

mgr Marcin Karol Izbrandt

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

Wpływ poziomu stóp procentowych oraz wielkości luki Taylora na prawdopodobieństwo bankructwa banków w Polsce

Wprowadzenie

W poniższej pracy omówiono problem wpływu niskich stóp procentowych na ryzyko podejmowane przez banki w Polsce. Wybór tego zagadnienia wiąże się bezpośrednio z aktualną sytuacją na rynkach finansowych nie tylko w Polsce, ale i w większości gospodarek rozwiniętych. Niekonwencjonalna polityka pieniężna banków centralnych, a przede wszystkim długotrwałe utrzymywanie niskich stóp procentowych każą postawić pytanie o ewentualne negatywne skutki, szczególnie w sektorze finansowym.

Wiele wydarzeń ostatnich dwudziestu lat prawdopodobnie na długo zapisze się w historii – także tych obserwowanych na rynkach finansowych. Warto tu wymienić tzw. bankę internetową, późniejszą obniżkę stóp procentowych i politykę tanich kredytów w USA, będącą jedną z przyczyn kryzysu gospodarczego, który rozpoczął się w 2007 r., a następnie rozprzestrzenił na cały świat. Jego skutki były odczuwalne przez wiele lat (w niektórych krajach do dzisiaj), a jednym z narzędzi ich łagodzenia oraz próby ożywienia gospodarki jest obniżanie stóp procentowych (aż do rekordowych, ujemnych poziomów) oraz tzw. dodrukowywanie pieniędzy.

Chociaż dziś, w 2017 r., świat jest bogatszy w doświadczenia, to w wielu krajach stopa procentowa wciąż jest bliska zeru lub nawet ujemna. Również w Polsce można obserwować rekordowo niskie stopy procentowe, a ich poziom nie wzrósł od maja 2012 r. (dane dla stopy referencyjnej Narodowego Banku Polskiego).

Celem tej pracy jest empiryczne zbadanie wpływu polityki niskich stóp procentowych na poziom ryzyka podejmowanego przez banki w Polsce. Uwzględniono dwa aspekty niskich stóp procentowych: poziom międzybankowej stopy procentowej WIBOR (którą banki stosują, udzielając sobie nawzajem pożyczek

i która jest podstawą do wyznaczenia oprocentowania większości pozostałych kredytów) i różnica między referencyjną stopą procentową banku centralnego a tą wyznaczoną za pomocą reguły Taylora (która powinna stanowić swego rodzaju benchmark dla polityki stóp procentowych banków centralnych). Na podstawie dostępnej literatury założono, że zarówno niski poziom międzybankowej stopy procentowej, jak i redukcja stopy referencyjnej poniżej benchmarku będzie zwiększać prawdopodobieństwo bankructwa banków.

W kolejnych częściach pracy dokonano przeglądu literatury naukowej dotyczącej omawianego zagadnienia, przedstawiono teoretyczne podstawy kolejnych etapów badania (wyliczenie reguły Taylora i Expected Default Frequency, analiza danych panelowych), a następnie zaprezentowano i omówiono uzyskane wyniki empiryczne. Całość zakończono podsumowaniem.

1. Przegląd literatury

Niekonwencjonalna polityka stóp procentowych prowadzona w ciągu ostatnich lat przez banki centralne skłania naukowców do analizy jej efektów. Część autorów odniosła się do niej negatywnie (np. Diamond, Rajan 2009; Altunbas, Gambacorta, Marques-Ibanez 2010), inni zaś wskazali na jej pozytywne aspekty (np. Genay, Podjasek 2014).

Krytycy najczęściej zwracają uwagę na ryzyko załamania sektora finansowego, które wynika między innymi z możliwości kreowania przez sektor finansowy popytu na własne usługi. Jest to szczególnie groźne przy niskich stopach procentowych, gdy kredyty są tanie i bardziej dostępne. Może to doprowadzić do powstania banki spekulacyjnej na rynku aktywów, a jej pęknięcie – do destabilizacji sektora finansowego. Im bardziej wzrost cen danego rodzaju aktywów wynika z działalności podmiotów finansowych, tym większe jest ryzyko późniejszych turbulencji w przypadku pęknięcia banki.

W literaturze naukowej dużo uwagi poświęca się także niebezpieczeństwu związanemu z tym, że instytucje finansowe nadmiernie angażują się w ryzykowne projekty, aby zagospodarować dodatkową płynność. Zachęta do podejmowania większego ryzyka może wynikać na przykład z wpływu niskich stóp procentowych na percepcję ryzyka. Podwyższają one cenę i wartość zabezpieczeń aktywów w bilansach bankowych, co powoduje modyfikację bankowych oszacowań m.in. prawdopodobieństwa niewykonania zobowiązań, strat w przypadku niedotrzymania warunków czy ogólnej zmienności wartości aktywów bankowych (Borio, Zhu 2008; Adrian, Shin 2009).

Inną zachętą, by uczestniczyć w ryzykownych projektach, jest mikroekonomiczna ocena korzyści i kosztów. Dell’Ariccia, Laeven i Marquez (2010) za pomocą swojego modelu pokazali, że niska stopa procentowa skutkuje osłabieniem motywacji do monitorowania kredytobiorców i większym zaangażowaniem w ryzykowne projekty banków, które będą uzyskiwać niższe niż dotychczas przychody

z portfeli kredytów o danej jakości. Z drugiej strony obniżenie stopy procentowej zmniejsza koszty depozytów, co *ceteris paribus* powoduje wzrost zysku banków. Wartość tego zysku zależy od zaangażowania kapitału własnego banków w finansowanie akcji kredytowej. Im to zaangażowanie jest wyższe, tym mniejsza korzyść wynikająca ze spadku kosztów depozytów. Połączenie tych efektów skutkuje tym, że w przypadku niskich stop procentowych zwłaszcza dobrze skapitalizowane banki będą chętniej uczestniczyć w ryzykownych projektach, ponieważ zmniejszające się korzyści z akcji kredytowej nie będą rekompensowane spadkiem kosztów obsługi depozytów.

Kolejną zachętą dla banków, aby podejmować większe ryzyko, jest przekonanie pośredników finansowych, że w razie problemów mogą liczyć na wsparcie banku centralnego. Rezygnacja z ryzykownych projektów oznacza dla nich brak możliwości uzyskania dodatkowych zysków, bez odpowiedniej rekompensaty w przypadku realizacji czarnego scenariusza. Efekt ten jest wzmacniany świadomością negatywnych konsekwencji dla stabilności całej gospodarki, do których doprowadziłyby zaburzenia w sektorze bankowym, oraz kolejnymi cyklami obniżek stóp procentowych, które neutralizują ujemne wstrząsy dotyczące gospodarkę. Także każde kolejne podniesienie subsydiów przez bank centralny oznacza możliwość poszerzenia przez uczestników rynku zaangażowania się w ryzykowne projekty – im większa będzie jego skala, tym bardziej ceny aktywów mogą odbiegać od fundamentów. Istnieje niebezpieczeństwo, że w pewnym momencie narzędzia banku centralnego byłyby już niewystarczające, aby unormować sytuację po pęknięciu bańki (zob. np. Diamond, Rajan 2009; White 2009).

Dodatkowo oczekiwane wsparcia banku centralnego jest tym wyższe, im większa jest skala działalności pośrednika finansowego – ze względu na jego znaczenie dla stabilności całej gospodarki. W rezultacie słabną bodźce, aby monitorować jakość portfeli kredytowych, a z czasem, jeśli pośrednik nabierze przekonania, że jest zbyt wielki, by upaść (ang. *too big to fail*), jego zaangażowanie w ryzykowne projekty może się stać całkiem nieadekwatne do kosztów jego pasywów (Mishkin 2006).

Oprócz ryzyka załamania się sektora finansowego uwagę zaczynają przykuwać także koszty stopy procentowej bliskiej zera po tymże załamaniu. Andrzej Rzońca (2014) wskazuje m.in. na to, że niska stopa procentowa wprowadzona po kryzysie i utrzymywana przez dłuższy czas może sprawić, że instytucje finansowe nie będą skłonne do restrukturyzacji. Wynika to między innymi z tego, że w gospodarkach, w których sektor finansowy jest zdominowany przez banki, są one w stanie podtrzymywać kredytowanie zbyt zadłużonych podmiotów, ponieważ nie obawiają się wycofania innych wierzycieli z finansowania tych podmiotów.

Ustalenia zawarte w opisanych pracach teoretycznych są potwierdzane licznymi badaniami empirycznymi. Ioannidou, Ongena i Peydró (2015) badali liczbę i jakość kredytów oraz ich cenę – opierając się na danych z rejestru kredytów w Boliwii z lat 1999–2003. Wykazali, że polityka niskich stóp procentowych

w Stanach Zjednoczonych powodowała, iż boliwijskie banki zwiększyły liczbę ryzykownych kredytów oraz zredukowały na nich marżę.

Jiménez *et al.* (2014) zbadali dane z rejestru kredytów hiszpańskich banków z lat 1984–2002. Wykazali, że niskie stopy procentowe ON (ang. *overnight*) skłaniają banki (zwłaszcza te o niskiej kapitalizacji) do udzielania większej liczby kredytów bardziej ryzykownym podmiotom. Dodatkowo zauważyli, że w krótkim okresie niska stopa procentowa podnosiła jakość portfeli bankowych, ponieważ zmniejszała prawdopodobieństwo niespłacenia kredytów udzielonych przed redukcją stopy. W dłuższej perspektywie, gdy w portfelach bankowych zwiększył się udział kredytów udzielonych po redukcji stopy procentowej, jakość portfeli bankowych spadała.

Maddaloni i Peydró (2011) zbadali warunki kredytowania w strefie euro (dane z lat 2002–2008) i w Stanach Zjednoczonych (dane z okresu 1991–2008). Dowiedli, że niska krótkookresowa stopa procentowa powodowała w tych krajach obniżenie standardów udzielania kredytów przez banki. Wpływ na to miały też sekurytyzacja i słabszy nadzór nad kapitałami banków. Długoterminowa rynkowa stopa procentowa nie miała istotnego znaczenia dla zmiany standardów kredytowania.

Genay i Podjasek (2014) wykorzystali dane roczne ze 109 międzynarodowych banków z 14 państw dla okresu 1995–2012 i wykazali pozytywną zależność między poziomem krótkoterminowych stóp procentowych i nachyleniem krzywej dochodowości a rentownością aktywów bankowych. Zauważyli, że bezpośrednie skutki niskich stóp procentowych są niewielkie w stosunku do korzyści ekonomicznych (np. wsparcie dla jakości aktywów).

Altunbas, Gambacorta i Marques-Ibanez (2010), których model jest najbardziej zbliżony do zaproponowanego w tej pracy, oparli się na danych kwartalnych z lat 1998–2008 z ponad 1100 banków z 15 krajów Unii Europejskiej (bez Polski) oraz ze Stanów Zjednoczonych. Wykazali, że utrzymywanie przez dłuższy okres stopy procentowej poniżej wartości wynikającej z reguły Taylora prowadzi do zwiększenia ryzyka portfeli bankowych oraz ryzyka zdarzenia kredytowego z udziałem banku.

Liczba podobnych badań pokazuje, że polityka niskich stóp procentowych wciąż jest aktualnym tematem dla naukowców, którzy zauważają jej pozytywne aspekty, ale przede wszystkim skupiają się na ewentualnych zagrożeniach. Zarówno teoretyczne modele i wywody, jak i analizy empiryczne dostarczają bardzo cennej wiedzy i mogą być podstawą do bardziej szczegółowych badań.

2. Opis badania

2.1. Ogólna postać modelu

W celu zbadania wpływu niskich stóp procentowych na podejmowane przez banki ryzyko zastosowano analizę danych panelowych. Na podstawie modelu zaprezentowanego przez Altunbasa, Gambacortę i Marques-Ibaneza (2010) jako

punkt wyjściowy zastosowano model (1), w którym zmienną objaśnianą jest zmiana wskaźnika EDF (ang. Expected Default Frequency), czyli miary prawdopodobieństwa bankructwa zaproponowanej przez Moody's.

$$\begin{aligned} \Delta EDF_{i,t} = & \alpha \Delta EDF_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \beta_j \Delta WIBOR3M_{t-j} + \sum_{j=0}^1 \gamma_j TLUKA_{t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^1 \delta_j zmPKB_{t-j} + \sum_{j=0}^1 \eta_j \Delta KredytPKB_{t-j} + \sum_{j=0}^1 \theta_j zmWIG_{t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^1 \vartheta_j zmEURPLN_{t-j} + \sum_{j=0}^1 \kappa_j zmCHFPLN_{t-j} + \sum_{j=0}^1 \mu_j \Delta WIELKOŚĆ'_{i,t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^4 \rho_j SD_j + u_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

Została ona wyjaśniana za pomocą poziomu prawdopodobieństwa bankructwa z okresu poprzedniego ($\Delta EDF_{i,t-1}$), zmiany wysokości referencyjnego oprocentowania kredytów na trzy miesiące na polskim rynku międzybankowym z okresu bieżącego ($\Delta WIBOR3M_t$) oraz okresu poprzedniego ($\Delta WIBOR3M_{t-1}$), luki Taylora z okresu bieżącego ($TLUKA_t$) i poprzedniego ($TLUKA_{t-1}$), będącej różnicą między referencyjną stopą procentową Narodowego Banku Polskiego a stopą procentową wynikającą z reguły Taylora, względnego przyrostu poziomu PKB ($zmPKB_t$ oraz $zmPKB_{t-1}$), zmiany relacji zadłużenia prywatnego sektora niefinansowego w bankach i SKOK do PKB ($\Delta KredytPKB_t$ i $\Delta KredytPKB_{t-1}$), stopy zwrotu z indeksu giełdowego WIG ($zmWIG_t$, $zmWIG_{t-1}$), stóp zwrotu z par walutowych EUR/PLN ($zmEURPLN_t$, $zmEURPLN_{t-1}$) i CHF/PLN ($zmCHFPLN_t$, $zmCHFPLN_{t-1}$), zmiany miary wielkości banku wyrażonej jako logarytm wartości sumy jego aktywów ($\Delta WIELKOŚĆ'_{i,t}$, $\Delta WIELKOŚĆ'_{i,t-1}$) oraz sztucznych zmiennych sezonowych (SD_j).

Ponieważ model bazuje na przyrostach, ewentualne efekty indywidualne lub czasowe powinny być bliskie bądź równe zeru. W takiej sytuacji oczekiwano, że nie będą występować ani efekty stałe, ani losowe. Przypuszczenie to potwierdziły: test F na występowanie efektów stałych oraz test Breusch'a i Pagana na występowanie efektów losowych. Przeprowadzony test Hausmana, porównujący model z efektami stałymi z modelem z efektami losowymi, wskazał na lepsze własności tej drugiej postaci. Ostatecznie, ze względu na ewentualne problemy z niezależnością zmiennych w modelu bez efektów jednostkowych i czasowych, zdecydowano się zastosować model z efektami losowymi.

2.2. Prawdopodobieństwo bankructwa (EDF)

Miara prawdopodobieństwa bankructwa EDF została zaproponowana przez Moody's i mierzy prawdopodobieństwo niewywiązania się ze spłaty należności (Bharath, Shumway 2008). Niestety dokładne odwzorowanie wartości wyznaczanych przez Moody's jest z pewnych względów niemożliwe (firma nie ujawnia wszystkich szczegółów metody oraz wykorzystuje w niej informacje z własnej bazy danych, niedostępnej publicznie), w związku z czym w badaniu zastosowano metodę przybliżoną. Zaprezentowali ją Bharath i Shumway (2008), którzy

wskazują, że nie jest to dokładne odwzorowanie metody Moody's, ale jej dobre przybliżenie, wystarczające na potrzeby akademickie.

Ich metoda polega na numerycznym rozwiązaniu poniższego układu równań ze względu na V i σ_V .

$$\begin{cases} E = VN(d_1) - e^{-rT}FN(d_2) \\ \sigma_E = \frac{V}{E}N(d_1)\sigma_V \end{cases} \quad (2)$$

gdzie:

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V}{F}\right) + (r + 0,5\sigma_V^2)T}{\sigma_V\sqrt{T}} \quad (3)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_V\sqrt{T} \quad (4)$$

oraz:

E – wartość kapitału banku,

σ_E – zmienności wartości kapitału banku,

r – stopa wolna od ryzyka,

T – horyzont czasowy,

F – suma zobowiązań,

V – całkowita wartość banku,

σ_V – zmienność wartości banku.

Następnie wartość EDF wyznaczana jest ze wzoru:

$$EDF = N(-DD) \quad (5)$$

gdzie:

$$DD = \frac{\ln\left(\frac{V}{F}\right) + (\mu + 0,5\sigma_V^2)T}{\sigma_V\sqrt{T}} \quad (6)$$

oraz

μ – oczekiwana roczna stopa zwrotu z aktywów banku.

2.3. Reguła Taylora

W 1993 r. John Taylor, profesor Uniwersytetu Stanforda oraz podsekretarz skarbu (odpowiedzialny za sprawy międzynarodowe) w administracji George'a W. Busha, zdefiniował regułę, która opisuje wahania krótkoterminowej stopy procentowej w Stanach Zjednoczonych w zależności od inflacji i luki produkcyjnej. Jej oryginalna wersja ma postać (Taylor 1993):

$$r = p + 0,5y + 0,5(p - 2) + 2 \quad (7)$$

gdzie:

r – stopa funduszy federalnych,

p – stopa inflacji w okresie ostatnich czterech kwartałów,

y – procentowe odchylenie realnego PKB od trendu, tj. według wzoru:

$$y = \frac{100(Y - Y^*)}{Y^*} \quad (8)$$

gdzie:

Y – PKB realny,

Y^* – trend realnego PKB.

Równanie to stało się punktem wyjścia do stworzenia innych postaci reguły Taylora, bardziej dostosowanych do współczesnej ekonomii i danych gospodarek, a także jednym z ważniejszych wskaźników polityki banków centralnych (Svensson 1996). Dwa warianty tej reguły, często pojawiające się w literaturze (np. Baranowski 2011; Altunbas, Gambacorta, Marques-Ibanez 2010; Tura 2014), to jej uogólniona wersja (dalej nazywana także regułą Taylora):

$$i_t = \hat{i} + \beta_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \beta_y y \quad (9)$$

gdzie:

i_t – nominalna stopa procentowa w okresie t ,

\hat{i} – parametr (długookresowa realna stopa procentowa w równowadze),

π_t – stopa inflacji w czterech kwartałach poprzedzających t ,

π_t^* – cel inflacyjny,

y – procentowe odchylenie realnego PKB od celu,

β_π, β_y – parametry (wagi),

oraz wersja uogólniona z wygładzaniem (dalej nazywana także regułą Taylora z wygładzaniem):

$$i_t = (1 - \gamma)[\hat{i} + \beta_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \beta_y y] + \gamma i_{t-1} \quad (10)$$

gdzie:

γ – parametr wygładzający.

2.4. Źródła danych

W badaniu wykorzystano dane finansowe dwunastu polskich banków. Ich nazwy, okres, z którego pochodzą dane, i użyte w dalszym badaniu nazwy skrócone zostały przedstawione w tabeli.

Tabela 1
Zakres danych finansowych banków wykorzystanych w analizie

Nazwa banku	Nazwa skrócona	Okres, z którego pochodzą dane
Alior Bank SA	Alior	I kw. 2012 – II kw. 2016 (18 kw.)
Bank BGŻ BNP Paribas SA	BGZ_BNP	II kw. 2010 – II kw. 2016 (25 kw.)
Bank Handlowy w Warszawie SA	Handlowy	I kw. 2003 – II kw. 2016 (54 kw.)
Bank Millennium SA	Millennium	III kw. 2001 – II kw. 2016 (60 kw.)
Bank Ochrony Środowiska SA	BOS	I kw. 2003 – II kw. 2016 (54 kw.)
Bank Polska Kasa Opieki SA	Pekao	I kw. 2001 – II kw. 2016 (62 kw.)
Bank Zachodni WBK SA	BZ_WBK	I kw. 2002 – II kw. 2016 (60 kw.)
Getin Holding SA	Getin_Holding	IV kw. 2004 – II kw. 2016 (47 kw.)
Getin Noble Bank SA	Getin_Noble	III kw. 2011 – II kw. 2016 (20 kw.)
ING Bank Śląski SA	ING	I kw. 2001 – II kw. 2016 (62 kw.)
mBank SA	mBank	III kw. 2001 – II kw. 2016 (60 kw.)
Powszechna Kasa Oszczędności Bank Polski SA	PKO_BP	II kw. 2004 – II kw. 2016 (49 kw.)

Źródło: opracowanie własne.

W celu wyliczenia prawdopodobieństwa bankructwa (wskaźnik EDF) wykorzystano dane ze sprawozdań finansowych banków (suma aktywów, suma zobowiązań, zysk netto oraz liczba akcji) udostępnianych w bazie EIKON Thomson Reuters. Do oszacowania rynkowej wartości kapitału banku użyto danych o cenie zamknięcia notowań akcji ze strony stooq.pl. Jako zmienność rynkowej wartości banku przyjęto zmienność historyczną z całego okna obserwacji dla danego banku, jako horyzont czasowy – 1 rok, jako stopę wolną od ryzyka – stopę procentową WIBOR 3M (której wartości również pobrano ze stooq.pl), jako oczekiwaną roczną stopę zwrotu z aktywów banku – wskaźnik ROA za ostatnie cztery kwartały.

Aby określić stopę procentową wynikającą z uogólnionej reguły Taylora (z wygładzaniem oraz bez niego), jako nominalną stopę procentową przyjęto referencyjną stopę procentową Narodowego Banku Polskiego, jako długookresową realną stopę procentową w równowadze – 4% (co wynika z oryginalnej postaci reguły Taylora), jako odchylenie realnego PKB od celu – dane z Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju o luce PKB, jako stopę inflacji – odpowiednio przeliczony wskaźnik CPI publikowany na stronach Głównego Urzędu Statystycznego, jako cel inflacyjny – wartość zaprezentowaną w założeniach polityki

pieniężnej Narodowego Banku Polskiego. Wartości parametrów β_x i β_y określono odpowiednio na 1,5 i 0,5 (zgodnie z sugestią Taylora – 1993), natomiast wartość parametru wygładzającego γ na 0,85 (według propozycji Altunbasa, Gambacorty i Marques-Ibaneza – 2010).

Do modelu (1) użyto wyliczonych wcześniej wskaźników EDF oraz luki Taylora (czyli różnic między stopą referencyjną Narodowego Banku Polskiego a odpowiednią wartością wynikającą z reguły Taylora). Wartości stóp procentowych WIBOR 3M, podobnie jak poprzednio, pobrano ze strony stooq.pl, dane o wzroście PKB – z informacji Eurostatu, wskaźnik relacji zadłużenia prywatnego sektora finansowego w bankach i SKOK – z „Raportu o stabilności systemu finansowego” opublikowanego przez Narodowy Bank Polski, a dane o stopach zwrotu z indeksu WIG oraz na parach walutowych EUR/PLN i CHF/PLN – ze stooq.pl.

W większości przypadków w badaniu wykorzystano dane kwartalne (lub dające się w takie przekształcić), z wyjątkiem celu inflacyjnego i luki PKB, które są danymi rocznymi (założono, że użyte wartości lub przyrosty są takie same we wszystkich czterech kwartałach).

Ostatecznie, ze względu na potrzebę wyliczenia ROA na podstawie danych z poprzednich czterech kwartałów oraz użyte w modelu przyrosty i opóźnienia zmiennych, w badaniu znalazło się łącznie 497 obserwacji (Alior – 12, BGZ_BNP – 19, Handlowy – 48, Millennium – 54, BOS – 48, Pekao – 56, BZ_WBK – 52, Getin_Holding – 41, Getin_Noble – 14, ING – 56, mBank – 54, PKO_BP – 43).

3. Rezultaty i wnioski

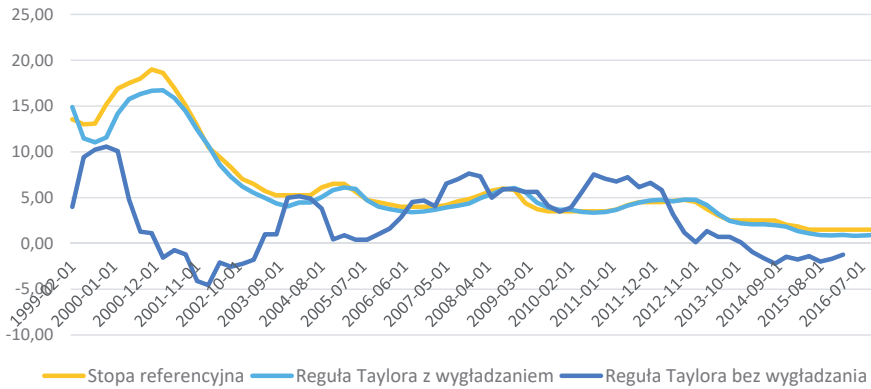
3.1. Reguła Taylora

Wykres 1 przedstawia wyliczone na podstawie uogólnionej reguły Taylora poziomy stóp procentowych wraz z porównaniem do referencyjnej stopy procentowej Narodowego Banku Polskiego.

Warto zauważyć, że przez większą część obserwowanego okresu stopy procentowe wyznaczone przez regułę Taylora bez wygładzania były niższe od stopy referencyjnej NBP. Szczególnie w latach 1999–2003 obie te wartości wyraźnie się różniły. W tym czasie Narodowy Bank Polski starał się zwalczać wysoką inflację, a cele inflacyjne były stopniowo zmniejszane – z 8–8,5% w 1999 r. do 2,5% w 2004 r. (od tamtego czasu cel inflacyjny pozostaje na niezmiennym poziomie). Między rokiem 2006 a 2008 można zaobserwować, że stopy referencyjne NBP były niższe od stóp wyznaczonych przez regułę Taylora, co potwierdza ogólną tendencję do prowadzenia w tamtym okresie polityki niskich stóp procentowych. Kryzys finansowy spowodował nieznaczny spadek inflacji, a także zmniejszenie się nadwyżki PKB w stosunku do długookresowego trendu, przez co stopa procentowa wynikająca z reguły Taylora były bliska poziomowi referencyjnej stopy procentowej NBP w tym czasie. W kolejnych

latach (aż do końca roku 2011) luka miała wartość ujemną, co może wynikać z chęci ożywienia gospodarki po kryzysie niskimi stopami procentowymi, a następnie (aż do połowy 2016 r., czyli końca badanego okresu) – dodatnią.

Wykres 1
Wartości stóp procentowych wynikające z uogólnionej reguły Taylora



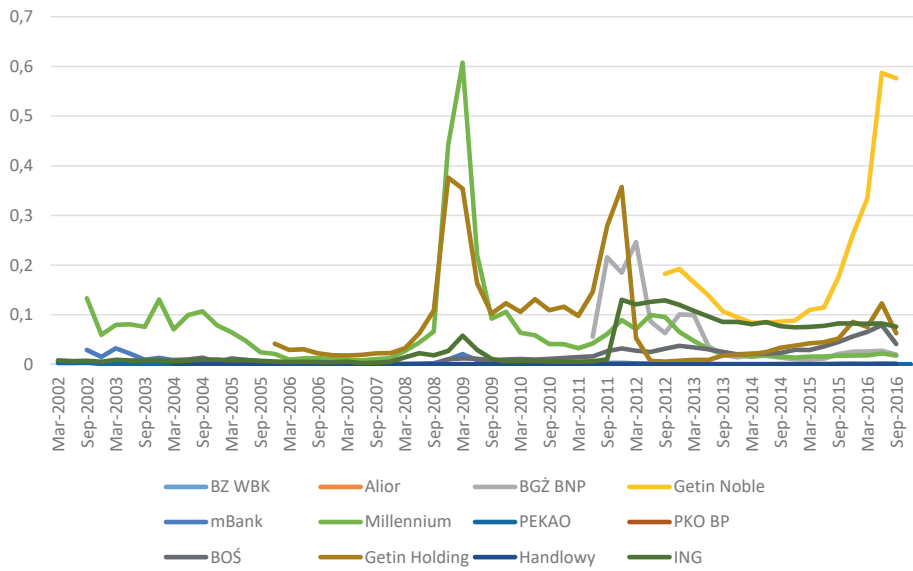
Źródło: opracowanie własne.

3.2. Expected Default Frequency

Na wykresie 2 przedstawiono wyliczone prawdopodobieństwa bankructwa (EDF) dla badanych dwunastu banków. Przeważnie wartości te są relatywnie niskie, przez większość badanego czasu oscylują między 0 a 0,05, natomiast niepokojący może być fakt, że w przypadku czterech z dwunastu banków w pewnych okresach wartość EDF przekroczyła poziom 0,2, a w przypadku Getin Noble miało to miejsce w ostatnich kwartałach.

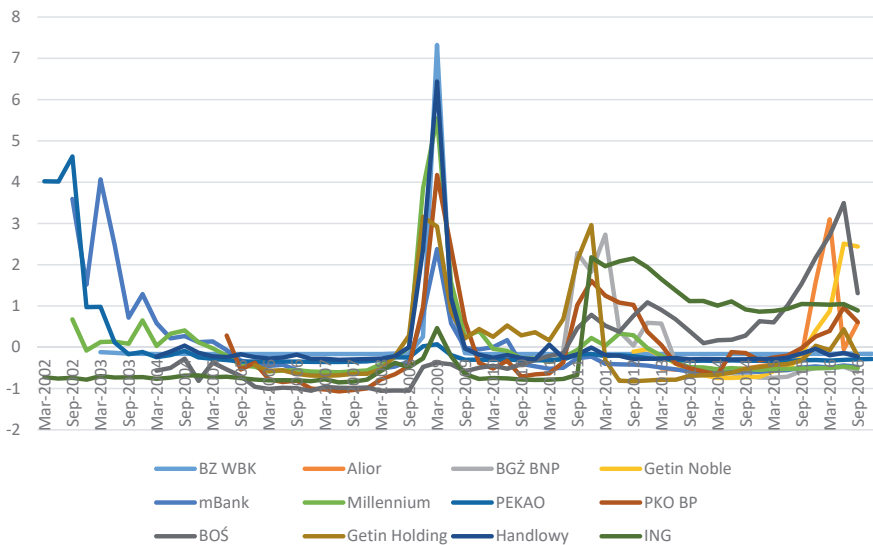
Aby zmiany wskaźnika EDF lepiej zobrazować na przestrzeni lat, wartości te zestandaryzowano dla każdego z banków. Wykres 3 prezentuje otrzymane wyniki, widać na nim cztery charakterystyczne okresy, gdy wartości były podwyższone. W latach 2002–2003 można zaobserwować stosunkowo wysoki poziom EDF dla mBanku i Pekao, co jednak zmieniło się przed rokiem 2014. Kryzys finansowy, który wybuchł w roku 2007, dotknął także banki w Polsce, co jest zauważalne na wykresie (koniec 2008 r. i rok 2009 charakteryzuje się podwyższonym wskaźnikiem prawdopodobieństwa bankructwa dla większości z badanych banków). Warto jednak zwrócić uwagę, że banki dość szybko zareagowały na zmieniającą się sytuację i po gwałtownym wzroście EDF dość szybko nastąpił równie dynamiczny jego spadek. Także w 2011 r. oraz na przełomie lat 2015 i 2016 w niektórych bankach wartość EDF się zwiększyła, co może wiązać się zarówno z kontynuowaną na świecie i w Polsce polityką niskich stóp procentowych, jak i z dużym osłabieniem złotego wobec walut zagranicznych w 2011 r. lub nałożeniem w Polsce na początku 2016 r. podatku od niektórych instytucji finansowych.

Wykres 2
Poziom Expected Default Frequency (EDF) dla badanych banków



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 3
Poziom Expected Default Frequency (EDF) po standaryzacji dla badanych banków



Źródło: opracowanie własne.

3.3. Analiza danych panelowych

Wyjściowy model (1) został oszacowany za pomocą estymatora UMNK i przeanalizowany pod względem statystycznej istotności parametrów, w wyniku czego zdecydowano o wykorzystaniu w modelu wystandaryzowanych wartości EDF i luk Taylora wyliczonych na podstawie uogólnionej reguły Taylora bez wygładzania. Uzyskane wyniki dla takiego modelu przedstawiono w tabeli 2. Nie wszystkie otrzymane parametry okazały się statystycznie istotne, w związku z czym usuwano kolejne zmienne charakteryzujące się najmniejszą istotnością, aż do otrzymania modelu, w którym wszystkie parametry zmiennych były statystycznie istotne na poziomie ufności 95%. Otrzymany w ten sposób model ma postać:

$$\begin{aligned} \Delta EDF_{i,t} = & \varphi \Delta EDF_{i,t-1} + \alpha \Delta WIBOR3M_{t-1} + \beta TLUKA_t + \delta \Delta KredytPKB_t + \\ & + \vartheta zmEURPLN_t + \kappa zmCHFPLN_{t-1} + \sum_{j=0}^1 \mu_j \Delta WIELKOŚĆ_{i,t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^4 \rho_j SD_j + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (11)$$

Aby ocenić wrażliwość oszacowań ze względu na przyjęty estymator, uzyskany model został również oszacowany za pomocą estymatora największej wiarygodności (ML). Wyniki oszacowań parametrów dla modelu (11) otrzymane przy wykorzystaniu obu tych metod estymacji, wraz z p-wartościami testów na statystyczną istotność tych parametrów, zaprezentowano w tabeli 2.

Otrzymany dla modelu (11) oszacowanego metodą UMNK współczynnik determinacji, będący jednym z parametrów oceny jakości modelu, wyniósł 39,73%. Oznacza to, że w takim stopniu model wyjaśnił zmienność EDF dla poszczególnych banków. Wartość ta nie jest wysoka, co nie powinno dziwić ze względu na postać modelu – wystandaryzowane wartości wskaźnika EDF, różne dla poszczególnych banków są modelowane za pomocą zestawu danych makroekonomicznych, tych samych dla wszystkich banków a jedyną zmienną różnicującą banki jest miara ich wielkości.

Uzyskane w badaniu wyniki wskazują, że *ceteris paribus* spadek zarówno międzybankowej stopy procentowej WIBOR 3M jak i referencyjnej stopy procentowej poniżej tej wyznaczonej przez regułę Taylora powodują wzrost współczynnika EDF, co znajduje uzasadnienie w omówionej wcześniej teorii, zgodnie z którą zbyt niskie stopy procentowe mogą doprowadzić do zwiększenia ryzyka podejmowanego przez banki.

Współczynniki stojące przy kursach walutowych EUR/PLN i CHF/PLN mają wartości ujemne, z czego wynikałoby, że w obu przypadkach osłabienie polskiej waluty skutkowało spadkiem współczynnika EDF, choć w przypadku tych par walutowych następowało to z różnym opóźnieniem. Wynik ten sugeruje, że mimo problemów stosunkowo dużej części kredytobiorców mających kredyty walutowe deprecjacja złotego względem innych walut miała pozytywny wpływ na zmniejszenie prawdopodobieństwa bankructwa banków. Efekt ten może wynikać między

Tabela 2
Oszacowania i p-wartości parametrów modeli

Zmienna zależna	Współczynnik (p-wartość)		
	Model (I) przy użyciu estymatora UMNK	Model (II) przy użyciu estymatora UMNK	Model (II) przy użyciu estymatora ML
$\Delta EDF_{i,t-1}$	-0,2589 (<0,001)	-0,2609 (<0,001)	-0,2609 (<0,001)
$\Delta WIBOR3M_t$	0,1320 (0,249)	-	-
$\Delta WIBOR3M_{t-1}$	-0,6563 (<0,001)	-0,5596 (<0,001)	-0,5596 (<0,001)
$TLUKA_t$	-6,8067 (0,084)	-2,7928 (0,013)	-2,7928 (0,012)
$TLUKA_{t-1}$	3,4906 (0,343)	-	-
$zmPKB_t$	9,9260 (0,069)	-	-
$zmPKB_{t-1}$	-0,3301 (0,954)	-	-
$KredytPKB_t$	-15,5408 (0,048)	-11,1441 (0,006)	-11,1441 (0,006)
$KredytPKB_{t-1}$	3,7693 (0,652)	-	-
$zmWIG_t$	0,7628 (0,15)	-	-
$zmWIG_{t-1}$	-0,6922 (0,175)	-	-
$zmEURPLN_t$	-1,6530 (0,246)	-4,0046 (<0,001)	-4,0046 (<0,001)
$zmEURPLN_{t-1}$	-3,2485 (0,018)	-	-
$zmCHFPLN_{t-1}$	-0,4259 (0,748)	-	-
$zmCHFPLN_t$	-2,6075 (0,027)	-3,4747 (<0,001)	-3,4747 (<0,001)
$\Delta WIELKOŚĆ_t$	-1,1952 (<0,001)	-1,1160 (<0,001)	-1,1160 (<0,001)
$\Delta WIELKOŚĆ_{t-1}$	-0,6021 (0,033)	-0,6456 (0,021)	-0,6456 (0,020)

Źródło: opracowanie własne.

innymi z dość dużego nagłośnienia w mediach kwestii kredytów walutowych, co skłoniło banki do odpowiedniej reakcji i zabezpieczenia swoich aktywów. Może to wynikać również z działalności inwestorów zagranicznych, których walutą macierzystą nie jest złoty i dla których jego deprecjacja jest zachętą do inwestowania w papiery wartościowe w Polsce.

Ujemna wartość współczynnika stojącego przy mierze wielkości banku wskazuje, że większe banki w Polsce charakteryzowały się niższym prawdopodobieństwem bankructwa. Oznacza to, że wbrew zasadzie „zbyt wielki, by upaść” nie polegały one raczej na swojej pozycji i znaczeniu dla gospodarki, a zwiększenie ich aktywów wynikało raczej z wyboru aktywów mniej ryzykownych niż dotychczas.

Zaskakujący może być znak parametru stojącego przy pozycji dotyczącej zmiany stosunku zadłużenia sektora niefinansowego do PKB. Ujemna jego wartość wskazuje, że wraz ze wzrostem tej proporcji spada prawdopodobieństwo upadku banków. Wyniki te można jednak zinterpretować i tak, że w związku z podwyższeniem stosunku wartości kredytów do PKB instytucje nadzorcze wprowadziły bardziej rygorystyczne wymagania, co wpłynęło na obniżenie prawdopodobieństwa upadku banków.

Wartości określające zmienność PKB oraz indeksu WIG okazały się statystycznie nieistotne, co sugeruje, że zarówno wzrost gospodarczy, jak i sytuacja na rynku akcji nie miały znaczącego wpływu na poziom ryzyka podejmowanego przez banki.

Warto dodać, że pomimo różnej liczby zmiennych, wartości otrzymanych parametrów dla modelu (1) i (11) są podobne, w szczególności jeśli chodzi o ich znak. Dodatkowo oszacowanie modelu (11) dwoma różnymi estymatorami przyniosło prawie identyczne rezultaty. Można zatem wnioskować, że otrzymany ostatecznie model jest stosunkowo odporny na liczbę użytych zmiennych oraz zastosowany estymator.

Podsumowanie

Zagadnienie niskich stóp procentowych oraz ich wpływ na instytucje finansowe jest tematem obszernym i wartym uwagi. W badaniu skupiono się na analizie wpływu poziomu stóp procentowych oraz wielkości luki Taylora na prawdopodobieństwo bankructwa banków w Polsce. Otrzymane rezultaty są potwierdzeniem rozważań teoretycznych oraz wyników empirycznych omówionych w części poświęconej literatury. Zarówno spadek stopy WIBOR3M, jak i utrzymywanie referencyjnej stopy procentowej poniżej poziomu wynikającego z reguły Taylora wpływały na podwyższenie prawdopodobieństwa bankructwa banków. Zastanawiające są wyniki oszacowań parametrów kolejnych zmiennych, których interpretacja nie jest już tak oczywista. Jednocześnie niewielki stopień wyjaśnienia zmienności wskaźnika EDF przez zastosowany model wskazuje na pewną jego słabość, dlatego

warto zastanowić się nad jego rozwijaniem. Niemniej wyniki otrzymane na tym etapie prac są satysfakcjonujące i motywują do dalszych prac nad zagadnieniem niskich stóp procentowych.

Bibliografia

- Adrian, T., Shin, H.S., *Financial Intermediaries and Monetary Economics*, „Federal Reserve Bank of New York Staff Reports” 2009, nr 398.
- Altunbas, Y., Gambacorta, L., Marques-Ibanez, D., *Does Monetary Policy Affect Risk Taking?*, „BIS Working Papers” 2010, nr 298.
- Baranowski, P., *Reguła polityki pieniężnej dla Polski – porównanie wyników różnych specyfikacji*, „Oeconomia Copernicana” 2011, nr 3.
- Bharath, S.T., Shumway, T., *Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model*, „Review of Financial Studies” 2008, t. 21.
- Borio, C., Zhu, H., *Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism?*, „BIS Working Paper” 2008, nr 268.
- Dell’Ariccia, G., Laeven, L., Marquez, R., *Monetary Policy, Leverage, and Bank Risk Taking*, „IMF Working Paper” 2010, nr WP/10/276.
- Diamond, D.W., Rajan, R.G., *Illiquidity and Interest Rate Policy*, „NBER Working Paper” 2009, nr 15197.
- Genay, H., Podjasek, R., *What is the impact of a low interest rate environment on bank profitability?*, „Chicago Fed Letter” 2014, nr 324.
- Ioannidou, V., Ongena, S., Peydró, J.-L., *Monetary Policy, Risk-Taking and Pricing: Evidence from a Quasi-Natural Experiment*, „Review of Finance” 2015, nr 19.
- Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J.-L., Saurina, J., *Hazardous times for monetary policy: What do twenty-three million bank loans say about the effects of monetary policy on credit risk-taking?*, „Econometrics, Econometrica” 2014, t. 82, nr 2.
- Maddaloni, A., Peydró, J.-L., *Bank Risk-taking, Securitization, Supervision, and Low Interest Rates: Evidence from the Euro-area and the U.S. Lending Standards*, „The Review of Financial Studies” 2011, t. 24, nr 6.
- Mishkin, F.S., *Will Monetary Policy Become More of a Science?*, w: *The Science and Practice of Monetary Policy Today. The Deutsche Bank Prize in Financial Economics 2007*, red. V. Wieland, Springer-Verlag, Berlin–Heidelberg 2010.
- Rzońca, A., *Kryzys banków centralnych. Skutki stopy procentowej bliskiej zera*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2014.
- Svensson, L.E.O., *Inflation forecasts targeting: implementing and monitoring inflation targets*, „European Economic Review” 1997, t. 41.
- Taylor, J.B., *Discretion versus policy rules in practice*, „Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy” 1993, t. 39.
- Tura, K., *Prognozowanie inflacji przez wybrane banki centralne*, praca doktorska, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Poznań, 2014, <https://depot.ceon.pl/handle/123456789/9474> (data dostępu 14.04.2017).
- White, W.R., *Should Monetary Policy „Lean or Clean”?*, „Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper” 2009, nr 34.

Słowa kluczowe: niskie stopy procentowe, dane panelowe, EDF, luka Taylora, bank centralny

The impact of interest rates and Taylor's gaps on Polish banks' probability of bankruptcy

Summary

This work describes the influence of monetary and interest rate policy of Poland's central bank on the risk-taking of Polish commercial banks. The panel data analysis and data of twelve banks were used to find the relationship between banks' Expected Default Frequency (EDF), which is the measure of probability of bankruptcy, and variables such as interest rate levels and Taylor's gaps. The results suggest that at the beginning the lowering of interest rate decrease the probability of bankruptcy but in a long-run horizon this probability increases. The second outcome is that the increase of banks' Expected Default Frequency can be a result of lowering interest rates below the level given by the Taylor rule, which was proposed by John B. Taylor. Both take-aways are crucial to understand how current monetary and interest rate policy in Poland and in other main economies can influence financial institutions' activity.

Keywords: low interest rates, panel data, Expected Default Frequency, Taylor gap, central bank