44e-06)	5.57e-05*** (4.48e-06)	5.55e-05*** (6.50e-06)	5.57e-05*** (6.47e-06)
ZJ_polr1	-0.0413*** (0.00758)	-	-0.0413* (0.0236)	-
ZJ_polr2	-0.0932*** (0.0119)	-	-0.0932*** (0.0294)	-
ZJ_fr8	0.0866*** (0.00945)	0.0878*** (0.00943)	0.0866*** (0.0220)	0.0878*** (0.0217)
ZJ_odn	0.0958*** (0.00412)	0.0960*** (0.00410)	0.0958*** (0.00991)	0.0960*** (0.00992)
WSK_fr	0.100*** (0.0125)	0.100*** (0.0125)	0.100*** (0.0123)	0.100*** (0.0123)
SP_d	-78.20*** (13.01)	-	-78.20*** (23.09)	-
SP	0.0102*** (0.000859)	-	0.0102*** (0.00267)	0.141*** (0.0109)
ZJ_out	0.676*** (0.0612)	0.672*** (0.0611)	0.676*** (0.0724)	0.672*** (0.0735)
Constant	1.509*** (0.0992)	1.401*** (0.0924)	1.509*** (0.153)	-
Observations	10,721	10,721	10,721	10,721
Within R-squared	0.468	0.468	0.468	0.468
W nawiasach podano wartości błędów standardowych (SE). Oznaczenia istotności ocen parametrów: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.				

Źródło: opracowanie własne.

### Interpretacja wyników

Wyniki potwierdziły hipotezę główną o istotnej współzależności sytuacji makroekonomicznej z częstotliwością przypadków zaniechania spłaty. Jej pogorszenie wpływa negatywnie na dyscyplinę płatniczą:

- wzrost rocznej zmiany stopy bezrobocia o 1 p.p. wiąże się (*ceteris paribus*) ze wzrostem miesięcznego wskaźnika *default rate* o ok. 0,02p.p. (0,23p.p. w ujęciu annualizowanym);
- wzrost rocznej dynamiki produkcji sprzedanej przemysłu o 1 p.p. (*ceteris paribus*) wiąże się ze spadkiem miesięcznego wskaźnika *default rate* o ok. 0,002p.p. (0,03p.p. w ujęciu annualizowanym).

W odniesieniu do hipotez szczegółowych rezultaty wskazują, że:

- Występują opóźnienia w analizowanych związkach. Zarówno w przypadku stopy bezrobocia, jak i produkcji sprzedanej przemysłu istotne okazały się zmienne obrazujące zmianę tych wielkości w okresie ostatnich 12 miesięcy.

- Asocjacje są silniejsze w początkowym okresie spłaty zobowiązania, potem stopniowo maleją. Wygaszanie efektu występuje jednak wyłącznie w przypadku zmiennej obrazującej produkcję sprzedaną przemysłu (zmienna *PP\_IN12\_t*);
- Nie został potwierdzony związek ze stopami procentowymi. Takiej zależności nie potwierdzili również m.in. Breeden i Thomas [2008: 24] dla dwóch z siedmiu badanych krajów (tj. Kanady i Singapuru). W naszym przypadku może to być związane z faktem, że WIBOR przez większość analizowanego okresu obniżał się, a jego ewentualne wzrosty były nieznaczne (miały zatem marginalny wpływ na wzrost przeciętnej raty kredytu konsumpcyjnego);
- Nie potwierdzono hipotezy o niesymetryczności wpływu otoczenia makroekonomicznego, czyli np. silniejszego wpływu pogorszenia sytuacji gospodarczej, niż jej poprawy.

W celu lepszego zobrazowania uzyskanych wyników w tabeli 8 przedstawiono rozkład wrażliwości analizowanego portfela na spowolnienie gospodarcze obserwowane w latach 2008–2009. Porównano w niej wpływ zmiany sytuacji gospodarczej między pierwszą połową roku 2008 a drugą połową roku 2009. Z modelu wynika, że czynniki makroekonomiczne spowodowały w tym okresie wzrost wskaźnika *default rate* o ok. 1,43 p.p (w ujęciu annualizowanym). Biorąc pod uwagę przeciętne wartości tego wskaźnika w portfelach kredytów konsumenckich (ok. 2–4% w ujęciu rocznym), wzrost ten należy uznać za znaczący.

Tabela 8. Symulacja wpływu kryzysu z lat 2008–2009 na wskaźnik *default rate*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Zmienna	Średnia wartość w okresie 01–06.2008	Średnia wartość w okresie 07–12.2009	Zmiana	Wpływ *	Wpływ an.**
<i>UR_IN12</i>	-3,30	2,07	5,37	0,105	1,26
<i>PP_IN12</i>	108,03	101,73	-6,30	0,015	0,18
			<b>Łącznie</b>	<b>0,199</b>	<b>1,433</b>

\* Tzn. iloczyn zmiany (3) i parametru uzyskanego przy danej zmiennej (patrz tabela 7).

\*\* Wpływ annualizowany. Poprzez annualizację rozumiemy pomnożenie wyniku przez 12. Ma to na celu lepszą porównywalność ze standardowymi miarami ryzyka (np. PD) i dochodowości (np. marża) wykorzystywanymi w bankowości.

Źródło: opracowanie własne.

## Podsumowanie

Problematyka wpływu sytuacji makroekonomicznej na jakość portfeli kredytowych jest przedmiotem rosnącej liczby badań. Do ich podejmowania stymulują zarówno wydarzenia gospodarcze o charakterze kryzysowym, jak i nowe regulacje prawne, w których akcentuje się znaczenie ryzyka sys-

tematycznego (np. MSSF 9). Analizy wykorzystują dane o różnym poziomie agregacji i wielorakie metody statystyczne. Najbardziej rozpowszechnione są jednak podejścia bazujące na danych wysoko zagregowanych (na poziomie krajów bądź instytucji), które nie obejmują szeregu istotnych czynników wpływu, zwłaszcza zmian polityki kredytowej w bankach, struktury kredytów i naturalnego cyklu życia kredytu.

W artykule zaprezentowano rzadko wykorzystywane podejście badawcze<sup>8</sup> oparte na niedostępnych powszechnie danych średnio zagregowanych, charakteryzujących kohorty kredytów zaciągniętych w poszczególnych miesiącach kalendarzowych. Obserwacje dotyczyły portfela kredytów konsumpcyjnych jednego z głównych polskich banków komercyjnych. Dzięki wykorzystaniu trzech wymiarów zmiennych objaśniających (tj. wymiar czasu dla zmiennych makroekonomicznych, wymiar dojrzenia kohorty i wymiar momentu formowania kohorty) uzyskano dokładne oszacowania wrażliwości portfela na czynniki makroekonomiczne. Autorska konstrukcja zmiennych opisujących natężenie wyludzeń umożliwiła na odseparowanie ryzyka operacyjnego od ryzyka kredytowego. Natomiast duża próba statystyczna (licząca ponad 10 tys. obserwacji) pozwoliła na dogłębną analizę opóźnień.

Przy wykorzystaniu metod przeznaczonych do analizy danych panelowych potwierdzono istotność i zmierzono siłę wpływu zmian sytuacji gospodarczej (bezrobocia i produkcji przemysłowej) na częstotliwość przypadków zaniechania spłaty. Badając wpływ sytuacji makroekonomicznej na postawy kredytobiorców stwierdzono występowanie opóźnień sięgających 12 miesięcy.

Ponadto konstrukcja zmiennej objaśnianej ( $DR_{IM}$ ) jest tożsama koncepcyjnie z miarami ryzyka powszechnie stosowanymi w bankowości do zarządzania ryzykiem kredytowym i szacowania wymogów kapitałowych (tj.  $DR$  i  $PD^9$ ), stąd wyniki modelu można wykorzystać przy:

- prognozowaniu jakości portfela kredytowego lub poziomu odpisów aktualizacyjnych poprzez odpowiednią korektę przewidywanych wartości (określanych do tej pory na podstawie czynników specyficznych i bieżącej sytuacji makroekonomicznej),
- analizach scenariuszowych (MSSF 9) i testach warunków skrajnych poprzez określenie zmiany bieżącego wskaźnika  $DR$  w wyniku realizacji przyjętych założeń makroekonomicznych,
- bieżącym kształtowaniu polityki akceptacyjnej w stosunku do nowo pozyskiwanych klientów, zwłaszcza w okresach poprzedzających spowolnienie gospodarcze, poprzez odpowiednie zmiany granicznych poziomów akceptowanych parametrów ryzyka ( $PD$ ).

<sup>8</sup> W polskiej literaturze autor nie odnalazł analogicznych badań.

<sup>9</sup>  $DR$  – *default rate* – relacja liczby kredytów lub klientów (w zależności od podejścia stosowanego w danym banku) wchodzących w status *default* w okresie 12 miesięcy do liczby kredytów lub klientów w statusie *non-default* na początku tego okresu.  $PD$  – *probability of default* – prognoza wskaźnika  $DR$  w horyzoncie następnych 12 miesięcy. Status *default* jest najczęściej definiowany jako opóźnienie w spłacie istotnych zobowiązań powyżej 90 dni, zgodnie z regulacjami UE w zakresie adekwatności kapitałowej [Rozporządzenie 575/2013: art. 178].

Zaprezentowane podejście badawcze może być również interesujące dla instytucji nadzorczych ustalających wymogi raportowe i metodyczne w zakresie testów warunków skrajnych prowadzonych w bankach.

Wraz z gromadzeniem coraz dłuższych szeregów czasowych i eksponowaniem portfela na nowe, nieobserwowane do tej pory warunki makroekonomiczne, model będzie można dalej rozwijać. Dotyczy to między innymi zastosowania bardziej precyzyjnych zmiennych definiujących ryzyko specyficzne kohort (np. średnia wartość parametru PD, niedostępna obecnie dla starszych kohort) lub prób wprowadzenia zmiennych makroekonomicznych, których wpływu nie udało się dotąd potwierdzić (np. stóp procentowych).

## Bibliografia

- Baltagi B.H. [2005], *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons, Chichester.
- Barczyk R. [2015], Cykl koniunkturalny a cykle kredytowe w polskiej gospodarce w latach 1998–2013, *Studia Oeconomica Posnaniensia*, nr 3–4, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław: 78–89.
- Bellotti T., Crook J. [2009], *Credit scoring with macroeconomic variables using survival analysis*, *Journal of the Operational Research Society*, vol. 60(12): 1699–1707.
- Breeden J.L. [2010], *Reinventing retail lending analytics*, Risk Books, London.
- Breeden J.L., Thomas L. [2008], The relationship between default and economic cycles for retail portfolios across countries: identifying the drivers of economic downturn, *Journal of Risk Model Validation*, vol. 2(3): 11–44.
- Castro V. [2013], Macroeconomic determinants of the credit risk In the banking system: the case of the GIPSI, *Economic Modelling*, no. 31: 672–683.
- Chaïbi H., Ftiti Z. [2015], Credit risk determinants: evidence from a cross-country study, *Research in International Business and Finance*, no. 33: 1–16.
- Drukker D.M. [2003], Testing for serial correlation in linear panel-data models, *The Stata Journal*, no. 2.
- Finlay S. [2008], *The management of consumer credit*, Palgrave Macmillan, New York.
- Hoechle D. [2007], Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence, *The Stata Journal*, no. 7: 281–312.
- Hoyos R., Sarafidis V. [2006], Testing for cross-sectional dependence in panel-data models, *The Stata Journal*, no. 4.
- Jakubik P. [2007], Macroeconomic environment and credit risk, *Czech Journal of Economics and Finance*, no. 57.
- Kraska M. [2004], *Credit scoring i credit rating: zastosowanie w banku komercyjnym*, Biznes i Finanse, Warszawa.
- Lubiński M. [2012], Aktywność kredytowa banków w cyklu koniunkturalnym, *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego*, SGH, Warszawa: 119–139.
- Malik M., Thomas L. [2010], Modelling credit risk of consumer Loans, *Journal of the Operational Research Society*, no. 61: 411–420

- McNab H., Taylor P. [2008], *Principles and practice of consumer credit risk mangement*, School of Finance, Canterbury.
- NBP [2010], *Raport o stabilności systemu finansowego*, Narodowy Bank Polski, lipiec.
- Park H.M. [2011], *Practical guides to panel data modeling: a step-by-step analysis using stat*, Tutorial Workign Paper, International University of Japan.
- Rozporządzenie Komisji (UE) 2016/2067, z dnia 22 listopada 2016 r. zmieniające rozporządzenie (WE) nr 1126/2008 przyjmujące określone międzynarodowe standardy rachunkowości zgodnie z rozporządzeniem (WE) nr 1606/2002 Parlamentu Europejskiego i Rady w odniesieniu do Międzynarodowego Standardu Sprawozdawczości Finansowej 9.
- Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 575/2013, z dnia 26 czerwca 2013 r. w sprawie wymogów ostrożnościowych dla instytucji kredytowych i firm inwestycyjnych, zmieniające rozporządzenie (UE) nr 648/2012.
- Witkowski B. [2012], Modele danych panelowych, w: Gruszczyński M. (red.), *Mikroekonometria*, Oficyna Wolters Kluwer Polska, Warszawa.
- Wooldridge J.M. [2002], *Econometric analysis of cross section and panel data*, MIT Press, Cambridge.
- Zamore S., Djan K., Alon I., Hobdari B. [2018], Credit risk research: review and agenda, *Emerging Markets Finance & Trade*, no. 54: 811–835.

---

## MACROECONOMIC FACTORS AND CONSUMER LOAN REPAYMENT

### Abstract

This article is the result of research aiming to quantify the association of macroeconomic factors and the risk of consumer loan default. Data at a medium level of aggregation was used to describe the consumer loan portfolio of one of Poland's largest commercial banks during the period of 2004–2016. The sample consisted of more than 10,000 observations, describing cohorts of loans disbursed in the successive months of the period. The relations were investigated with the use of panel data models. The approach applied in modelling allows to better isolate the effect of the macroeconomic environment from other key factors determining credit risk, i.e. historic changes in the bank's lending policy and the natural maturation process of the portfolio. The results confirm the interrelation of credit risk and the economic situation, represented in the model by the unemployment rate and industrial production. An increase in the unemployment rate is associated with the increase the default frequency, while greater dynamics of industrial production works in the opposite direction. Lags of up to 12 months were detected in this relationship. However, the connection of interest rates has not been confirmed. The presented model along with widely available macroeconomic forecasts and stress scenarios allows for more accurate prediction of portfolio deterioration during downturns. This will enable formulation of recommendations for bank lending policy during different phases of the business cycle.

**Keywords:** credit risk, macroeconomic factors, banking, panel data

**JEL classification codes:** G32, G21, C23, C58

---

