

DOI: 10.18559/SOEP.2017.8.3

Michał Brzozowski

Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych, Katedra Makroekonomii i Teorii Handlu Zagranicznego
brzozowski@wne.uw.edu.pl

WPŁYW ROTACJI NA STANOWISKU PREZESA BANKU CENTRALNEGO I WAHAŃ KREDYTU NA KOSZTY KRYZYSÓW BANKOWYCH¹

Streszczenie: Tematem artykułu jest wpływ rotacji na stanowisku prezesa banku centralnego i wahań kredytu krajowego na prawdopodobieństwo wystąpienia i koszty kryzysów bankowych. Wykorzystując dane dla 83 przypadków kryzysów w krajach rozwiniętych i wschodzących oraz model Heckmana, pokazano, że jedynie nieregularne zmiany oraz wahania kredytu mają wpływ zarówno na koszty kryzysów bankowych, jak i ich wybuchy. Wzrost kredytu zgodny z trendem zwiększa jedynie prawdopodobieństwo kryzysu.

Słowa kluczowe: kryzys bankowy, niezależność banku centralnego, kredyt krajowy.

Klasyfikacja JEL: E58, G01, E44.

THE IMPACT OF CENTRAL BANK TURNOVER AND CREDIT VOLATILITY ON THE COSTS OF BANKING CRISES

Abstract: The paper focuses on the impact of central bank governor turnover and domestic credit volatility on the probability of the occurrence and costs of banking crises. Using data on 83 crises episodes in developed and emerging countries and the Heckman model, I show that only irregular turnover and credit volatility impact on

¹ Artykuł powstał w ramach realizacji projektu 2015/17/B/HS4/01063, finansowanego przez Narodowe Centrum Nauki.

both the output costs of crises and their emergence. Trend credit expansion raises only the likelihood of a crisis.

Keywords: banking crisis, central bank independence, domestic credit.

Wstęp

Zainteresowanie skutkami niestabilności systemu finansowego wzrosło w ostatnich latach, po globalnym kryzysie wywołanym załamaniem rynku kredytów subprime w USA. Analizowane są makroekonomiczne konsekwencje cyklicznych, występujących z różnym natężeniem we wszystkich krajach zmian w wielkości kredytu i cenach aktywów, które określa się mianem cyklu finansowego [Borio 2012]. Wiele uwagi poświęca się również zjawiskom nagłych załamania na rynku finansowym, czyli kryzysom finansowym. Wyróżnia się zazwyczaj cztery ich typy [Claessens i Kose 2013]: kryzysy walutowe, bilansu płatniczego, bankowe i fiskalne. Prawdopodobieństwo wystąpienia i koszty to dwie kwestie zajmujące ekonomistów badających kryzysy finansowe. Niniejszy artykuł należy do tego nurtu literatury.

Celem opracowania jest wskazanie determinant kosztów kryzysów bankowych. Koszty będą mierzone odchyleniem produkcji od trendu w ciągu czterech lat od wybuchu kryzysu. Wśród analizowanych czynników wpływających na wielkość realnych strat wywołanych kryzysami szczególna uwaga zostanie poświęcona zmianom na stanowisku prezesa banku centralnego i wahaniom kredytu. Te ostatnie rozumiane będą jako odchylenie wielkości kredytu dla sektora bankowego od trendu.

W artykule będą weryfikowane dwie hipotezy. W pierwszej hipotezie twierdzi się, że zmiany na stanowisku prezesa banku centralnego zgodne z harmonogramem oraz występujące przed zakończeniem kadencji poprzednika mają odmienny wpływ zarówno na prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysów bankowych, jak i ich koszty mierzone utratą produkcji. Druga hipoteza głosi, że zarówno wielkość trendu, jak i odchylenie od trendu wartości kredytu wpływa na prawdopodobieństwo kryzysu, ale jedynie skala odchylenia ma wpływ na koszty kryzysu.

Do weryfikacji hipotez zostaną wykorzystane wyniki estymacji modelu regresji oparte na danych dla ponad 80 przypadków kryzysów bankowych występujących w latach 1970–2012. Szacowany będzie model z korektą Heckmana pozwalający jednocześnie analizować prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysów i ich koszty. Zastosowanie modelu Heckmana umożliwi wyeliminowanie obciążenia estymatorów, wynikającego z nieuwzględnienia

przy estymacji kosztów kryzysów wpływu zmiennych, które doprowadziły do wybuchu kryzysu.

Artykuł składa się z czterech części. W pierwszej przedstawiono przegląd najważniejszych opublikowanych badań poświęconych kosztom kryzysów bankowych. W drugiej omówiono dane wykorzystane w analizie ilościowej oraz metodę analizy modelu regresji. Dwie pozostałe części prezentują wyniki badania empirycznego mającego na celu weryfikację pierwszej (część 3) oraz drugiej (część 4) hipotezy stawianej w artykule.

1. Koszty kryzysów bankowych w literaturze

Autorzy dotychczasowych badań wskazywali na dwa typy oddziałujących na realną sferę gospodarki efektów kryzysów bankowych. Oczywistym kosztem zakłóceń w funkcjonowaniu pośrednictwa finansowego jest ograniczenie finansowania gospodarki wywołujące spowolnienie gospodarcze. Utrata produkcji jest podstawowym i bezpośrednim kosztem kryzysu. Aby te skutki złagodzić, rządy wdrażają programy pobudzania gospodarki i wsparcia instytucji finansowych, co powoduje powstanie kosztów pośrednich kryzysu, czyli kosztów fiskalnych, wynikających z reakcji polityki gospodarczej na zjawiska kryzysowe. W części empirycznej artykułu badane są koszty bezpośrednie, czyli utrata produktu, i dlatego koszty fiskalne kryzysów zostaną poniżej omówione skrótowo.

Przy konstrukcji bazy danych wykorzystanych także w niniejszym artykule Laeven i Valencia [2013] zaobserwowali, że fiskalne koszty kryzysu zdefiniowane jako wzrost relacji długu publicznego do PKB są większe w krajach rozwijających się i wschodzących niż w krajach rozwiniętych. Na tym tle wyróżniają się kryzysy w Islandii i Irlandii w czasie niedawnego globalnego załamania finansowego, które były szczególnie kosztowne dla finansów publicznych, ponieważ wzrost w ciągu czterech lat stosunku długu publicznego do PKB przekroczył w tych krajach 70 punktów procentowych². Przyjęta miara kosztów kryzysów najlepiej oddaje ich wpływ na finanse publiczne, ponieważ wzrost zadłużenia odzwierciedla zarówno skutki spowolnienia gospodarczego, zwiększonych wydatków wspomagających instytucje finansowe, jak i wzrostu oprocentowania długu.

Wczesne opracowania, np. Demirgüç-Kunt i Detragiache [1998], wskazywały na kluczowe znaczenie czynników makroekonomicznych, krajowych

² Więcej informacji na temat kryzysu irlandzkiego można znaleźć w artykule Lane'a [2011].

instytucji i charakterystyk sektora finansowego dla fiskalnych kosztów kryzysu. Nowsze badania uwypuklają znaczenie właściwości sektora finansowego w okresie poprzedzającym wybuch kryzysu. Amaglobeli, End, Jarmuzek i Palomba [2015] zidentyfikowali następujące cechy instytucji finansowych zwiększających fiskalne koszty kryzysu: duża wielkość sektora finansowego, znacząca zależność od zagranicznego finansowania, wysokie lewarowanie, niska jakość nadzoru bankowego, mały stopień pokrycia depozytów ubezpieczeniem. Warto w tym miejscu zwrócić uwagę, że koszty kryzysu w postaci straty produkcji także ujemnie zależą od zakresu gwarancji wypłaty depozytów [Angkinand 2009].

Jak wspomniano powyżej, koszty fiskalne kryzysu w sposób oczywisty zależą od skali załamania produkcji. Nawet bez podejmowania prób złagodzenia skutków kryzysu finanse publiczne ulegną pogorszeniu w wyniku działania automatycznych stabilizatorów. Dlatego analizując skutki kryzysu, należy skoncentrować uwagę na utracie produkcji, bo to ona rzutuje na łączne koszty załamania na rynku finansowym. Realne koszty kryzysów bankowych mierzone osłabieniem aktywności gospodarczej nie zostały w literaturze określone w sposób rozstrzygający.

Demirgüç-Kunt, Detragiache i Gupta [2000] jako jedni z pierwszych przeanalizowali szeroką próbę 36 kryzysów bankowych, które dotknęły 35 krajów w latach 1980–1995 i oszacowali spadek tempa wzrostu PKB związany w kryzysem na 4 punkty procentowe. Koszty te okazały się wyższe w krajach o wyższym poziomie rozwoju mierzonym wielkością dochodu na mieszkańca.

Boyd, Kwak i Smith [2005] skupili uwagę na różnicach w kosztach kryzysów bankowych między krajami. Stwierdzili, że w niektórych krajach koszty nie występują i że wbrew wynikom Demirgüç-Kunta, Detragiache i Gupty [2000] zdarza się to częściej w krajach wysoko rozwiniętych. Przeciętna, łączna i zdyskontowana wartość utraty produktu w czasie kryzysu w 32 analizowanych krajach była jednak oczywiście dodatnia i wahała się w przedziale 63–302% realnej wartości PKB z roku poprzedzającego wybuch kryzysu. Zróżnicowanie w próbie okazało się znaczące, ponieważ straty w aż 25% analizowanych przypadków nie przekraczały 4% realnego PKB.

Efekty kryzysów bankowych mogą być długotrwałe i wpływać nie tylko na odchylenie produkcji od poziomu potencjalnego, ale i na poziom samego PKB odpowiadający pełnemu zatrudnieniu, na co wskazują wyniki badania Fourcieriego i Mourougane [2012]. Analizując dane dla krajów OECD w latach 1960–2008, autorzy oszacowali przedział wartości spadku potencjalnego PKB na 1,5–2,4% i wskazali na spadek inwestycji i spadek zasobu kapitału jako jego główne źródło. Wpływ załamań na rynku finansowym na potencjalny PKB

był silniejszy w bardziej otwartych i mniejszych gospodarkach, charakteryzujących się deficytami zewnętrznymi oraz finansów publicznych, z bardziej rozwiniętymi rynkami finansowym, w których jakość rządów była niższa. W przypadku globalnego kryzysu finansowego 2008–2009 spadki potencjalnego PKB w krajach OECD wyniosły średnio 8,4%, ale przekroczyły 30% w Grecji, Irlandii i na Węgrzech [Ball 2014].

Długotrwałość skutków kryzysów zwróciła również uwagę Cecchetti, Kohler i Uppera [2009]. W analizowanych przez nich 40 przypadkach kryzysów występujących od 1980 roku w aż ośmiu skumulowana strata produkcji nie przekraczała 0,2% PKB z roku przed kryzysem. Natomiast najwyższe oszacowane straty sięgnęły 129% PKB. Koszty kryzysów bankowych były wyższe, jeśli towarzyszyły im kryzysy walutowe, i niższe, jeśli równolegle występował kryzys finansów publicznych. Niskie tempo wzrostu gospodarczego przed wybuchem kryzysu zwiększało jego koszty.

Abiad i in. [2009] na podstawie analizy 88 kryzysów bankowych badali ich konsekwencje nie tylko dla poziomu potencjalnego PKB, ale i jego tempa wzrostu. Okazało się, że koszty kryzysów są trwałe: PKB nigdy nie wraca na ścieżkę potencjalnego dochodu sprzed kryzysu. Pocięające jest natomiast, że tempo wzrostu PKB w średnim okresie zrównuje się z przedkryzysowym. Aktywna polityka fiskalna i monetarna w trakcie kryzysu pozwalała ograniczać jego koszty. Nieco mniej optymistyczne wnioski dotyczące stosowania polityki fiskalnej w kryzysie przedstawiają Turrini, Roeger i Székely [2012]. Analizując dane dla 56 krajów, pokazali oni, że ekspansywna polityka fiskalna nie ma wpływu na spadek potencjalnego PKB, ale łagodzi krótkookresowe spadki dochodu.

Wpływ kryzysów bankowych na potencjalny PKB jest zróżnicowany w zależności od poziomu zamożności kraju i cech samego kryzysu [Haltmaier 2013]. Głębokość recesji jest dodatnio skorelowana ze skalą spadku potencjalnego PKB w krajach rozwiniętych, zaś w gospodarkach wschodzących koszty kryzysu zależą od jego długości. Na tej podstawie można wnioskować, że globalny kryzys finansowy 2008–2009 w krajach rozwiniętych przyniósł spowolnienie długookresowego tempa wzrostu potencjalnego PKB o 3 punkty procentowe, a w krajach rozwijających się nie spowodował takich strat.

Z badań regionalnych, obejmujących mniejszą liczbę przypadków kryzysów i przez to mniej statystycznie wiarygodnych, warto zwrócić uwagę na artykuł Furceriego i Zdzenickiej [2011] poświęcony europejskim krajom transformacji. Koszty kryzysów w tym regionie okazały się długotrwałe i zostały oszacowane na 12–17% PKB, co oznacza, że były wyższe niż w bardziej rozwiniętych krajach Unii Europejskiej. Autorzy przeprowadzili interesującą

analizę wpływu reżimu kursowego na koszty kryzysu, wskazując, że płynne kursy obniżają je w krótkim i średnim okresie, ale podnoszą w długim.

W podsumowaniu warto podkreślić, że literatura przedmiotu dostarcza bardzo zróżnicowanych szacunków kosztów kryzysów bankowych w postaci spadku dochodu. W niektórych z omówionych prac analizowane były także determinanty dochodowych strat wynikających z załamania w sektorze bankowym. Bardziej szczegółowe badanie czynników oddziałujących na koszty kryzysów bankowych przeprowadzili, korzystając z metaanalizy, Wilms, Swank i de Haan [2014]. Zidentyfikowali oni 21 zmiennych analizowanych we wcześniejszych badaniach i odkryli, że najbardziej istotną zmienną jest nierównowaga rachunku obrotów bieżących.

W żadnym z omówionych badań nie poświęcono uwagi rotacji na stanowisku prezesa banku centralnego, a w analizie znaczenia skali akcji kredytowej nie odróżniano trendu i wahań cyklicznych kredytu dla sektora prywatnego, a uwzględniano jedynie wartość lub wzrost wartości kredytu przed kryzysem. Obie te luki zostaną uzupełnione w niniejszym artykule.

2. Dane i metoda estymacji

Oprócz uwzględniania w analizie determinant kosztów kryzysów bankowych pominiętych wcześniej czynników, w niniejszym artykule zastosowano także inną niż we wcześniejszych badaniach metodę estymacji modelu regresji. Zastosowano metodę Heckmana, pozwalającą uzyskać nieobciążone estymatory w modelu, w którym mamy do czynienia z selekcją próby.

Problem selekcji próby pojawia się, gdy zmienna zależna jest obserwowana i przyjmuje wartości niezerowe tylko dla niektórych obserwowanych podmiotów. Znalezienie się w tej grupie nie jest jednak przypadkowe (losowe) i zależy od pewnych nieobserwowanych (ukrytych) lub niemierzalnych charakterystyk. Nieuwzględnienie owych charakterystyk prowadzi do obciążenia estymatorów. Heckman [1976] zaproponował model selekcji próby, w którym uwzględnione są zarówno determinanty zmiennej zależnej, jak i czynniki wpływające na prawdopodobieństwo znalezienia się w grupie podmiotów, dla których zmienna zależna przyjmuje niezerowe wartości.

Wyjaśnienie modelu selekcji próby najlepiej oprzeć na przykładzie determinant płac kobiet. Badacz zainteresowany czynnikami wpływającymi na wysokość płac obserwuje jedynie te kobiety, które zdecydowały się wejść na rynek pracy, a duża część obserwacji płac ma wartość zero, bo kobiety nie zdecydowały się dołączyć do zasobu siły roboczej. Przyjmijmy, że o wejściu

na rynek pracy decyduje mierzalny poziom wykształcenia i niemierzalny poziom inteligencji. Niektóre z kobiet o niskim poziomie wykształcenia, ale ponadprzeciętnej inteligencji wejdą na rynek pracy i dlatego w obserwowanej próbie niezerowych płac inteligencja i poziom wykształcenia będą ujemnie skorelowane. Estymacja równania płac bez uwzględnienia efektu selekcji próby prowadzi do zaniżenia estymowanego efektu wykształcenia na zarobki ze względu na obecność w próbie kobiet o niskim wykształceniu i ponadprzeciętnej inteligencji, która wyjaśnia ich wysokie wynagrodzenie.

Bardziej formalnie, zapiszmy estymowane równanie modelu regresji, wyjaśniające zmienną zależną y czynnikiem x , w postaci

$$y_i = \beta x_i + e_i, \quad (1)$$

gdzie:

- i – indeks obserwowanych podmiotów,
- β – szacowany parametr,
- e – błąd losowy.

Drugim elementem jest równanie selekcji wyjaśniające czynniki wpływające na pojawienie się podmiotu i w próbie:

$$s_i = \gamma z_i + u_i, \quad (2)$$

gdzie:

- s – nieobserwowana zmienna, która do prowadziła do selekcji do próby,
- z – determinanty tej zmiennej.

W przykładzie z rynku pracy s oznacza użyteczność z wejścia na rynek pracy, a z to determinanty tej użyteczności, między innymi edukacja. Przywołany wcześniej wpływ inteligencji na decyzję o wejściu na rynek pracy oraz na wysokość płac znajdzie swoje odzwierciedlenie w wysokich wartościach reszt e_i oraz u_i . Wartości zmiennej s nie obserwujemy. Mamy do dyspozycji jedynie zmienną binarną, przyjmującą wartość 1, gdy podmiot dołącza się do próby, na przykład kobieta wchodzi na rynek pracy. Innymi słowy, obserwujemy jedynie przypadki, gdy $s_i > 0$.

Problem ekonometryczny polega na tym, że wyrazy losowe w równaniach (1) i (2) są skorelowane:

$$\text{corr}(\varepsilon_i, u_i) = \rho. \quad (3)$$

Heckman zaproponował dwustopniową procedurę pozwalającą rozwiązać ten problem. Najpierw szacowany jest model probitowy, aby otrzymać estymator γ w równaniu (2). Następnie obliczony jest tzw. odwrotny iloraz Millsa, czyli stosunek wartości funkcji prawdopodobieństwa oraz dystrybuanty dla każdej obserwacji w próbie. Następnie estymowane jest metodą najmniejszych kwadratów równanie (1), w którym zbiór zmiennych wyjaśniających został poszerzony o odwrotny iloraz Millsa.

Zastosowanie modelu Heckmana do szacowania kosztów kryzysów bankowych ma uzasadnienie, ponieważ koszty kryzysu obserwujemy tylko wtedy, gdy do kryzysu dojdzie. Z kolei prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu zależy od nieobserwowanych cech kraju, które mogą również wpływać na jego koszty. W rezultacie niezastosowanie modelu Heckmana prowadzi do obciążenia estymatorów oszacowanych współczynników wpływu zmiennych niezależnych na koszty kryzysów bankowych.

W kontekście rotacji na stanowisku prezesa można argumentować, że zależy ona od wyceny przez społeczeństwo i polityków wartości niezależności banku centralnego. Takie postawy mogą wpływać też na koszty kryzysu, bo oddziałują na przykład na poziom zaufania w systemie bankowym oraz w jego relacjach z podmiotami niefinansowymi i tym samym na skalę załamania akcji kredytowej. Wysokie znaczenie przywiązywane do niezależności banku centralnego może też oddziaływać na prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu, ponieważ rozwój baniek kredytowych i nadmiernego zadłużania się banków za granicą jest bez wątpienia determinowany celami banku centralnego. Instytucje finansowe mogą być mniej skłonne do podejmowania ryzyka moralnego (*moral hazard*), gdy prezes banku jest niezależny³. Oznacza to, że poszanowanie niezależności banku centralnego jest skorelowane z prawdopodobieństwem wystąpienia kryzysu i wpływa na jego koszty, co prowadzi do obciążenia estymatora β w równaniu (1).

W podobny sposób wahania kredytu mogą zależeć od strukturalnych cech rynku finansowego, na przykład od dokuczliwości problemu asymetrii informacji na rynku kredytowym. Niedoskonałości rynku kredytowego wpływają zarówno na prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu bankowego, jak i na jego koszty. Ponowne niezastosowanie modelu Heckmana skutkowałoby obciążeniem estymatora współczynnika towarzyszącego wahanom kredytu w równaniu (1).

³ Kwestie stabilności finansowej i roli banku centralnego w jej zapewnieniu są szeroko dyskutowane od czasu globalnego kryzysu finansowego [Koetter, Roszbach i Spagnolo 2014].

W tym artykule wykorzystano bazę danych Leavena i Valencii [2013], którzy oszacowali koszty kryzysów bankowych jako sumę odchyleń produkcji od trendu w roku wybuchu kryzysu bankowego i w trzech następnych latach. Ze względu na dostępność innych zmiennych liczba analizowanych kryzysów bankowych wynosi 83 i jest to zmienna zależna w modelu. Roczne obserwacje zgromadzono dla lat 1970–2012, a próba obejmuje większość krajów świata.

Zbiory zmiennych wyjaśniających są dwa: jeden dla równania selekcji i jeden dla równania determinant strat w produkcji, przy czym zbiory te nie są rozłączne. W równaniach selekcji, czyli wśród zmiennych pozwalających przewidzieć kryzys, znalazły się: opóźniona wartość kredytu dla sektora prywatnego w procentach PKB (*L.credit*) i opóźniona wartość otwartości gospodarki mierzonej stosunkiem obrotów handlowych do PKB (*L.trade*), które zostały zaczerpnięte z bazy danych Banku Światowego *World Development Indicators*. Poza tym do omawianego zbioru włączono dwie zmienne opracowane na podstawie uaktualnionej bazy danych Drehera, Sturm i de Haana [2008], zawierającej informacje o regularnych, czyli zgodnych z upływem kadencji, i nieregularnych zmianach na stanowisku prezesa banku centralnego. Pierwsza ze zmiennych, oznaczona *L.regular*, przyjmuje wartość jeden, jeśli w roku poprzedzającym wybuch kryzysu doszło do regularnej wymiany prezesa, i zero w pozostałych przypadkach. Druga zmienna, nazwana *L.irreg_sum*, została obliczona jako suma liczby niezgodnych z harmonogramem zmian na stanowisku prezesa od 1970 roku do roku poprzedzającego wybuch kryzysu.

Wśród determinant strat w produkcji znajdują się dwie zmienne niewystępujące w równaniu selekcji: tempo wzrostu PKB (*L.growth*) oraz udział inwestycji w PKB (*L.invest*) w roku poprzedzającym wybuch kryzysu. Obie zmienne pochodzą z bazy danych Banku Światowego *World Development Indicators*. Ponadto w równaniu determinant kosztów znajdują się nieopóźnione, czyli pochodzące z roku wybuchu kryzysu, wartości zmiennych binarnych opisujących regularną (*regular*) oraz niezgodną z harmonogramem (*irregular*) zmianę na stanowisku prezesa. Uwzględniona będzie też opóźniona wartość zmiennej obliczonej jako suma nieregularnych zmian (*L.irreg_sum*), która będzie wykorzystana także w równaniu selekcji.

Przed przystąpieniem do estymacji modelu regresji zbadano stopień integracji zmiennych. Niestacjonarność zmiennych może prowadzić do uzyskania istotnych statystycznie wyników modelu regresji pomimo braku występowania faktycznej zależności między zmiennymi. Problem ten jest nazywany regresją pozorną. W celu wyeliminowania tego niebezpieczeństwa przeprowadzono rozszerzony test Dickeya-Fullera dla danych panelowych i umieszczono jego wyniki w tabeli 3 w Aneksie. Dla wszystkich zmiennych należy odrzucić

hipotezę zerową o występowaniu pierwiastka jednostkowego, co oznacza stacjonarność zmiennych. Jedyną zmienną, dla której niemożliwe było formalne przeprowadzenie testu, była zmienna objaśniana, czyli straty w produkcji. Jeśli jednak uświadomimy sobie, że istnieją tylko 83 wartości tej zmiennej przy łącznej liczbie obserwacji wykorzystanej w badaniu przekraczającej 4500 oraz że dla jednego kraju liczba obserwacji tej zmiennej nie przekracza 4 (tyle kryzysów stwierdzono w Argentynie), to wniosek o jej stacjonarności jest oczywisty.

Większość zmiennych w obu równaniach jest opóźniona, aby oddalić zarzut odwróconego kierunku przyczynowości. Nieregularna zmiana na stanowisku prezesa banku, poziom inwestycji, kredytu krajowego czy obrotów handlowych mogą być skutkiem wybuchu kryzysu i dlatego użycie ich wartości z roku wybuchu kryzysu mogłoby narazić na zarzut przyczynowości biegnącej od kosztów kryzysu do wartości tych zmiennych.

Warto zaznaczyć, że testowano także istotność innych zmiennych omówionych w przeglądzie literatury, ale okazały się one nieistotne. Świadczyć to może o wrażliwości wyników otrzymanych we wcześniejszych badaniach na obciążenie wynikające z problemu selekcji próby.

3. Rotacja na stanowisku prezesa banku centralnego a spadki dochodu w czasie kryzysów bankowych

Celem pierwszego badania jest ocena wpływu rotacji na stanowisku prezesa banku centralnego na koszty kryzysu bankowego przejawiające się spadkiem produkcji poniżej potencjalnego poziomu. Wyniki estymacji modelu Heckmana zawiera tabela 1. W kolumnie 1 przedstawiono model bazowy, w którym testowano wpływ regularnych i nieregularnych zmian na stanowisku prezesa na koszty kryzysu. Ogólne równanie (1) można po zdefiniowaniu zmiennych zapisać w postaci:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 L.growth_i + \beta_2 regular_i + \beta_3 irregular_i + \beta_4 L.irreg_sum_i + \beta_5 L.invest_i + \beta_6 L.trade_i + \varepsilon_i. \quad (4)$$

Kolumna 1a zawiera wyniki estymacji równania selekcji, które w tym przypadku przyjmuje postać:

$$s_i = \gamma_0 + \gamma_1 L.irreg_sum_i + \gamma_2 L.credit_i + \gamma_3 L.trade_i + \gamma_4 L.regular_i + u_i. \quad (5)$$

Tabela 1. Wpływu rotacji na stanowisku prezesa na koszty kryzysów bankowych

Zmienne niezależne	(1) Determinanty kosztów	(1a) Równanie selekcji	(2) Determinanty kosztów	(2a) Równanie selekcji
<i>L.growth</i>	-3,758*** (0,822)		-3,733*** (0,813)	
<i>regular</i>	1,755 (9,789)			
<i>irregular</i>	20,56** (10,18)		20,38** (10,10)	
<i>L.irreg_sum</i>	-2,974*** (0,855)	0,0304*** (0,0105)	-3,154*** (0,872)	0,0439*** (0,00906)
<i>L.invest</i>	1,374*** (0,474)		1,332*** (0,452)	
<i>L.credit</i>		0,00247** (0,000991)		0,00325*** (0,000971)
<i>L.trade</i>		-0,00384*** (0,00138)		-0,00421*** (0,00147)
<i>L.regular</i>		0,109 (0,192)		
Stała	74,20** (28,88)	-2,053*** (0,116)	71,01** (28,74)	-2,171*** (0,115)
Łączna liczba obserwacji	4557	4557	5801	5801
ρ	-0,637	-0,637	-0,589	-0,589
p -value ($\rho = 0$)	0,0108	0,0108	0,0224	0,0224
χ^2	44,34	44,34	44,80	44,80
p -value ($\chi^2 = 0$)	0	0	0	0

Błędy standardowe odporne na heteroskedastyczność. Poziomy istotności: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < .1$.

Omówienie wyników warto rozpocząć od estymowanego w pierwszym etapie równania selekcji. Okazuje się, że opóźniona – z roku przed wybuchem kryzysu bankowego – wartość kredytu krajowego i obrotów handlowych w relacji do PKB miała, odpowiednio, pozytywny i negatywny wpływ na prawdopodobieństwo wystąpienia zjawisk kryzysowych w sektorze bankowym. Oznacza to, że bardziej otwarte gospodarki są mniej narażone na kryzys, co potwierdza wyniki otrzymane przez Caballero [2012]. Nie jest zaskakujące, że kryzysy bankowe zdarzają się częściej, gdy wielkość kredytu w relacji do PKB jest większa, gdyż może to świadczyć o nadmiernym stopniu lewarowania przez banki.

Z punktu widzenia przedmiotu badania należy zwrócić uwagę na pozytywny wpływ sumy nieregularnych zmian na stanowisku prezesa na

prawdopodobieństwo kryzysu. Im częściej dochodziło do takich rotacji, tym częściej wybuchają kryzysy. Przypuszczalnie nieregularne rotacje oddziałują na kryzys, ponieważ oznaczają niski stopień niezależności banku centralnego. Okazuje się bowiem, że regularne zmiany na stanowisku prezesa nie mają wpływu na prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu. W kolumnie 1a przedstawiono jedynie zmienną *L.regular*, ale testowano również, bez powodzenia, istotność tej zmiennej z większymi opóźnieniami oraz zmiennej będącej sumą zmian zgodnych z upływem kadencji.

Znając czynniki wpływające na wybuch kryzysu, można skupić uwagę na determinantach jego kosztów przedstawionych w kolumnie 1. Wysokie tempo wzrostu gospodarczego przed kryzysem wpływa ujemnie na spadki produkcji w ciągu czterech lat kryzysu, co potwierdza omówione wcześniej wyniki otrzymane przez Cecchetti, Kohler i Uppera [2009]. Koszty kryzysu są dodatkowo zależne od poziom inwestycji, co może wynikać z tego, że ten typ wydatków jest szczególnie narażony na zakłócenia w sektorze bankowym i spadek podaży kredytu.

Wpływ rotacji na stanowisku prezesa banku centralnego na koszty kryzysu jest zróżnicowany. Regularne zmiany są bez znaczenia, na co wskazuje nieistotność zmiennej *regular*, która została użyta bez opóźnienia, bo wynikające z kadencyjności zastąpienie prezesa wynika z kalendarza i jest niezależne od wybuchu kryzysu.

Z kolei zmiany nieregularne mają wpływ dodatni, jeśli występują w roku wybuchu kryzysu, o czym świadczy dodatni współczynnik przy zmiennej *irregular*. Może to wynikać z pogłębienia niepewności na rynku finansowym w wyniku nagłej dymisji prezesa banku centralnego. Natomiast zmienna *L.irreg_sum* pojawia się ze znakiem minus, co sugeruje, że mniejsza niezależność banku centralnego oznacza taką politykę banku, która obniża koszty kryzysu. Warto przypomnieć, że suma nieregularnych zmian w przeszłości zwiększała prawdopodobieństwo wybuchu kryzysu.

W kolumnach 2 i 2a tabeli 1 przedstawiono wyniki estymacji modelu po usunięciu nieistotnej zmiennej regularnych zmian prezesa z równania selekcji (kolumna 2a) oraz równania determinant kosztów. Wnioski pozostają niezmiennione: suma nieregularnych rotacji na stanowisku prezesa zwiększa prawdopodobieństwo wybuchu kryzysu, ale zmniejsza jego koszty. Z drugiej strony niewynikająca z kalendarza dymisja prezesa w roku wybuchu kryzysu zwiększa jego koszty.

Na koniec warto zwrócić uwagę testy poprawności modelu. Poniżej liczby obserwacji umieszczono wartość ρ , które jest wartością korelacji błędów losowych z równania (3) oraz wartości p -value dla hipotezy, że $\rho = 0$. Widać, że

błędy w równaniu determinant kosztów i równaniu selekcji są ujemnie i statystycznie istotnie skorelowane. Ostatnie dwa wiersze tabeli zawierają χ^2 oraz p -value dla hipotezy, że wszystkie oszacowane współczynniki są jednocześnie równe zero. W sposób niepozostawiający wątpliwości należy stwierdzić, że oszacowany model wyjaśnia determinanty kosztów kryzysów bankowych w sposób statystycznie istotny.

4. Znaczenie wahań kredytu dla kosztów kryzysów bankowych

Celem drugiego badania jest bardziej precyzyjna ocena znaczenia rozmiarów kredytu na koszty kryzysów bankowych. Dokładnej analizie poddany będzie wpływ komponentu cyklicznego i długookresowego trendu kredytu krajowego dla sektora prywatnego na prawdopodobieństwo wystąpienia i koszty kryzysu. Komponent cykliczny, jako miara odchylenia od trendu, świadczy o skali wahań kredytu.

Dekompozycja szeregów czasowych kredytu krajowego dla sektora prywatnego w relacji do PKB została dokonana przy użyciu filtra Hodricka-Prescotta z wartością parametru wygładzającego rekomendowaną przez Ravna i Uhliga [2002] i dla danych rocznych wynoszącą 6.25. Zmienna oznaczona jako *credit_trend* oznacza wartość trendu, a *credit_hp* wartość odchylenia od trendu. Użycie rozłożonej na trend i odchylenia wartości kredytu oznacza konieczność usunięcia użytej w poprzednim rozdziale całkowitej wartości kredytu.

Wyniki oszacowania modelu zostały przedstawione w tabeli 2. Kolumna 1 zawiera oszacowanie równania kosztów kryzysów, a kolumna 1a – równanie selekcji. Ze względu na nieistotność regularnych zmian na stanowisku prezesa w tabeli 2 nie umieszczono wyników estymacji modelu z tą zmienną. Oszacowane równanie determinant kosztów oraz równanie selekcji miały następującą postać:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 L.growth_i + \beta_2 irregular_i + \beta_3 L.irreg_sum_i + \beta_4 L.invest_i + \beta_5 L3.credit_hp_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

oraz:

$$s_i = \gamma_0 + \gamma_1 L.irreg_sum_i + \gamma_2 L.credit + \gamma_3 L.credit_hp_i + \gamma_4 L.credit_trend_i + u_i. \quad (7)$$

Tabela 2. Wpływu wahań kredytu na koszty kryzysów bankowych

Zmienne niezależne	(1) Determinanty kosztów	(1a) Równanie selekcji
<i>L.growth</i>	-3,745*** (0,825)	
<i>irregular</i>	18,56* (10,23)	
<i>L.irreg_sum</i>	-3,022*** (0,848)	0,0446*** (0,00892)
<i>L.invest</i>	1,290*** (0,462)	
<i>L3.credit_hp</i>	0,640*** (0,246)	
<i>L.trade</i>		-0,00413*** (0,00150)
<i>L.credit_hp</i>		0,0183*** (0,00671)
<i>L.credit_trend</i>		0,00266** (0,00108)
Stała	62,96** (25,97)	-2,173*** (0,118)
Łączna liczba obserwacji	5897	5897
ρ	-0,501	-0,501
<i>p</i> -value ($\rho = 0$)	0,0359	0,0359
χ^2	65,67	65,67
<i>p</i> -value ($\chi^2 = 0$)	0	0

Błędy standardowe odporne na heteroskedastyczność. Poziomy istotności: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Wnioski z tabeli 2 dotyczące nieregularnych zmian na stanowisku prezesa banku centralnego, tempa wzrostu gospodarczego, inwestycji i otwartości handlowej w roku przed wybuchem kryzysu pozostają w mocy. Podobnie jak wcześniej, testy właściwości modelu umieszczone w dolnej części tabeli 2 dały satysfakcjonujące rezultaty i uzasadniają użycie modelu Heckmana. Uwagę należy skupić na wpływie obu komponentów kredytu na sektor prywatny.

Wyniki estymacji równania selekcji ujawniają, że zarówno opóźniona wartość trendu, jak i odchylenia cyklicznego kredytu dla sektora prywatnego przyczyniają się do wybuchu kryzysu. Istotność odchylenia cyklicznego kredytu można porównać do dużego znaczenia przypisywanego boomom kredytowym w wywoływaniu kryzysów bankowych [Schularick i Taylor 2012]. W równaniu determinant kosztów kryzysu żadne z opóźnień wartości trendu

kredytu nie okazało się istotne. Natomiast trzecie opóźnienie odchylenia od trendu ma statystycznie istotny dodatni wpływ na wielkość utraty produkcji w czasie kryzysu bankowego. Oznacza to, że nadzwyczajny wzrost kredytu na trzy lata przed wybuchem kryzysu jest istotną determinantą jego kosztów.

Podsumowując, wielkość kredytu dla sektora prywatnego ma wpływ zarówno na prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu bankowego, jak i na jego koszty. Wzrost kredytu zgodny z trendem w roku poprzedzającym kryzys wpływa jedynie na prawdopodobieństwo jego wystąpienia. Natomiast wahania cykliczne kredytu zwiększają także koszty kryzysu. Co ciekawe, koszty te są dodatnią funkcją dość odległej w czasie, bo wcześniejszej o trzy lata, nadzwyczajnej ekspansji akcji kredytowej instytucji finansowych.

Zakończenie

W artykule analizowano koszty kryzysów bankowych, korzystając z modelu regresji Heckmana. Wykorzystanie tej metody nie pozwoliło uznać za istotne wielu zmiennych uznawanych w literaturze za determinanty prawdopodobieństwa wystąpienia zjawisk kryzysowych lub związanych z nimi kosztów w postaci utraty produkcji. Potwierdzono wpływ otwartości handlowej na prawdopodobieństwo wybuchu kryzysu oraz opóźnionych wartości wzrostu gospodarczego i stopy inwestycji na jego koszty.

Przede wszystkim pokazano, że rotacja na stanowisku prezesa banku centralnego ma wpływ na ryzyko pojawienia się kryzysu i jego koszty. Wniosek ten dotyczy jedynie nieregularnych zmian szefów banków centralnych, co może wynikać z zaskoczenia podmiotów oraz oddziaływania niskiego stopnia niezależności władz monetarnych. Pokazano bowiem, że suma nieregularnych zmian, która może być traktowana jako przybliżona miara zależności prezesa banku centralnego, zwiększa prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu, ale zmniejsza jego koszty. Niezgodna z harmonogramem rotacja w roku wybuchu kryzysu stanowi dla podmiotów niespodziankę i prawdopodobnie podsyca awersję do ryzyka na rynku finansowym, co wyjaśnia jej dodatni wpływ na koszty kryzysu.

Natomiast wzrost kredytu, zgodny z trendem lub cykliczny, w roku poprzedzającym kryzys wpływa na prawdopodobieństwo jego wystąpienia. Ponadto wahania cykliczne kredytu, innymi słowy boom kredytowy na trzy lata przed kryzysem, zwiększają koszty kryzysu.

Jak wspomniano we wstępie, kryzysy finansowe obejmują, oprócz analizowanych w tym artykule kryzysów bankowych, także załamania kursu walutowego,

równowagi zewnętrznej i finansów publicznych. Niezależność banku centralnego oraz cykliczne wahania kredytu mogą oddziaływać również i na te zjawiska. Dlatego tematyka i metoda badawcza tego artykułu mogą być z pożytkiem wykorzystane w innych studiach nad współczesnym systemem finansowym.

Aneks

Tabela 3. Wyniki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (dla danych panelowych)

Zmienna	Wartość statystyki Z o odwróconym rozkładzie normalnym	p-value
<i>Growth</i>	-35,8166	0,0
<i>Regular</i>	-38,3529	0,0
<i>Irregular</i>	-35,6596	0,0
<i>Irreg_sum</i>	-19,9288	0,0
<i>Invest</i>	-24,9701	0,0
<i>Credit</i>	-14,8658	0,0
<i>Credit_trend</i>	-17,6032	0,0
<i>Credit_hp</i>	-51,8952	0,0
<i>Trade</i>	-21,8824	0,0

Od każdej obserwacji odjęto wartość średniej w badanym okresie dla danego kraju, co łagodzi wpływ ewentualnej współzależności przekrojowej. Test uwzględnia trend i dwa opóźnienia.

Bibliografia

- Abiad, A., Balakrishnan, R., Brooks, P.K., Leigh, D., Tytell, I., 2009, *What's the Damage? Medium-term Output Dynamics After Banking Crises*, IMF Working Paper WP/09/245, International Monetary Fund, Washington DC.
- Amaglobeli, D., End, N., Jarmuzek, M., Palomba, G., 2015, *From Systemic Banking Crises to Fiscal Costs: Risk Factors*, IMF Working Paper, no. 166, International Monetary Fund, Washington DC.
- Angkinand, A.P., 2009, *Banking Regulation and the Output Cost of Banking Crises*, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, vol. 19, s. 240–257.
- Ball, L., 2014, *Long-Term Damage from the Great Recession in OECD Countries*, European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention, vol. 11, no. 2, s. 149–160.

- Borio, C., 2012, *The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt?*, BIS Working Paper 395, Bank for International Settlements, Basel.
- Boyd, J.H., Kwak, S., Smith, B., 2005, *The Real Output Losses Associated with Modern Banking Crises*, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 37, no. 6, s. 977–999.
- Caballero, J., 2012, *Banking Crises and Financial Integration*, IDB Working Paper Series, no. IDB-WP-364, Inter-American Development Bank, Washington DC.
- Cecchetti, S.G., Kohler, M., Upper C., 2009, *Financial Crises and Economic Activity*, Proceedings – Economic Policy Symposium – Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City, s. 89–135.
- Claessens, S., Kose, M.A., 2013, *Financial Crises: Explanations, Types, and Implications*, IMF Working Paper, no. 28, International Monetary Fund, Washington DC.
- Demirgüç-Kunt, A., Detragiache, E., 1998, *The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries*, IMF Staff Papers, vol. 45, s. 81–109.
- Demirgüç-Kunt, A., Detragiache, E., Gupta, P., 2000, *Inside the Crisis. Empirical Analysis of Banking System in Distress*, IMF Working Paper WP/00/156, International Monetary Fund, Washington DC.
- Dreher, A., Sturm, J.-E., de Haan, J., 2008, *Does High Inflation Cause Central Bankers to Lose Their Job? Evidence Based on A New Data Set*, European Journal of Political Economy, vol. 24, no. 4, s. 778–787.
- Furceri, D., Mourougane, A., 2012, *The Effect of Financial Crises on Potential Output: New Empirical Evidence from OECD Countries*, Journal of Macroeconomics, vol. 34, s. 822–832.
- Furceri, D., Zdzienicka, A., 2011, *The Real Effect of Financial Crises in the European Transition Economies*, Economics in Transition, vol. 19, no.1, s. 1–25.
- Haltmaier, J., 2013, *Do Recessions Affect Potential Output?*, FRB International Finance Discussion Paper, no. 1066, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington DC.
- Heckman, J., 1976, *The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models*, Annals of Economic and Social Measurement, vol. 5, s. 475–492.
- Koetter, M., Roszbach, K., Spagnolo, G., 2014, *Financial Stability and Central Bank Governance*, International Journal of Central Banking, vol. 10, no. 4, s. 31–67.
- Laeven, L., Valencia, F., 2013, *Systemic Banking Crises Database*, IMF Economic Review, vol. 61, no. 2, s. 225–270.
- Lane, P., 2011, *The Irish Crisis*, IIS Discussion Paper, no. 356, Institute for International Integration Studies, Dublin.
- Ravn, M.O., Uhlig, H., 2002, *On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations*, The Review of Economics and Statistics, vol. 84, no. 2, s. 371–380.
- Schularick, M., Taylor, A.M., 2012, *Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870–2008*, American Economic Review, vol. 102 (April), s. 1029–1061.

-
- Turrini, A., Roeger, W., Székely, I.P., 2012, *Banking Crises, Output Loss, and Fiscal Policy*, CESifo Economic Studies, vol. 58, no. 1, s. 181–219.
- Wilms, P., Swank, J., de Haan, J., 2014, *Determinants of Real Impact of Banking Crises: A Review and New Evidence*, DNB Working Paper, no. 437, De Nederlandsche Bank, Amsterdam.