

Stopa dochodu odsetkowego banków a cykl wyborczy

Nadesłany: 04.05.12

Zaakceptowany do druku: 25.09.12

Dr hab. Krzysztof Jackowicz, prof. ALK | Akademia Leona Koźmińskiego

| kjtrist@kozminski.edu.pl

Dr hab. Oskar Kowalewski, prof. ALK | Akademia Leona Koźmińskiego

| okowale@kozminski.edu.pl

Dr Łukasz Kozłowski | BGŻ SA | lukaszkoz@gmail.com

Abstrakt

Cel: Celem artykułu jest zbadanie, czy banki państwowe w Europie Środkowej podane są presji politycznej w okresie przedwyborczym.

Metodologia: Dla zweryfikowania hipotezy o poddaniu banków państwowych presji politycznej analizujemy kształtowanie się stóp dochodu odsetkowego w różnych fazach cyklu wyborczego. Używamy testów badających statystyczną istotność różnic median i średnich oraz estymujemy panelowe modele regresji z efektami losowymi.

Wyniki: Ustaliśmy, że w latach wyborczych stopy dochodu odsetkowego banków państwowych są statystycznie istotnie i ekonomicznie znacząco niższe niż w innych okresach. Spadek stóp dochodu odsetkowego jest wywołany redukcją przychodów odsetkowych. Rezultaty te przemawiają na korzyść tezy, że banki państwowe realizują także cele polityczne.

Ograniczenia badania: W artykule analizujemy wpływ tylko jednego czynnika politycznego: cyklu wyborczego. Pełne badania powinny dotyczyć oddziaływania na zachowania banków państwowych: konkurencji politycznej, niewyborczych zdarzeń politycznych, oczekiwań wyborczych, politycznej orientacji rządu oraz rozwoju instytucjonalnego. Powinny też analizować determinanty dynamiki akcji kredytowej.

Originalność: Artykuł posługuje się zestawem danych sięgającym 1992 r., a więc wczesnych faz transformacji.

Słowa kluczowe: dochód odsetkowy, banki państwowe, wybory

Net interest margin and electoral cycle

Primary submission: 04.05.12

Final acceptance: 25.09.12

Abstract

Purpose: The article investigates whether performance of government-owned banks is influenced by electoral considerations.

Methodology: To verify the political interference hypothesis, net interest margins recorded by banks during different stages of the electoral cycle are studied. Univariate tests are applied and random effects regression models are estimated.

Findings: It is established that government-owned banks exhibit statistically and economically significantly lower net interest margins and interest incomes during pre-electoral periods in Central European countries. The results support the view that government-owned banks do realize political goals.

Research limitations: The role of only one political factor, i.e. electoral cycle is analyzed. A comprehensive research project should encompass the effect of such factors as political competition, non-electoral political events, electoral expectations, government political complexion, and institutional development on government-owned banks' behaviors. It should also assess the political determinants of lending volume.

Originality: The article uses a new dataset including financial information since 1992, i.e. since the early transformation years.

Keywords: net interest margins, government-owned banks, elections

Keywords: net interest margins, government-owned banks, elections

JEL: G28

| Wprowadzenie

Prace badające związki świata polityki i bankowości przy użyciu narzędzi naukowych pojawiły się w literaturze przedmiotu stosunkowo niedawno. Prace te koncentrują się na wpływie czynników politycznych z jednej strony na działalność banków komercyjnych, z drugiej zaś – na działania nadzoru i regulacje bankowe (Jackowicz 2010). W pierwszym obszarze ustalono przede wszystkim, że w latach wyborów parlamentarnych i latach je poprzedzających banki państwowe cechują się wyższą dynamiką akcji kredytowej niż w pozostałych okresach (Dinç 2005; Micco, Panizza 2006; Micco et al. 2007; Cole 2009). Wzrost akcji kredytowej w okresie przedwyborczym

jest przy tym silniej zaznaczony w krajach rozwijających się (Dinç 2005; Micco et al. 2007; Cole 2009). Wyjątkiem od tej zasady są, w świetle badań Jackowicza et al. (2012), kraje Europy Środkowo-Wschodniej, w których czynniki polityczne wydają się nie oddziaływać na dynamikę wolumenu kredytów. W przypadku Indii zaobserwowano, że dodatkowa podaż kredytu w okresie przedwyborczym jest skoncentrowana w tych regionach, w których wynik zbliżających się wyborów jest niepewny (Cole 2009). Zwiększenia akcji kredytowej przez banki państwowe przed wyborami nie można uznać wyłącznie za skutek wzrostu popytu na kredyt wywołanego fiskalną i monetarną stymulacją gospodarki. Rozszerzaniu akcji kredytowej towarzyszy bowiem spadek rentowności banków państwowych w okresach przedwyborczych, co oznacza, że czynniki popytowe nie odgrywają zasadniczej roli w tworzeniu opisanej prawidłowości. (Micco et al. 2007; Jackowicz et al. 2012). Wpływ polityczny na banki państwowe nie wiąże się wyłącznie z cyklem wyborczym. Banki państwowe, w których w okresie powyborczym dokonano zmian w zarządzie, jak pokazują Shen i Lin (2012), charakteryzują się niższą rentownością i gorszą jakością portfela kredytowego. Tak jak w przypadku rozszerzenia akcji kredytowej zjawisko to jest najsilniejsze w krajach rozwijających się. We Włoszech korzystniejsze warunki kredytowania oferują banki państwowe, powiązane personalnie z silnymi w danym regionie partiami politycznymi (Sapienza 2004). W Pakistanie z kolei przedsiębiorstwa, we władzach których zasiadają ustosunkowani politycy, mają ułatwiony dostęp do kredytu i pozyskują kapitały obce taniej (Khawaj, Mian 2005). Prace tworzące drugi ze zidentyfikowanych powyżej nurtów badawczych dowodzą, że od wpływu politycznego nie są też wolne działania nadzoru oraz proces stanowienia regulacji bankowych. W krajach rozwijających się poważne interwencje nadzorcze, np. nacjonalizacje, odebranie licencji lub wprowadzenie nadzoru komisarycznego skoncentrowane są w okresach powyborczych (Brown, Dinç 2005). W Japonii szanse przetrwania banków regionalnych, niezależnie od ich kondycji ekonomicznej, wzrastały, jeśli w danej prefekturze działali wpływowi politycy Partii Liberalno-Demokratycznej (Imai 2009). W odniesieniu do regulacji działalności bankowej Braun i Raddatz (2009) stwierdzili, że w krajach o silniejszych powiązaniach personalnych świata polityki i bankowości regulacje te są korzystniejsze dla banków i ich właścicieli.

Prezentowane badanie wpisuje się w pierwszy, zidentyfikowany powyżej nurt badawczy, poruszający problemy wpływu czynników politycznych na działalność banków. Naszą uwagę koncentrujemy przy tym na oddziaływaniu cyklu wyborczego na rentowność banków w podstawowym, odsetkowym obszarze działania. Merytorycznie najbliższe naszemu opracowaniu są zatem artykuły: Micco et al. (2007), Shen i Lin (2012), a przede wszystkim Jackowicza et al. (2012). Od tego ostatniego ten tekst różni kilka elementów. Po pierwsze, próba badawcza sięgająca wcześniejszych lat transformacji, tj. roku 1992. Po drugie, abstrahowanie od tematyki dynamiki akcji kredytowej i wpływu innych czynników politycznych niż cykl wyborczy na działalność banków komercyjnych. Po trzecie, użycie, nieobecnych w pracy Jackowicza (2012), testów statystycznych typu *univariate*. Po czwarte zaś, konstrukcja modeli objaśniających wysokość stóp dochodu odsetkowego. Wspólny natomiast dla obu tekstów jest ogólny przedmiot zainteresowania.

W sensie formalnym testujemy hipotezę, że banki państwowe cechują się w późnych fazach cyklu wyborczego niższymi marżami odsetkowymi niż w pozostałych okresach. W celu wery-

fikacji tej hipotezy używamy testów statystycznej istotności różnic dla średnich i median oraz estymujemy modele panelowe z efektami losowymi. Podstawę przeprowadzonych obliczeń stanowi zestaw danych dla krajów Europy Środkowej.

Dalsza część artykułu składa się z czterech podpunktów. W podpunkcie drugim prezentujemy wykorzystany zestaw danych. W podpunkcie trzecim przedstawiamy charakterystykę wykorzystanych metod badawczych, a przede wszystkim szacowanych modeli regresji. W podpunkcie czwartym przedstawiamy wyniki badawcze. Artykuł zamyka podsumowanie najważniejszych ustaleń empirycznych i nakreślenie potencjalnych kierunków dalszych badań empirycznych.

| Dane

Nasze badanie, tak jak rozważania Jackowicza et al. (2012), obejmuje jedenaście krajów Europy Środkowej: Bułgarię, Chorwację, Czechy, Estonię, Litwę, Łotwę, Polskę, Rumunię, Słowację, Słowenię i Węgry. Horyzont czasowy jest jednak dłuższy i rozciąga się od 1992 do 2008 roku. Dla przetestowania hipotezy badawczej zgromadziliśmy dwa rodzaje danych dotyczących odpowiednio: krajów i banków uwzględnionych w badaniu. W odniesieniu do krajów, po pierwsze, zebraliśmy dane o wyborach parlamentarnych. Podstawowym źródłem tego rodzaju danych była *Database of Political Institutions* udostępniana przez Bank Światowy. Zawarte w niej informacje zweryfikowaliśmy oraz uzupełniliśmy, wykorzystując: stronę internetową *Election Resources on the Internet* stworzoną przez Manuela Álvarez-Riverę, informacje udostępniane przez University of Essex w ramach projektu *Political Transformation and the Electoral Process in Post-Communist Europe* oraz archiwum internetowe *Pshephos* zbudowane przez Adama Carra. Dodatkowo sięgnęliśmy po informacje publikowane przez krajowe komisje wyborcze oraz dostępne na stronach internetowych parlamentów poszczególnych krajów. Liczba wyborów parlamentarnych w okresie analizy waha się w objętych badaniem krajach od czterech do sześciu. Po drugie, zgromadziliśmy dane ilustrujące sytuację makroekonomiczną badanych krajów oraz odzwierciedlające cechy ich systemów finansowych. Dane te pochodziły głównie z bazy WDI (World Development Indicators) Banku Światowego. Informacje udostępniane przez Bank Światowy uzupełniliśmy na podstawie publikacji krajowych urzędów statystycznych oraz informacji rozpowszechnianych przez banki centralne.

Dane finansowe o bankach działających w krajach Europy Środkowej zaczerpnęliśmy z bazy Bankscope tworzonej przez Bureau van Dijk. W ten sposób stworzyliśmy zestaw 3540 rocznych obserwacji dla 406 banków. Dla tej próby zebraliśmy informacje o strukturze własności i jej zmianach w latach 1992–2008. Źródłami informacji o strukturze własności były: wcześniejsze ustalenia w tym zakresie Bonina et al. (2005b) oraz Fritscha et al. (2007), baza Bankscope, raporty roczne banków, publikacje instytucji odpowiedzialnych za procesy prywatyzacyjne w poszczególnych krajach, opracowania instytucji nadzoru i banków centralnych, publikacje Banku Światowego, raporty z realizacji programu *Phare*, artykuły prasowe z baz ProQuest i EBSCO oraz różnorodne dokumenty internetowe. Dla znajdujących się w centrum naszego zainteresowania ban-

ków państwowych zgromadziliśmy 705 obserwacji, które dotyczą 39 banków, kontrolowanych przez skarż państwa przez cały okres badania, oraz 46 banków, które były kontrolowane przez państwo tylko przez część wspomnianego okresu. Ponadto w bazie danych jest 1731 rocznych obserwacji dla banków kontrolowanych przez inwestorów zagranicznych oraz 1104 – dla banków we władaniu krajowych inwestorów prywatnych. W modelach zaprezentowanych w podpunkcie „Wyniki badawcze” liczba rzeczywiście wykorzystanych obserwacji z reguły wynosi ok. 3000 i jest niższa niż liczba rocznych obserwacji, dla których zebraliśmy dane o strukturze własności. Wynika to z trzech przyczyn. Po pierwsze, w modelach występują zmienne liczone na podstawie wartości średnich pozycji bilansowych. Po drugie, informacje w bazie Bankscope o niektórych ważnych, z punktu widzenia testowanej hipotezy, pozycjach sprawozdań finansowych, są niekompletne. Po trzecie, zastosowana procedura estymacji modeli panelowych sprawia, że mogliśmy wykorzystać obserwacje tylko dla tych banków, które legitymowały się co najmniej trzema kolejnymi sprawozdaniami finansowymi w bazie.

Metoda badawcza

Wstępnej weryfikacji hipotezy badawczej dokonujemy, wykorzystując proste testy badające statystyczną istotność różnic wartości średnich i median w wyróżnionych przez nas grupach banków. Dla średnich stosujemy tradycyjny test t-Studenta (Kanji 2006), dla median zaś – test van der Waerdena, który jest odmianą popularnego testu Wilcoxon (Eviews 2000).

Zasadnicze znaczenie dla weryfikacji hipotezy ma jednak estymacja modeli panelowych. Przeprowadzone testy: Hausmana (1978) oraz Breusch-Pagana (1979) potwierdziły, że właściwą wersją modelu panelowego dla naszego zestawu danych jest model z efektami losowymi (ang. *random effects*). W prezentowanej pracy używamy dwóch zmiennych objaśnianych. Pierwszą z nich jest SDO, która powstaje poprzez podzielenie wyniku z tytułu odsetek przez średni poziom aktywów. SDO jest powszechnie stosowanym wskaźnikiem w ocenie rentowności banków w obrębie tradycyjnych funkcji pośrednictwa finansowego. Druga zmienna objaśniana – PO – jest ilorzem przychodów odsetkowych oraz wartości aktywów bilansowych banku.

W doborze zestawu zmiennych objaśniających kierowaliśmy się dorobkiem literatury przedmiotu (Dinç 2005; Micco i Panizza 2006; Baum et al. 2009; Cole 2009 oraz Jackowicz et al. 2012) oraz celem badania wynikającym z postawionej hipotezy. Bezpośredniego testu wpływu czynników politycznych na działalność banków, zwłaszcza państwowych, dostarczają zmienne kodujące strukturę własności banków, ilustrujące fazy cyklu wyborczego oraz zmienne powstające poprzez wymnożenie zmiennych z dwóch wyżej wspomnianych grup. Strukturę własności oddają w naszym badaniu zmienne binarne PST i ZGR, które przyjmują wartość 1, gdy na koniec danego roku bank z próby był kontrolowany w co najmniej 50% przez odpowiednio: skarż państwa lub inwestorów zagranicznych. Rezultaty przeprowadzonych do tej pory badań empirycznych wykorzystujących dane z krajów rozwijających się i transformujących gospodarki pozwalają przypuszczać, że banki państwowe będą charakteryzowały się niższą rentownością

(Megginson 2005; Micco 2007; Bonin et al. 2005a, Fries, Taci 2005; Jackowicz et al. 2012). Cykl wyborczy kodujemy z pomocą zmiennych identyfikujących rok wyborów (WYB_t) i rok go poprzedzający (WYB_{t-1}). Zmienne te powinny kontrolować wpływ wszystkich tych czynników, które oddziałują jednakowo na banki z próby w okresie przedwyborczym. Przykładem takiego czynnika jest fiskalna, przedwyborcza stymulacja gospodarki. Interakcje dwóch zmiennych opisujących strukturę własności i dwóch zmiennych kodujących fazy cyklu wyborczego wprowadzają do naszego badania cztery dalsze zmienne niezależne: $WYB_t \times PST$, $WYB_t \times ZGR$, $WYB_{t-1} \times PST$ oraz $WYB_{t-1} \times ZGR$. Potwierdzeniem testowanej hipotezy, tj. poddania banków państwowych presji politycznej, byłyby otrzymanie negatywnych i statystycznie istotnych współczynników dla zmiennych: $WYB_t \times PST$ i $WYB_{t-1} \times PST$ w równaniach objaśniających poziom stopy dochodu odsetkowego i przychodów odsetkowych.

Wiarygodność weryfikacji postawionej hipotezy zależy od starannego doboru zmiennych kontrolujących inne, niż te związane z czynnikami politycznymi, cyklem wyborczym i strukturą własności, determinanty poziomu SDO i PO banków z próby. Dlatego też zaproponowany przez nas zestaw zmiennych kontrolnych jest dość obszerny. We wszystkich modelach stosujemy zmienne binarne kodujące okresy analizy (zmienne CZAS_i) oraz kraje, w których licencjonowane są banki z próby (zmienne KRAJ_k). Jak łatwo policzyć, oznacza to wprowadzenie do każdego z modeli 26 zmiennych binarnych. W przypadku omawianej grupy zmiennych nie formułujemy oczekiwań co do znaku oszacowanych parametrów. Zbioru zmiennych kontrolnych dopełniają w każdym modelu po trzy zmienne ilustrujące cechy banków z próby. Wyposażenie kapitałowe banku oddaje zmienna *Kapitał*, liczona jako iloraz kapitałów własnych i wartości aktywów bilansowych. Dysponowanie wysokimi kapitałami własnymi ogranicza koszty odsetkowe, a także umożliwia, zgodnie z przepisami w zakresie adekwatności kapitałowej, rozwijanie akcji kredytowej. Dlatego też spodziewamy się dodatniej korelacji zmiennej *Kapitał* oraz stopy dochodu odsetkowego. W modelu objaśniającym wysokość przychodów odsetkowych określenie oczekiwanego kierunku wpływu zmiennej *Kapitał* nie jest już tak proste. Z jednej strony dobre wyposażenie kapitałowe pozwala na utrzymywanie wysokiego udziału należności kredytowych w aktywach, a więc i osiąganie wyższych przychodów odsetkowych. Z drugiej jednak – banki o niskim poziomie kapitałów własnych mają zachęty do podnoszenia poziomu ryzyka kredytowego (Park, Peristiani 2001). Strukturę tworzenia wyniku finansowego, a więc także w pewnej mierze, dominujący (hurtowy lub detaliczny) komponent działalności oddaje zmienna *Nieodsetkowe*. Kalkulowana jest ona jako iloraz wyniku z tytułu prowizji i wyniku operacyjnego. Wysokimi wartościami zmiennej *Nieodsetkowe* legitymują się z reguły banki hurtowe. Z uwagi na ograniczony dostęp tego rodzaju banków do tanich źródeł finansowania w postaci depozytów detalicznych spodziewamy się negatywnego wpływu omawianej zmiennej na rentowność banków w obszarze odsetkowym. Kompozycję portfela aktywów opisuje zmienna *Kredyty*. Zmienna ta pokazuje udział należności kredytowych ogółem w aktywach bilansowych banków. Wyższy udział kredytów w aktywach powinien być powiązany z większą wartością przychodów i dochodów odsetkowych. Dodatkowo w kilku modelach wprowadzamy zmienne odzwierciedlające sytuację makroekonomiczną poszczególnych krajów oraz cechy ich systemów finansowych. Omówienie tych zmiennych wraz z uzasadnieniem ich zastosowania znajduje się w podpunkcie „Wyniki badawcze”.

Ogólną budowę estymowanych modeli z efektami losowymi podsumowuje poniższe równanie:

$$SDO \text{ lub } PO = f(PST, ZGR, WYB_t, WYB_{t-1}, WYB_t \times PST, WYB_{t-1} \times PST, WYB_t \times ZGR, WYB_{t-1} \times ZGR, \text{Kapitał}, \text{Kredyty}, \text{Nieodsetkowe}, \text{KRAJ}_k, \text{CZAS}_i)$$

gdzie SDO i PO oznaczają stopę dochodu odsetkowego i wielkość przychodów odsetkowych skalowanych aktywami, PST i ZGR – zmienne kodujące banki kontrolowane odpowiednio przez skarb państwa lub inwestorów zagranicznych, WYB_t i WYB_{t-1} – zmienne identyfikujące ostatnie dwa lata cyklu wyborczego do parlamentu, *Kapitał* – zmienną ukazującą wyposażenie banków w kapitały własne, *Kredyty* – zmienną ilustrującą udział należności kredytowych w aktywach, *Nieodsetkowe* – zmienną pokazującą udział dochodów nieodsetkowych w tworzeniu wyniku operacyjnego banków, $CZAS_i$ – grupę zmiennych kodujących lata analizy oraz $KRAJ_k$ – grupę zmiennych identyfikujących kraje licencjonowania banków z próby.

Wyniki badawcze

Zanim przejdziemy do omówienia wyników oszacowania parametrów modeli regresji, przyjrzyjmy się rezultatom testów typu *univariate*, czyli testów równości średnich i median SDO w grupach banków wyróżnionych według kryterium struktury własności oraz w różnych fazach cyklu wyborczego. Wyniki odpowiednich obliczeń zostały przedstawione w tabeli 1. W części A tabeli 1 dokonujemy porównania średnich i median SDO w latach wyborczych dla banków państwowych (PST), kontrolowanych przed inwestorów zagranicznych (ZGR) oraz znajdujących się w posiadaniu inwestorów krajowych (KRA). Okazuje się, że w latach wyborczych średnia i mediana SDO dla banków państwowych jest statystycznie i ekonomicznie istotnie niższa niż w grupie banków w rękach krajowych inwestorów prywatnych. Statystycznie istotnie niższą rentownością w podstawowym obszarze działania od krajowych banków prywatnych charakteryzują się w próbie w latach wyborczych także banki zagraniczne. W części B tabeli 1 sprawdzamy, czy zależności zaobserwowane w latach wyborczych utrzymują się w latach poprzedzających okresy wyborcze. Tym razem różnica SDO dla banków państwowych i prywatnych krajowych jest statystycznie istotna tylko wtedy, gdy położenie rozkładu opisujemy z pomocą median. W części C koncentrujemy naszą uwagę na SDO notowanych tylko przez banki państwowe, ale w różnych fazach cyklu wyborczego. Jak widzimy, w latach wyborczych średnia i mediana SDO wynoszą odpowiednio: 3,96% i 3,66%, w pozostałych latach cyklu wyborczego średnia i mediana są wyższe i sięgają odpowiednio 4,77% i 3,86%. Wartości SDO dla banków państwowych w różnych fazach cyklu wyborczego różnią się statystycznie istotnie jednak tylko w przypadku użycia średnich i to na poziomie 10%.

Wyniki badawcze zawarte w tabeli 1 należy traktować jako wstępne z dwóch przyczyn. Po pierwsze, przeprowadzona analiza nie uwzględnia panelowego charakteru danych. Po drugie, formułując wnioski jedynie na podstawie testów statystycznej istotności różnic średnich i median, narażamy się na popełnienie błędu pominiętych zmiennych. Nie możemy bowiem wykluczyć, że stwierdzone zależności są skutkiem oddziaływania pominiętych w naszej analizie zmiennych.

Z tych względów dopiero oszacowanie parametrów modeli regresji może dać odpowiedź na pytanie, czy rentowność w obszarze odsetkowym banków państwowych pozostaje pod wpływem czynników natury politycznej.

Tabela 1 | Testy statystycznej istotności różnic dla średnich i median SDO

Część A: Lata wyborcze						
SDO	średnia	mediana	Test równości			
			średnich		median	
			KRA	ZGR	KRA	ZGR
PST	0,040	0,037	2,976***	0,031	6,682***	0,215
KRA	0,052	0,043		16,856***		17,436***
ZGR	0,040	0,033				
Część B: Lata poprzedzające okresy wyborcze						
SDO	średnia	mediana	Test równości			
			średnich		median	
			KRA	ZGR	KRA	ZGR
PST	0,044	0,036	1,392	0,092	2,573*	1,168
KRA	0,050	0,042		3,037***		11,220***
ZGR	0,041	0,034				
Część C: Lata wyborcze i pozostałe lata cyklu wyborczego w grupie banków państwowych						
SDO	średnia	mediana	Test równości			
			średnich		median	
			Inne lata		Inne lata	
WYB	0,040	0,037		1,807*		1,293
Inne lata	0,048	0,039				

Uwaga: symbole ***, **, * oznaczają, że możemy odrzucić hipotezę zerową o równości średnich lub median na poziomach istotności odpowiednio: 1%, 5% i 10%. Do testowania różnic średnich używamy standardowego testu t, natomiast do badania różnic median – testu van der Weardena.

Wyniki estymacji modeli z efektami losowymi, w których zmienną objaśnianą jest stopa dochodu odsetkowego, przedstawiają kolumny od 1 do 3 w tabeli 2. Modele te charakteryzują się satysfakcjonującą jakością. Dobroć dopasowania nie odbiega od tej raportowanej w literaturze przedmiotu. Wszystkie zmienne objaśniające są łącznie statystycznie istotne na poziomie wyraźnie niższym od 1%. W zależności od specyfikacji modelu indywidualnie statystycznie istotnych jest od pięciu do sześciu zmiennych niezależnych. Rezultaty estymacji równań regresji 2 i 3 przemawiają na korzyść hipotezy, że banki państwowe pozostają pod wpływem czynników wyborczych. Współczynnik oszacowany dla zmiennej $WYB_t \times PST$ jest bowiem ujemny i statystycznie istotny na poziomie 1%. Oznacza to, że banki państwowe, przy innych warunkach takich samych, w latach wyborczych osiągają niższą rentowność w podstawowym, depozytowo-kredytowym obszarze działalności. Podobna prawidłowość występuje w latach przedwyborczych. Parametr oszacowany dla zmiennej $WYB_{t-1} \times PST$ jest także ujemny i statystycznie istotny. Warto

zauważyć jednak, że wartość bezwzględna parametru uzyskanego dla zmiennej $WYB_{t-1} \times PST$ jest dwukrotnie mniejsza niż dla zmiennej $WYB_t \times PST$.

W porównaniu do badań Jackowicza et al. (2012) występują dwie interesujące różnice. Po pierwsze, wartość bezwzględna parametru stojącego przy zmiennej $WYB_t \times PST$ w tabeli 2 w specyfikacjach 2 i 3 jest wyraźnie większa. Po drugie, u Jackowicza et al. (2012) brakuje statystycznie istotnie obniżonej stopy dochodu odsetkowego banków państwowych w roku $t-1$ względem daty wyborów parlamentarnych. Łącznie różnice te przemawiają na korzyść hipotezy, że wpływ czynników politycznych na stopę dochodu odsetkowego banków działających w krajach Europy Środkowo-Wschodniej maleje w miarę postępów transformacji i zbliżania się do końca horyzontu analizy. Badanie Jackowicza et al. (2012) nie uwzględnia bowiem wczesnych faz transformacji.

Stopy dochodu odsetkowego realizowane przez banki we władaniu inwestorów zagranicznych w latach wyborczych nie różnią się od tych notowanych w pozostałych latach, ponieważ dla zmiennych $WYB_t \times ZGR$ oraz $WYB_{t-1} \times ZGR$ nie ma podstaw do odrzucenia hipotez o zerowej wartości oszacowanych dla nich współczynników. Co ciekawe, badanie nie dostarcza argumentów na rzecz tezy, że fiskalna i monetarna stymulacja gospodarki w okresie przedwyborczym przekłada się na generalnie wyższą rentowność banków. Obie zmienne kodujące końcową fazę cyklu wyborczego (WYB_t i WYB_{t-1}) są w naszej próbie statystycznie nieistotne. Statystyczna nieistotność zmiennych kodujących końcowe fazy cyklu wyborczego oraz w większości przypadków zmiennych odzwierciedlających strukturę własności banków z próby, przy statystycznej istotności ilorazów $WYB_t \times PST$ i $WYB_{t-1} \times PST$, sugeruje, że cykl wyborczy nie ma jednakowego, nieuwarunkowanego wpływu na wszystkie banki. Jego oddziaływanie uwarunkowane jest natomiast wyraźnie strukturą własności banków.

Zmienne kontrolne w modelach od 1 do 3 w tabeli 2 wpływają na wysokość stopy dochodu odsetkowego w oczekiwany sposób. Banki o dominującym hurtowym i korporacyjnym komponencie działalności (a więc wysokich wartościach zmiennej *Nieodsetkowe*) cechują się statystycznie istotnie niższymi wartościami stopy dochodu odsetkowego. Najbardziej prawdopodobną przyczyną tego stanu rzeczy jest, jak już sygnalizowaliśmy, ograniczony dostęp tego rodzaju banków do relatywnie tanich źródeł finansowania w postaci depozytów klientów detalicznych. Zgodnie z oczekiwaniami, wraz ze wzrostem udziału kredytów w aktywach (zmienna *Kredyty*) zwiększa się statystycznie istotnie marża odsetkowa banków. Banki o lepszym wyposażeniu w kapitały własne (zmienna *Kapitał*) osiągają statystycznie istotnie wyższe stopy dochodu odsetkowego. Zmienne kodujące strukturę własności w równaniach od 1 do 3 są przeważnie statystycznie nieistotne.

Niższe stopy dochodu odsetkowego banków państwowych w latach wyborczych mogą teoretycznie wynikać ze stosowania zredukowanych stóp oprocentowania kredytów lub podwyższonych stóp oprocentowania depozytów. Tylko pierwsza możliwość jest zgodna z hipotezą o poddaniu banków państwowych presji politycznej w okresie przedwyborczym, jako że zwiększanie opro-

centowania depozytów nie wydaje się być skutecznym sposobem wpływania na wynik wyborczy. Aby sprawdzić, czy banki państwowe oferują w okresie przedwyborczym tańsze kredyty, oszacowaliśmy parametry modeli objaśniających poziom przychodów odsetkowych banków (równania 5 i 6 w tabeli 2). Tak jak w przypadku modeli identyfikujących determinanty stóp dochodu odsetkowego, jakość ekonometryczna modeli jest satysfakcjonująca. Okazuje się, że banki państwowe raportują statystycznie istotnie niższe przychody odsetkowe w relacji do aktywów (zmienna PO) w roku wyborczym. Zmienna $WYB_t \times PST$ jest jednak statystycznie istotna tylko na poziomie 10%, a w roku przedwyborczym nie ma dowodów na statystycznie znaczną redukcję oprocentowania kredytów przez banki państwowe. Dodatkowo należy pamiętać o możliwości wprowadzenia błędów przez pomiar przychodów odsetkowych na poziomie przychodów odsetkowych ogółem, a nie tylko z działalności kredytowej.

W analizowanych przez nas krajach Europy Środkowej część wyborów parlamentarnych miała miejsce na początku roku. W takich przypadkach potencjalny wpływ czynników politycznych powinien ujawniać się przede wszystkim w sprawozdaniach finansowych zamkniętych przed datą wyborów. Dlatego też zdecydowaliśmy się zweryfikować, czy nasze dotychczasowe ustalenia nie ulegną zmianie, gdy dla wyborów odbywających się w I kwartale za rok wyborów uznamy poprzedzający rok kalendarzowy. Otrzymaliśmy w ten sposób skorygowane zmienne kodujące fazy cyklu wyborczego, które oznaczyliśmy symbolami: $WYBsk_t$ i $WYBsk_{t-1}$. Wyniki estymacji modeli objaśniających stopy dochodu odsetkowego z pomocą skorygowanych zmiennych przedstawiają równania od 1 do 3 w tabeli 3. Okazuje się, że dokonana modyfikacja nie daje podstaw do podważenia już sformułowanych wniosków. Modele stopy dochodu odsetkowego w tabeli 3 mają jakość ekonometryczną podobną do modeli zaprezentowanych w tabeli 2. Ponadto statystyczna istotność poszczególnych zmiennych, znaki oszacowanych dla nich parametrów, jak też rzędy wielkości parametrów, nie ulegają zmianie. Wciąż mamy zatem podstawy do stwierdzenia, że w krajach Europy Środkowej rentowność banków państwowych w obszarze odsetkowym maleje w latach przedwyborczych. Ponownie też przyczyną tego stanu rzeczy jest redukcja przychodów odsetkowych w roku wyborczym, którą potwierdzają rezultaty estymacji modelu 4 w tabeli 3.

Stany aktywów na koniec roku używane do obliczenia wartości stóp dochodu odsetkowego nie muszą precyzyjnie odzwierciedlać skali działania banku w ciągu roku obrotowego. Z tej przyczyny w równaniach 1 i 2 w tabeli 4 badamy, czy wpływ polityczny będzie wciąż obserwowalny, gdy zmodyfikujemy podstawową zmienną zależną. Nowa zmienna objaśniana – DO/WDB – ilustruje udział wyniku z tytułu odsetek w tworzeniu wyniku działalności bankowej. Oszacowane modele mają nieco wyższe współczynniki dobroci dopasowania do danych empirycznych, niż to miało miejsce w przypadku modeli identyfikujących determinanty SDO. Ze względu na oczywistą, księgową zależność udziałów wyniku z tytułu odsetek i wyniku z tytułu prowizji w tworzeniu wyniku działalności bankowej, parametr otrzymany dla zmiennej *Nieodsetkowe* jest bliski (-1) i statystycznie istotny na poziomie znacznie niższym niż 1%. Zgodnie z oczekiwaniami banki o wyższym udziale kredytów w aktywach cechują się także statystycznie istotnie wyższym udziałem dochodu odsetkowego w tworzeniu wyniku działalności bankowej. Wpływ wyposażenia kapitałowego na obecnie rozważaną zmienną zależną jest, zarówno co do kierunku, jak i statystycznej istotności, niestabilny. Interesująca zmiana zachodzi w odniesieniu

Tabela 2 | Determinanty stóp dochodu odsetkowego banków i poziomu przychodów odsetkowych

Zmienna zależna	SDO			PO	
	1	2	3	4	5
Stała	0,050*** (0,011)	0,049*** (0,011)	0,050*** (0,011)	0,164*** (0,019)	0,165*** (0,019)
Kapitał	0,098*** (0,006)	0,098*** (0,006)	0,098*** (0,006)	0,005 (0,011)	0,004 (0,011)
Kredyty	0,022*** (0,004)	0,022*** (0,004)	0,022*** (0,004)	0,023*** (0,007)	0,023*** (0,007)
Nieodsetkowe	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,005** (0,002)	-0,005** (0,002)
PST	-0,006** (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,001 (0,003)	0,005 (0,005)	0,006 (0,005)
ZGR	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,012*** (0,004)	-0,013*** (0,004)
WYBt	0,000 (0,001)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)	0,001 (0,004)	0,002 (0,004)
WYBtxPST		-0,009*** (0,003)	-0,012*** (0,003)	-0,010* (0,006)	-0,012* (0,006)
WYBtxZGR		-0,002 (0,003)	-0,001 (0,003)	0,005 (0,005)	0,005 (0,005)
WYBt-1			0,000 (0,001)		0,001 (0,002)
WYBt-1xPST			-0,006** (0,003)		-0,003 (0,005)
WYBt-1xZGR			0,001 (0,002)		0,002 (0,003)
Liczba obserwacji	2939	2939	2934	2939	2934
Liczba banków	360	360	360	360	360
Test Walda	436,9***	446,5***	451,3***	292,6***	292,3***
R2	0,262	0,264	0,266	0,340	0,392

Uwaga: symbole ***, **, * oznaczają, że możemy odrzucić hipotezę o zerowej wartości pojedynczych parametrów lub wszystkich oszacowanych parametrów łącznie odpowiednio na poziomach: 1%, 5% i 10%. We wszystkich modelach zawartych w tabeli uwzględnione zostały zmienne binarne kodujące kraje z próby oraz poszczególne lata analizy.

Tabela 3 | Zmiana sposobu kodowania okresów wyborczych a wyniki badawcze

Zmienna zależna	SDO			PO
	1	2	3	4
Stała	0,050*** (0,011)	0,049*** (0,011)	0,049*** (0,011)	0,166*** (0,019)
Kapitał	0,098*** (0,006)	0,098*** (0,006)	0,097*** (0,006)	0,004 (0,011)
Kredyty	0,022*** (0,004)	0,022*** (0,004)	0,022*** (0,004)	0,023*** (0,007)
Nieodsetkowe	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,005** (0,002)
PST	-0,005** (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,001 (0,003)	0,006 (0,005)
ZGR	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,013*** (0,004)
WYBsk _t	0,000 (0,001)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)	0,001 (0,004)
WYBsk _t xPST		-0,008*** (0,003)	-0,010*** (0,003)	-0,011* (0,006)
WYBsk _t xZGR		-0,00182 (0,002)	-0,00159 (0,003)	0,00535 (0,005)
WYBsk _{t-1}			-0,000 (0,001)	0,001 (0,002)
WYBsk _{t-1} xPST			-0,005* (0,003)	-0,003 (0,005)
WYBsk _{t-1} xZGR			0,001 (0,002)	0,001 (0,003)
Liczba obserwacji	2939	2939	2934	2934
Liczba banków	360	360	360	360
Test Walda	436,9***	444,3***	448,5***	289,9***
R ²	0,262	0,264	0,266	0,391

Uwaga: symbole ***, **, * oznaczają, że możemy odrzucić hipotezę o zerowej wartości pojedynczych parametrów lub wszystkich oszacowanych parametrów łącznie odpowiednio na poziomach: 1%, 5% i 10%. We wszystkich modelach zawartych w tabeli uwzględnione zostały zmienne binarne kodujące kraje z próby oraz poszczególne lata analizy.

do zmiennej kodującej banki państwowe. Oszacowany dla niej parametr jest w równaniach 1 i 2 w tabeli 4 dodatni i statystycznie istotny. Zjawisko to wynika, naszym zdaniem, ze stosowania w krajach Europy Środkowej przez banki państwowe, w porównaniu do pozostałych banków, bardziej tradycyjnego modelu działalności, bazującego na pośrednictwie depozytowo-kredytowym. Banki państwowe w latach wyborczych raportują statystycznie istotnie i ekonomicznie znacząco niższe – niż w innych fazach cyklu wyborczego – udziały dochodu odsetkowego w tworzeniu wyniku działalności bankowej. Obserwacja ta dobrze koresponduje z tą poczynioną wcześniej, dotyczącą zredukowanej rentowości banków państwowych w obszarze odsetkowym w ostatnich fazach cyklu wyborczego.

Tabela 4 | Konstrukcja zmiennej zależnej i czynniki makroekonomiczne a wyniki badawcze

Zmienna zależna	DO/WDB		SDO	
	1	2	3	4
Stała	0,601*** (0,180)	0,625*** (0,181)	0,057*** (0,004)	0,006*** (0,005)
Kapitał	0,012 (0,072)	-0,189*** (0,080)	0,100*** (0,006)	0,100*** (0,006)
Kredyty	0,250*** (0,053)	0,229*** (0,055)	0,027*** (0,004)	0,028*** (0,004)
Nieodsetkowe	-0,837*** (0,019)	-0,864*** (0,019)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)
PST	0,061* (0,037)	0,082* (0,044)	-0,002 (0,003)	-0,003 (0,003)
ZGR	0,032 (0,030)	0,032 (0,035)	-0,005** (0,002)	-0,006*** (0,002)
WYB _t	0,047 (0,040)	0,049 (0,045)	0,004** (0,002)	0,005** (0,002)
WYB _t ×PST	-0,245*** (0,064)	-0,242*** (0,075)	-0,008*** (0,003)	-0,008** (0,003)
WYB _t ×ZGR	-0,067 (0,051)	-0,069 (0,058)	-0,003 (0,002)	-0,002 (0,002)
WYB _{t-1}		-0,018 (0,029)		0,001 (0,001)
WYB _{t-1} ×PST		-0,012 (0,063)		0,000 (0,002)
WYB _{t-1} ×ZGR		-0,005 (0,040)		0,002 (0,002)
Inflacja			0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)
GDP _{pc}			-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Giełda			-0,008** (0,004)	-0,008** (0,004)
Banki			-0,006* (0,000)	-0,006 (0,004)
Liczba obserwacji	3305	2967	2939	2934
Liczba banków	381	363	360	360
Test Walda	2002***	2220***	769,4***	770,5***
R ²	0,422	0,478	0,237	0,237

Uwaga: symbole ***, **, * oznaczają, że możemy odrzucić hipotezę o zerowej wartości pojedynczych parametrów lub wszystkich oszacowanych parametrów łącznie odpowiednio na poziomach: 1%, 5% i 10%. W modelach 1 i 2 zawartych w tabeli uwzględnione zostały zmienne binarne kodujące kraje z próby oraz poszczególne lata analizy.

W tabeli 4 sprawdzamy też wrażliwość naszych rezultatów badawczych na zmiany sposobu odzwierciedlenia specyficznych warunków gospodarowania w poszczególnych krajach i okresach. Zastępujemy bowiem zmienne binarne kodujące kraje i lata zmiennymi makroekonomicznymi. Wprowadzamy cztery tego rodzaju zmienne. Pierwsza z nich – *Inflacja* – odzwierciedla dynamikę cen towarów i usług konsumpcyjnych. Stopy dochodu odsetkowego powinny być tym wyższe, im większy jest wzrost cen. Druga (*Banki*) i trzecia (*Giełda*) odzwierciedlają charakter systemu finansowego. Zmienne te obliczane są odpowiednio jako ilorazy: aktywów banków komercyjnych lub kapitalizacji giełdy oraz PKB danego kraju. Wyższym wartościom zmiennej *Giełda*, a więc większej konkurencji dla banków ze strony otwartych rynków finansowych, powinny towarzyszyć niższe stopy dochodu odsetkowego. Ostatnia, czwarta zmienna makroekonomiczna (PKBpc) mierzy poziom zamożności poszczególnych krajów. Za miarę zamożności przyjęliśmy PKB *per capita* z uwzględnieniem różnic w sile nabywczej pieniądza w poszczególnych krajach. Jeśli założyć, że z wyższym poziomem rozwoju gospodarczego związana jest wzmożona konkurencja w systemie finansowym, to zmienna PKBpc powinna być skorelowana negatywnie ze zmienną objaśnianą. Rezultaty estymacji równań 3 i 4 z tabeli 4 pokazują, że zgodnie z oczekiwaniami bankom łatwiej jest osiągać wysokie dochody odsetkowe w warunkach podwyższonej inflacji, trudniej zaś – w systemie finansowym cechującym się bardziej intensywną konkurencją pomiędzy pośrednikami finansowymi oraz ze strony otwartych rynków finansowych. Co ważniejsze, po raz kolejny zmiana specyfikacji modeli nie wpływa na zasadniczy wniosek badawczy dotyczący poddania banków państwowych presji politycznej w okresie przedwyborczym. Zmienna WYB_txPST zachowuje bowiem statystyczną istotność, a oszacowany dla niej parametr ma ujemny znak.

| Podsumowanie

Oszacowane modele dowodzą, że banki państwowe w roku wyborczym i roku go poprzedzającym cechują się statystycznie istotnie i ekonomicznie znacząco niższymi stopami dochodu odsetkowego niż w pozostałych okresach. Realizują też w roku wyborczym niższe przychody odsetkowe w relacji do aktywów bilansowych. Obserwacje te pozwalają pozytywnie zweryfikować sformułowaną we wstępie hipotezę, że banki państwowe poddane są wpływowi politycznym, które ze szczególną siłą ujawniają się w okresach zaostżenia konkurencji między partiami politycznymi. Otrzymane rezultaty są stabilne. Nie zmieniają bowiem ich wymowy dokonane modyfikacje konstrukcji estymowanych modeli.

Wyniki referowane w tym artykule, wraz z rezultatami przedstawionymi w opracowaniu Jackowicza et al. (2012), wspomagają przypuszczenie, że siła oddziaływania czynników politycznych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej była największa we wczesnym okresie transformacji. Z tej perspektywy jako przeszkodę w uogólnianiu naszych wyników należy traktować fakt, że liczba obserwacji w bazie Bankscope jest relatywnie niższa dla wczesnych lat transformacji niż dla okresów późniejszych. Wykorzystanie komplementarnych źródeł informacji o sytuacji finansowej banków w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w latach 90. XX wieku pozwoliłoby na

uzyskanie większego stopnia pewności, że zaprezentowane badanie oddaje wiernie rzeczywistość występujące zjawisko ekonomiczne.

Interesującą perspektywą badawczą wydaje się wykorzystanie dynamicznych metod modelowania ekonometrycznego do badania wpływu czynników politycznych. Jak pokazują Jackowicz et al. (2011), wyniki osiągnięte przez banki z naszej części Europy cechuje bowiem silna powtarzalność. Warto też, w naszym przekonaniu, sprawdzić w kolejnych projektach badawczych, na ile ostatni kryzys zmienił rolę czynników politycznych w kształtowaniu zachowań banków.

B i b l i o g r a f i a

- Baum C.F., Caglayan M., Talavera A.** (2009) Parliamentary election cycles and the Turkish banking sector. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, s. 2709–2719.
- Bonin J.P., Hasan I., Wachtel P.** (2005a) Bank performance, efficiency and ownership in transition countries. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 29, s. 31–53.
- Bonin J.P., Hasan I., Wachtel P.** (2005b) Privatization matters: Bank efficiency in transition countries. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 29, s. 2155–2178.
- Braun M., Raddatz C.** (2009), *Banking on politics*. Policy Research Working Paper No. 4902, The World Bank.
- Breusch T.S., Pagan A.R.** (1979) Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, Vol. 47, s. 1287–1294.
- Brown C.O., Dinç I.S.** (2005) The politics of bank failure: Evidence from emerging markets. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, s. 1413–1444.
- Cole S.** (2009) Fixing market failures or fixing elections? Agricultural credit in India. *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 1, s. 219–250.
- Dinç I.S.** (2005) Politicians and banks: Political influence on government-owned banks in emerging markets. *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, s. 453–479.
- Eviews 4 (2000) *User's Guide*, Quantitative Micro Software.
- Fries S., Taci A.** (2005) Cost efficiency of banks in transition: Evidence from 289 banks in 15 post-communist countries. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 29, s. 55–81.
- Fritsch M., Gleisner F., Holzhäuser M.** (2007) *Bank M&A in Central and Eastern Europe*, Working Paper, <http://ssrn.com/abstract=966294>.
- Hausman J.A.** (1978) Specification tests in econometrics. *Econometrica*, Vol. 46, s. 1251–1271.
- Imai M.** (2009) Political influence and declarations of bank insolvency in Japan. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 41, s. 131–158.
- Jackowicz K.** (2010) *Czynniki polityczne w bankowości – przegląd badań empirycznych*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, nr. 140, s. 394–404.
- Jackowicz K., Kowalewski O., Kozłowski Ł.** (2011) The short and long term persistence in the Central European banking industry. *Contemporary Economics*, Vol. 5, Iss. 4, s. 18–31.
- Jackowicz K., Kowalewski O., Kozłowski Ł.** (2012) The influence of political factors on commercial banks in Central European countries. *Journal of Financial Stability* (w druku), <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2012.08.001>.
- Kanji G.K.** (2006) *100 Statistical tests*. London, New Delhi: Sage.
- Khawaj A.J., Mian A.** (2005) Do lenders favour politically connected firms. Rent provision in an emerging financial market. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, s. 1371–1411.
- Meggison W.L.** (2005) The economics of bank privatization. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 29, s. 1931–1980.
- Micco A., Panizza U.** (2006) Bank ownership and lending behaviour. *Economics Letters*, Vol. 93, s. 248–254.
- Micco A., Panizza U., Yañez M.** (2007) Bank ownership and performance. Does politics matter? *Journal of Banking and Finance*, Vol. 31, s. 219–241.
- Sapienza P.** (2004) The effects of government ownership on bank lending. *Journal of Financial Economics*, Vol. 72, s. 357–384.
- Park S., Peristiani S.** (2001) *Are bank shareholders enemies of regulators or a potential source of market discipline*, Staff Reports No. 138, Federal Reserve Bank of New York.
- Shen C-H., Lin C-Y.** (2012) Why government banks underperform: A political interference view. *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 21, s. 181–202.