

PROBLEMY I POGLĄDY

DOI: 10.26354/bb.1.2.103.2026

Marcin Bogusz*

ORCID: 0009-0000-2595-8205

bog.marcin1@gmail.com

Architektura instytucji finansowania rozwoju a sprzężenie skarbowo-bankowe (Sovereign-Bank Nexus). Studium porównawcze Polski, Niemiec i Francji

STRESZCZENIE

Analizie poddano proces wypychania prywatnej akcji kredytowej przez dług publiczny, jako przejaw sprzężenia skarbowo-bankowego (ang. *sovereign-bank nexus*). Badanie dotyczy trzech systemów bankowych o nietożsamych modelach instytucjonalnych (Francja, Niemcy, Polska). W szczególności analizowano, czy identyfikowane prawidłowości odpowiadają różnicom w architekturze publicznego wsparcia inwestycyjnego. Weryfikację oparto na niezbilansowanym modelu panelowym z efektami stałymi w okresie 1Q2018–2Q2025 ze zmiennymi interakcyjnymi identyfikującymi efekt osobno dla każdego kraju oraz odporną macierzą wariancji-kowariancji. Efekt wypychania prywatnej akcji kredytowej przez dług publiczny jest istotny statystycznie w Polsce i Francji, a nieistotny w Niemczech. Formalne testy równości współczynników nie pozwalają jednak odrzucić hipotezy o ich równości, co wskazuje na różnicę w wykrywalności efektu, a nie w jego natężeniu. Ustalenia mają znaczenie dla odporności kanału kredytowego i stabilności sektora bankowego. Ze względu na liczbę i specyfikę badanych trzech systemów wnioski mają głównie charakter hipotezotwórczy.

Słowa kluczowe: efekt wypychania, instytucje finansowania rozwoju, *sovereign-bank nexus*, model panelowy LSDV, bankowalność inwestycji strategicznych, *first-loss*

Kody JEL: E51, G21, G28, H63, H81

* Marcin Bogusz – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.

THE ARCHITECTURE OF DEVELOPMENT FINANCE INSTITUTIONS AND THE SOVEREIGN-BANK NEXUS. A COMPARATIVE STUDY OF POLAND, GERMANY AND FRANCE

ABSTRACT

The study analyzed the process of public debt crowding out private credit activity, as a manifestation of the sovereign-bank nexus. The research covers three banking systems with different institutional models (France, Germany, Poland). In particular, it examined whether the identified patterns correspond to differences in the structure of public investment support. The verification was based on an unbalanced panel model with fixed effects for the period 1Q2018–2Q2025, including interaction variables identifying the effect separately for each country and using a robust variance-covariance matrix. The effect of public debt crowding out private credit activity is statistically significant in Poland and France, and not significant in Germany. However, formal tests of coefficient equality do not allow rejecting the hypothesis of their equality, which suggests a difference in the detectability of the effect rather than in its intensity. The findings are important for the resilience of the credit channel and sector stability.

Due to the number and specificity of the three systems studied, the conclusions are mainly of a hypothesis-generating nature.

Keywords: crowding-out effect, development finance institutions, sovereign-bank nexus, LSDV panel model, strategic investment bankability, first-loss instruments

JEL Codes: E51, G21, G28, H63, H81

WSTĘP

Polska gospodarka stoi przed pilnymi i nakładochłonnymi wyzwaniami inwestycyjnymi związanymi przede wszystkim z przemysłem obronnym, transformacją energetyczną, a także modernizacją infrastruktury. Do 2040 r. tylko nakłady na transformację energetyczną mogą sięgnąć ok. 2,7 bln zł (Krajowy plan na rzecz energii i klimatu, KPEiK) w scenariuszu WEM (ang. *with existing measures*). Kwota ta przekracza możliwości wykorzystania środków budżetowych, zwłaszcza w warunkach pogłębiającego się deficytu. Wobec płytkości krajowego rynku kapitałowego główny ciężar mobilizacji środków na inwestycje strategiczne¹ trzeba upatrywać w finansowaniu bankowym.

Klasyczny efekt wypychania (Elmendorf, Mankiw 1999; Laubach 2009, s. 858) zakłada, że ekspansja fiskalna podnosi rynkowe stopy procentowe, wypierając inwestycje prywatne. Ujęcie

¹ Jednocześnie kategoria inwestycji strategicznych wymaga modyfikacji. Przede wszystkim z instrumentu polityki infrastrukturalnej staje się narzędziem integrującym cele gospodarcze z bezpieczeństwem państwa, ocenianym nie tylko przez pryzmat zwrotu z kapitału (IRR), lecz także zdolności do wzmacniania odporności oraz ograniczenia zależności zewnętrznych.

zastosowane w tym badaniu nie dotyczy kanału cenowego, lecz ilościowej substytucji bilansowej zbliżonej do represji finansowej (Becker, Ivashina 2014, s. 12–13), czyli procesu, w którym banki transformują aktywa z kredytu korporacyjnego na dług skarbowy. Mechanizm ten jest silnie warunkowany architekturą bilansową sektora i charakterem powiązań między bankami a suwerenem (ang. *sovereign-bank nexus*). Hauner (2009) oraz Kumhof i Tanner (2005) wskazują, że przy wysokim udziale długu publicznego w aktywach efekt ma charakter bezpośrednio substytucyjny, omijający kanał stopy procentowej. Becker i Ivashina (2014) dokumentują mierzalne wypychanie kredytu korporacyjnego w strefie euro w latach 2010–2013, szczególnie w krajach o wysokim ryzyku fiskalnym. Popov i Van Horen (2015) opisują jego silną heterogeniczność przekrojową, a Broner i in. (2014) dowodzą, że w warunkach szoków fiskalnych banki krajowe stają się preferencyjnymi nabywcami długu suwerennego.

Dotychczasowa literatura skupia się jednak na identyfikacji efektu w jednorodnych obszarach regulacyjnych (strefa euro) lub analizuje systemy rozwinięte oddzielnie, bez systematycznego badania, w jakim stopniu publiczna architektura wsparcia, rozumiana jako zintegrowany system banków i funduszy rozwojowych, moderuje siłę tego efektu. Brakuje zwłaszcza porównań systemów o różnej architekturze (model hurtowy vs. absorpcji ryzyk) w jednolitej ramie analitycznej typowej dla ekonometrii.

Celem artykułu jest zbadanie, czy efekt wypychania prywatnej akcji kredytowej przez dług publiczny jest empirycznie wykrywalny w trzech systemach o odmiennych modelach instytucjonalnych (polskim, niemieckim, francuskim) oraz, czy wzorzec jego wykrywalności jest identyfikowalny w świetle różnic w architekturze wsparcia. Ze względu na dobór badanych systemów i nieliczny ich zbiór ($N = 3$) badanie ma charakter pilotażowego studium porównawczego o funkcji hipotezotwórczej. Założono, że specyfika polskiej architektury w połączeniu z asymetrycznym klinem regulacyjno-podatkowym może sprzyjać mierzalnemu, podażowemu efektowi wypychania, podczas gdy zintegrowane systemy zachodnioeuropejskie dysponują instrumentami neutralizującymi ten efekt u źródła. Z tego założenia wynikają dwie hipotezy. (H1) W polskim systemie bankowym podażowy efekt wypychania jest istotny statystycznie i odporny kierunkowo. (H2) Wzorzec wykrywalności jest spójny ze strukturalnymi właściwościami architektury wsparcia. Model obejmuje zagregowaną podaż kredytu korporacyjnego, a nie wolumeny finansowania strukturalnego *sensu stricto*. U podstaw takiego ujęcia leży założenie, że jeżeli system instytucjonalny nie zapewnia ochrony standardowego kredytu korporacyjnego przed arbitrażem banków na rzecz obligacji skarbowych, to wykazuje też strukturalną niezdolność do absorpcji ryzykownych megaprojektów transformacyjnych. Makroekonomiczny efekt wypychania jest zagregowanym przejawem tych samych barier, które na poziomie mikro uniemożliwiają zamknięcie finansowania pojedynczego projektu. Artykuł składa się z 6 części. Pierwsza dotyczy bariery bankowości, druga traktuje o porównaniu architektury wsparcia we Francji, Niemczech i w Polsce, trzecia jest poświęcona modelowi panelowemu z wynikami i testami odporności, kolejne to wnioski, rekomendacje i ograniczenia oraz zakończenie.

1. BARIERY BANKOWALNOŚCI INWESTYCJI STRATEGICZNYCH Z PERSPEKTYWY SEKTORA BANKOWEGO

Analiza zaangażowania sektora bankowego w finansowanie transformacji wymaga odejścia od postrzegania instytucji kredytowych jako pasywnych dostawców płynności, operujących bowiem w reżimie rygorystycznych ograniczeń kapitałowych, regulacyjnych i fiskalnych. Bankowalność (ang. *bankability*) projektów strategicznych nie jest zatem ich immanentną cechą, lecz wypadkową profilu ryzyka przedsięwzięcia oraz zdolności sektora prywatnego do jego absorpcji bez naruszania wewnętrznych wymogów ostrożnościowych.

1.1. Klin regulacyjno-podatkowy jako stymulator arbitrażu

Podstawową barierą makrofinansową jest strukturalny „klin regulacyjno-podatkowy” (ang. *regulatory-tax wedge*), powstający z kumulacji wymogów adekwatności kapitałowej oraz asymetrycznych obciążeń fiskalnych, co podnosi koszt alternatywny alokacji kapitału w sektorze realnym. W polskim systemie kluczowa jest konstrukcja podatku od niektórych instytucji finansowych. Ustawowe wyłączenie z bazy opodatkowania skarbowych papierów wartościowych generuje silny bodziec do arbitrażu bilansowego. Rygorystyczne wymogi kapitałowe tworzą zarazem systemową presję na redukcję aktywów ważonych ryzykiem. Gropp i in. (2019, s. 267–268) wykazują w quasi-eksperymentcie naturalnym, że banki objęte wyższymi wymogami reagują przede wszystkim ograniczeniem akcji kredytowej, a nie podwyższeniem kapitału. Dążąc do optymalizacji ROE (ang. *return on equity*) w warunkach podwyższonych obciążeń fiskalnych, sektor dokonuje racjonalnej substytucji, czyli ogranicza ekspozycję na kapitałochłonne, długoterminowe inwestycje transformacyjne na rzecz bezryzykowego, płynnego i nieopodatkowanego długu publicznego. Problem pogłębia niepewność środowiska prawnego i konieczność tworzenia wielomiliardowych rezerw na ryzyka portfeli historycznych, co pomniejsza bazę kapitałów Tier 1 i obniża apetyt na ryzyko (ang. *Risk Appetite Framework*, RAF) w organizacjach bankowych.

1.2. Wewnątrzorganizacyjne filtry ostrożnościowe i reżim Supervisory Slotting

Rola buforów kapitałowych jako mechanizmu filtrującego ekspozycję na ryzyko jest dobrze udokumentowana empirycznie. Jiménez i in. (2017) wykazują, że kondycja kapitałowa banku jest kluczowym determinantem jego zdolności i gotowości do rozszerzania podaży kredytu, przy czym efekty są asymetryczne. Restrykcje kapitałowe w warunkach stresowych ograniczają podaż kredytu nieproporcjonalnie silnie. Inwestycje strategiczne (najczęściej w formule *project finance*), które przejdą wstępną weryfikację zgodności z macierzą RAF, napotykają sekwencję filtrów ostrożnościowych. Pierwszą barierą strukturalną są limity koncentracji, w szczególności art. 395 rozporządzenia CRR (ang. *Capital Requirements Regulation*), ograniczające ekspozycję wobec grupy powiązanych podmiotów do 25% funduszy własnych banku; w systemach zdominowanych przez własność państwową blokuje to finansowanie kolejnych megaprojektów.

tów publicznych z bilansów krajowych instytucji. Kolejnym filtrem jest strukturyzacja ryzyka w fazie *due diligence*, gdzie fundamentalną rolę odgrywa odporność modelu przepływów pieniężnych (*cash flow model*). Zgodnie z wytycznymi EBA bankowość wymaga udowodnienia, że wskaźniki pokrycia obsługi długu (m.in. DSCR (ang. *debt service coverage ratio*)) utrzymują bezpieczne bufony nawet w skrajnych scenariuszach stresowych (szoki popytowe, opóźnienia budowy, wzrost stóp). Ekspozycję komplikuje ryzyko dokumentacyjno-prawne, w tym konieczność wdrożenia klauzul awaryjnych (ang. *fallback language*) w związku z rozporządzeniem BMR (ang. *Benchmarks Regulation*). Ostateczna bariera materializuje się na etapie komitetu kredytowego w reżimie Specialized Lending. Ze względu na unikalność aktywów strukturalnych, uniemożliwiającą standardowe szacowanie prawdopodobieństwa niewypłacalności (PD), banki alokują kapitał metodą Supervisory Slotting Criteria. Jeśli państwo nie zapewni mechanizmów stabilizujących dochody (np. aukcje OZE, płatności za dostępność w partnerstwie publiczno-prywatnym (PPP)) ani nie zaabsorbuje ryzyka prawnego, projekt zostaje zdegradowany do kategorii zadowalającej (Satisfactory, waga ryzyka 115%) lub słabej (Weak, 250%). Degradacja do kategorii Weak oznacza ponad trzykrotnie wyższy wymóg kapitałowy niż dla ekspozycji zakwalifikowanej jako Strong, co czyni transakcję ekonomicznie nieuzasadnioną.

1.3. Zintegrowane wymogi bankowości

W świetle powyższych ograniczeń warunki bankowości należy definiować nie jako elastyczne wytyczne komercyjne, lecz jako twarde progi tolerancji bilansowej. Aby kapitałochłonna inwestycja strategiczna mogła zostać sfinansowana rynkowo, jej architektura kontraktowa musi gwarantować hermetyczność (ang. *ring-fencing*), całkowite zamknięcie ryzyk konstrukcyjnych (ang. *construction risk*) oraz utrzymanie ryzyk administracyjno-prawnych na poziomie umożliwiającym ich ubezpieczenie (np. polisy Korporacji Ubezpieczeń Kredytów Eksportowych (KUKE)). Długie terminy zapadalności finansowania projektów transformacyjnych (15–20 lat) muszą być w pełni kompatybilne z wewnętrznymi ograniczeniami zarządzania aktywami i pasywami banku (ALM (ang. *asset-liability management*)), kosztem transferu funduszy (FTP) oraz wskaźnikami płynności strukturalnej (ang. *net stable funding ratio*, NSFR). Stopień, w jakim państwowe instytucje rozwojowe potrafią zneutralizować te deficyty na wejściu, determinuje skuteczność całego systemu wsparcia.

2. ARCHITEKTURA PUBLICZNEGO WSPARCIA INWESTYCYJNEGO W UJĘCIU PORÓWNAWCZYM: NIEMCY, FRANCJA, POLSKA

Dobór systemów referencyjnych oparto na celowej strategii (ang. *purposive sampling*) maksymalizującej wariancję instytucjonalną. Kryterium doboru był kontrast instytucjonalny, a nie reprezentatywność statystyczna. Typologia nawiązuje do Mertensa, Thiemanna i Volberdinga (2021), którzy identyfikują dwa paradygmaty interwencji publicznej w UE, czyli model hurtovej stabilizacji płynności (Niemcy) i model scentralizowanej absorpcji ryzyk (Francja). Niemcy

i Francję wybrano z czterech względów. Oba kraje mają najdłuższą w Europie tradycję instytucjonalną (KfW od 1948 r.; Bpifrance od 2013 r., kontynuujący tradycję sięgającą lat 80.), co pozwala obserwować ustabilizowane mechanizmy transmisji. Reprezentują dwa przeciwstawne warianty tej samej zmiennej moderującej, czyli hurtowej stabilizacji płynności oraz scentralizowanej absorpcji ryzyk. Operują w jednorodnym reżimie regulacyjnym (strefa euro, SSM (ang. *Single Supervisory Mechanism*)), wspólna implementacja Międzynarodowego Standardu Sprawozdawczości Finansowej 9 (MSSF 9)), co eliminuje zakłócenie wyników różnicami regulacyjnymi. Wreszcie oba kraje, jako dwie największe gospodarki strefy euro, dysponują znacznie większymi sektorami bankowymi niż Polska. Większa skala bilansów banków oznacza szerszy potencjał substytucji kredytu długiem skarbowym, co czyni je bardziej wymagającym polem weryfikacji hipotezy. Zróźnicowanie modeli zachodnioeuropejskich jest celowe, ponieważ pozwala odróżnić efekty specyficzne dla instrumentarium (hurtowa płynność vs. absorpcja ryzyka) od efektów wynikających z samej obecności sprawnego systemu instytucji rozwojowych. Polska, pozbawiona obu tych elementów w zintegrowanej formie, pełni funkcję naturalnej grupy kontrolnej.

2.1. Model niemiecki: hurtowa stabilizacja płynności i operacjonalizacja zasady Hausbankprinzip

Niemiecka architektura, ustrukturyzowana wokół grupy Kreditanstalt für Wiederaufbau (KfW), jest klasycznym przykładem systemu prewencyjnej, hurtowej stabilizacji rynku kredytowego. Zgodnie z ordoliberalnym paradygmatem komplementarności (niem. *Soziale Marktwirtschaft*) państwo nie substytuuje mechanizmów rynkowych, lecz koryguje ich niedoskonałości. Transmisja zachodzi głównie przez kanał płynnościowo-cenowy, operacjonalizowany przez zasadę banku relacyjnego (niem. *Hausbankprinzip*). KfW nie wchodzi w bezpośrednią relację z beneficjentem, lecz jako agregator płynności emituje obligacje zabezpieczone gwarancją rządu federalnego (rating AAA), pozyskując kapitał po koszcie długu skarbowego, a tani strumień finansowania długoterminowego dystrybuuje jako kredyty preferencyjne do banków komercyjnych, spółdzielczych i oszczędnościowych (trójfilarowa struktura sektora), które przejmują relację z inwestorem i pierwotną ocenę ryzyka.

Niemieckie instrumentarium łączy dostarczanie płynności celowej przez kredyty programowe (niem. *Programmkredite*) z częściowym przejmowaniem ryzyka kredytowego banku relacyjnego (niem. *Haftungsfreistellung*). Bank udzielający kredytu programowego refinansuje go w KfW, a w standardowej formule programu KfW-Unternehmerkredit kredyty inwestycyjne mogły mieć okres do 20 lat, przy stałej stopie przez pierwsze 10 lat (KfW Bankengruppe 2020). Ogranicza to ryzyko niedopasowania ALM, zmniejsza presję na wskaźniki NSFR i LCR oraz obniża koszt transferu funduszy (FTP). Skala przejmowanego ryzyka zależy od programu i sytuacji gospodarczej. W standardowej formule KfW mogła na wniosek banku zwolnić go z odpowiedzialności w 50% (KfW Bankengruppe 2020), natomiast w programie specjalnym, uruchomionym w odpowiedzi na pandemię, zwolnienie wynosiło 90% przy finansowaniu MŚP i 80% przy finansowaniu dużych przedsiębiorstw, a przy kredytach do 3 mln euro KfW rezygnowała z własnej oceny

ryzyka (KfW Bankengruppe 2022). Ponieważ zobowiązania KfW objęte są ustawową gwarancją federalną, ekspozycje wobec niej mogą otrzymać wagę ryzyka 0% na podstawie art. 116 ust. 4 CRR (KfW 2024), a zwolnienie z odpowiedzialności obniża aktywa ważone ryzykiem banku relacyjnego w części objętej ochroną. W programach celowych instrumentarium uzupełniają dopłaty do spłaty kapitału (niem. *Tilgungszuschuss*). W programie nr 295 część kredytu jest umarzana po wykazaniu realizacji inwestycji, a umorzenie zalicza się na ostatnie raty, co obniża zadłużenie i skraca okres kredytowania, nie zmieniając wysokości bieżących rat (KfW Bankengruppe 2025). Architektura ta wyznacza kanał, w którym emisja długu promocyjnego stabilizuje podaż kredytu i pozostaje neutralna wobec akcji kredytowej dla sektora realnego.

2.2. Model francuski: scentralizowana absorpcja ryzyk nieliniowych

Paradygmat francuski reprezentuje odmienne podejście, zorientowane na aktywne kształtowanie rynku (Mazzucato 2013). Charakteryzuje go wysoka centralizacja i integracja instrumentów w ramach jednego podmiotu publicznego, Bpifrance, który celowo łączy w jednym bilansie kompetencje banku rozwoju, agencji gwarancyjnej, ubezpieczyciela eksportowego oraz publicznego funduszu kapitałowego (ang. *private equity/venture capital*), co stanowi o jego unikalności. Głównym zadaniem Bpifrance jest przejmowanie ryzyka technologicznego (innowacje first-of-a-kind), ryzyka budowy (przekroczenia CAPEX) i ryzyka wczesnej fazy, czyli ryzyk nieliniowych i strukturalnych, których sektor bankowy nie potrafi rzetelnie wycenić. Udzielanie długu senioralnego ma w jego działalności znaczenie drugorzędne. Brak historycznych szeregów dla nowatorskich inwestycji uniemożliwia bankom rzetelne oszacowanie PD, co kwalifikuje transakcję do reżimu Supervisory Slotting z wagami ryzyka 115% lub 250%, znacząco obniżając ROE. Bpifrance rozwiązuje ten problem przez zaangażowanie kapitałowe (*equity*), dług podporządkowany (*mezzanine*) i transe pierwszej straty (ang. *first-loss*). Finansując fazę przedinwestycyjną i przyjmując na publiczny bilans ryzyko największej zmienności, poprawia strukturę przepływów projektu i podnosi DSCR długu senioralnego. Gdy projekt trafia do komitetu kredytowego, ryzyko nieliniowe jest już odseparowane (ang. *ring-fencing*), co pozwala zaklasyfikować ekspozycję jako silną (Strong, waga 70% lub 50%). Sektor prywatny może bezpiecznie udzielać finansowania dłużnego, gdyż państwo eliminuje klin regulacyjny i minimalizuje skłonność do realokacji w instrumenty rządowe.

2.3. Model polski: fragmentaryzacja zarządcza i przenoszenie ryzyka systemowego do sektora komercyjnego

Polski model wsparcia publicznego wykazuje odwrócenie logiki systemów zachodnioeuropejskich. Cechuje go zaawansowana fragmentaryzacja zarządcza i izolacja funkcjonalna kluczowych organizacji (Bank Gospodarstwa Krajowego, Polski Fundusz Rozwoju, Korporacja Ubezpieczeń Kredytów Eksportowych). Brak skoordynowanej oferty dla sektora bankowego sprawia, że instrumenty funkcjonują równolegle, zamiast tworzyć synergiczne pakiety mitygacji ryzyka; konsorcja bankowe muszą samodzielnie kompletować zabezpieczenia, ponosząc wysokie

koszty transakcyjne, co wydłuża zamknięcie finansowe i potęguje niepewność decyzyjną. Najważniejszym ograniczeniem jest asymetria funkcjonalna instrumentarium. Polska interwencja jest zdominowana przez paradygmat pasywnego usuwania skutków zawodności rynku (ang. *market-fixing*; Mertens, Thiemann 2018, s. 198), realizowany głównie przez gwarancje *pari passu* redukujące klasyczne ryzyko kredytowe ex post. Zakres instrumentów absorbujących ryzyka strukturalne i nieliniowe jest ograniczony. Ryzyka popytowe, technologiczne i regulacyjne pozostają niemal w całości niezaabsorbowane przez bilans państwa. Konsekwencją jest „płytkość bankowości”. Publiczne gwarancje poprawiają formalne wskaźniki zabezpieczeń, lecz nie usuwają barier tkwiących w bilansach banków. Ponieważ państwo nie przejmuje ryzyka popytu ani ryzyka regulacyjnego, ryzyko systemowe przenosi się do sektora komercyjnego. Modele przepływów pieniężnych uwzględniające założenia stres-testów EBA wykazują wówczas spadek buforów DSCR, a nieprzewidywalność otoczenia prawnego (podkreślana w raportach stabilności NBP) skłania komitety kredytowe do kwalifikowania projektów do restrykcyjnych kategorii Supervisory Slotting. Dysfunkcje instytucjonalne nakładają się tu na asymetryczny klin regulacyjno-fiskalny. Banki w Polsce, zobligowane do maksymalizacji ROE i ograniczone limitami koncentracji z art. 395 CRR, dokonują racjonalnej substytucji aktywów. Istnienie podatku bankowego z ustawowym wyłączeniem skarbowych papierów wartościowych uruchamia mechanizm arbitrażu, skłaniając do odrzucenia finansowania transformacji na rzecz bezpiecznego, płynnego i nieopodatkowanego długu publicznego (Becker, Ivashina 2014, s. 12–13). Wady instytucjonalne polskiego modelu stają się tym samym podażową determinantą makroekonomicznego efektu wypychania.

Zestawienie omówionych reżimów sugeruje, że o skutecznej mobilizacji kapitału prywatnego decyduje nie sama obecność publicznych instytucji rozwojowych, lecz stopień zintegrowania ich instrumentarium z rygorami ostrożnościowymi banków. Hipoteza ta stanowi podstawę weryfikacji empirycznej w kolejnym rozdziale. Różnice prowadzą się do dwóch osi. W wymiarze architektonicznym modele zachodnioeuropejskie opierają się na celowej koordynacji, czyli pełnej centralizacji w Bpifrance albo precyzyjnym podziale ról wokół KfW jako hurtowej kotwicy płynnościowej, podczas gdy model polski jest strukturą addytywną, w której nakładanie się mandatów BGK, PFR i KUKE prowadzi do ograniczeń po stronie zabezpieczeń (ang. *collateral bottleneck*) i konfliktów międzywierzycielskich. W wymiarze instrumentalnym Francja absorbuje ryzyko nieliniowe przez dług podporządkowany (fra. *prêts participatifs*) i komponenty *first-loss* działające jak quasi-kapitał, a Niemcy ograniczają ryzyko płynności i kosztu finansowania przez kredyty programowe refinansowane w KfW na warunkach odpowiadających kredytowi udzielonemu inwestorowi; polskie gwarancje *pari passu* pozostawiają natomiast w bilansach banków ryzyko popytowe, technologiczne i ryzyko wczesnej fazy, a więc kategorie najtrudniejsze do absorpcji. Wyjaśnia to zróżnicowaną efektywność kanałów podaży kredytu. W modelach zachodnioeuropejskich państwo stosuje instrumenty zdejmujące presję z wymogów kapitałowych (RWA) i płynnościowych ex ante, zanim projekt trafi do wewnętrznej procedury oceny kredytowej banku, co pozwala utrzymać dyscyplinę rynkową bez blokowania akcji kredytowej. W Polsce brak opisanej hierarchizacji instrumentów sprawia, że państwo interweniuje punk-

towo i na końcu procesu, adresując jedynie ryzyko kredytowe (gwarancje), bez rozwiązania problemu bankowości u źródła. W połączeniu z asymetrycznym klinem regulacyjno-podatkowym niezaabsorbowane ryzyko systemowe skłania banki do przenoszenia kapitału w stronę długu skarbowego.

3. MODEL PANELOWY I WYNIKI ESTYMACJI

W celu weryfikacji hipotez skonstruowano niezbilansowany model panelowy dla trzech systemów bankowych (polskiego, niemieckiego i francuskiego, $N = 3$), obejmujący 88 obserwacji kwartalnych (1Q2018–2Q2025). Pełny wymiar czasowy ($T = 30$) zachowuje wyłącznie szereg polski; szeregi francuski i niemiecki liczą po 29 obserwacji z uwagi na braki danych. Próg 2018 r. nie jest arbitralny, wejście w życie MSSF 9 (model strat oczekiwanych, ECL (ang. *expected credit loss*)) zmieniło metodologię odpisów oraz raportowanie NPL i CET1, a włączenie wcześniejszych obserwacji wprowadziłoby pęknięcie strukturalne w definicjach zmiennych. Mając na uwadze odmienne własności stochastyczne szeregów oraz konieczność eliminacji regresji pozornej, zmienne wolumenowe przekształcono do pierwszych różnic logarytmów naturalnych, a zmienne w punktach procentowych (CET1, NPL, stopy referencyjne) do pierwszych różnic arytmetycznych, co zapewnia stacjonarność, stabilizuje wariancję i izoluje zmienność cykliczną. Zmienne PKB i GFCF pozyskano bezpośrednio jako tempo zmian, wobec czego nie wymagały dalszej transformacji.

Dane pozyskano ze statystyk EBC, NBP i KNF (dynamika akcji kredytowej sektora niefinansowego oraz portfeli obligacji skarbowych); EBA Risk Dashboard (CET1, NPL); Eurostatu (PKB i nakłady brutto na środki trwałe); oraz EBC i NBP (stopy referencyjne).

Badanie przeprowadzono z wykorzystaniem następującego modelu panelowego:

$$\Delta \text{Kredyty}_{i,t} = \alpha_i + \rho \Delta \text{Kredyty}_{i,t-1} + \beta (\Delta \text{Obligacje}_{i,t} \times D_{\text{Kraj}_i}) + \gamma_1 \text{PKB}_{i,t-1} + \gamma_2 \text{GFCF}_{i,t} + \gamma_3 \Delta \text{CET1}_{i,t} + \gamma_4 \Delta \text{NPL}_{i,t-1} + \gamma_5 \Delta \text{Stopa}_{i,t-1} + \gamma_6 \text{COVID}_t + \varepsilon_{i,t}$$

gdzie poszczególne symbole oznaczają:

- $\Delta \text{Kredyty}_{i,t}$ – dynamikę akcji kredytowej dla sektora niefinansowego w państwie „i” oraz kwartale „t” (zapis z indeksem t-1 oznacza tę samą zmienną opóźnioną o jeden kwartał; konwencja ta obowiązuje dla wszystkich zmiennych modelu),
- α_i – indywidualne efekty stałe, pozwalające na kontrolowanie nieobserwowalnych, niezmiennych w czasie cech strukturalnych badanych systemów bankowych. Indywidualne efekty stałe dla Polski, w sprzężeniu z parametrem interakcyjnym (β), absorbują długoterminowy, strukturalny wpływ lokalnego „klina regulacyjno-podatkowego” (w tym asymetrycznego podatku bankowego oraz kosztów ryzyka prawnego), eliminując konieczność wprowadzania odrębnej zmiennej fiskalnej,
- ρ – parametr autoregresyjny przy opóźnionej zmiennej zależnej,

- β – parametr oceniający siłę zjawiska wypychania (ang. *crowding-out*), wyznaczany dla zmiennej interakcyjnej będącej iloczynem dynamiki portfela obligacji skarbowych ($\Delta \text{Obligacje}_{i,t}$) oraz zmiennej zero-jedynkowej (D_{Kraj_i}) identyfikującej dany system instytucjonalny,
- $\gamma_1 \dots \gamma_6$ – parametry przy zmiennych kontrolnych, którymi są kolejno: dynamika produktu krajowego brutto, dynamika nakładów brutto na środki trwałe (GFCF, ang. *gross fixed capital formation*), zmiana wskaźnika kapitału podstawowego Tier 1 (CET1), zmiana odsetka kredytów zagrożonych (NPL, ang. *non-performing loans*), zmiana stopy referencyjnej właściwego banku centralnego (Europejskiego Banku Centralnego lub Narodowego Banku Polskiego) oraz zmienna binarna COVID_t , przyjmująca wartość 1 w kwartałach objętych szokiem pandemicznym (1Q2020–2Q2021),
- $\varepsilon_{i,t}$ – idiosynkratyczny składnik losowy.

Celowo zrezygnowano z dwukierunkowych efektów statych (ang. *two-way fixed effects*, TWFE), by nie zmniejszać nadmiernie liczby stopni swobody; ewentualne wspólne szoki makroekonomiczne absorbują zmienna kontrolna stopy referencyjnej oraz binarna COVID.

3.1. Wybór estymatora i uzasadnienie metodologiczne

Parametry oszacowano metodą efektów statych w formie metody najmniejszych kwadratów ze zmiennymi zero-jedynkowymi (ang. *least squares dummy variable*, LSDV). Test F względem modelu łączonego (Pooled OLS) formalnie nie dał podstaw do odrzucenia hipotezy o braku efektów indywidualnych ($F = 0,161$; $p = 0,852$), jednak zgodnie z argumentacją Wooldridge'a (2010), przy celowym, nielosowym doborze jednostek test ten traci interpretację decyzyjną. Ponieważ analizowane systemy dobrano celowo jako strukturalnie odrębne, założenie o niezależności efektów indywidualnych od regresorów (leżące u podstaw modeli RE (ang. *random effects*)) jest teoretycznie nieuzasadnione; głęboka heterogeniczność rynków uzasadnia zatem zastosowanie LSDV *a priori*, niezależnie od wskazań testu F. Ograniczony wymiar przekrojowy ($N = 3$) wyklucza estymatory GMM (ang. *generalized method of moments*), w tym Arellano-Bonda, przeznaczone dla paneli o dużym wymiarze przekrojowym i krótkim szeregu czasowym (large N , small T) i wymagające liczby jednostek przekraczającej liczbę warunków momentów; przy $N = 3$ macierz wag GMM jest osobliwa. W tych warunkach LSDV uznano za estymator najbardziej odpowiedni. Włączenie opóźnionej zmiennej zależnej generuje teoretyczne ryzyko obciążenia (błąd Nickella), malejące proporcjonalnie do $1/T$ (Judson, Owen 1999, s. 11–12). Kwestię zweryfikowano parametrycznym bootstrapem korekty obciążenia (MacKinnon, Smith 1998; Kiviet 1995; Bruno 2005) w 500 replikacjach. Szacowane obciążenie parametru autoregresyjnego wyniosło $-0,048$ (7,8% wartości bazowej), spójnie z aproksymacją analityczną ($-0,056$). Kluczowe jest, że błąd Nickella wywiera na parametr wypychania dla Polski *wpływ pomijalny*, gdyż β_{PL} zmienia się z $-0,0925$ na $-0,0926$ (o 0,07%), a 95% przedział bootstrapowy po korekcie $[-0,151; -0,029]$ wyklucza zero. Parametr zachowuje istotność i kierunek. Błąd Nickella nie zniekształca wniosków.

3.2. Diagnostyka wstępna

Weryfikacja stacjonarności była niejednoznaczna na poziomie szeregów krajowych. Test KPSS dał wyniki graniczne dla Niemiec ($p = 0,086$) i Francji ($p = 0,064$), co przy krótkich szeregach odzwierciedla ograniczoną moc testów. Konkluzję oparto na panelowym teście Maddali-Wu, który pozwolił odrzucić hipotezę o pierwiastku jednostkowym ($\chi^2 = 21,08$; $df = 6$; $p = 0,002$), eliminując ryzyko regresji pozornej. Najwyższe znormalizowane wartości uogólnionego współczynnika inflacji wariancji (ang. *generalized variance inflation factor*, GVIF) w postaci $GVIF^{(1/(2 \cdot Df))}$ nie przekroczyły 1,55, co wyklucza nadmierną współliniowość.

3.3. Diagnostyka postestymacyjna: endogeniczność, autokorelacja, heteroskedastyczność

Kluczowym etapem była ocena endogeniczności, zwłaszcza błędu równoczesności (ang. *simultaneity bias*) między dynamiką obligacji a kredytu. Test Durбина-Wu-Hausmana w modelu zmiennych instrumentalnych, szacowanych dwustopniową metodą najmniejszych kwadratów (ang. *instrumental variables / two-stage least squares*, IV/2SLS, instrument: pierwsza opóźniona dynamika obligacji), nie pozwolił odrzucić hipotezy o egzogeniczności na poziomie istotności 0,05 ($p = 0,073$), jednak diagnostyka pierwszego stopnia wykazała słabość instrumentów (F poniżej progu Staigera-Stocka: 0,23–0,60), co odbiera testowi moc i dyskwalifikuje podejście IV/2SLS. Wynik należy interpretować jako brak silnych świadectw endogeniczności, nie jej wykluczenie, co uzasadnia powrót do LSDV. Ujemny związek może przy tym częściowo odzwierciedlać tożsamość bilansową (realokacja jako jedna decyzja portfelowa), co nakazuje ostrożność w interpretacji β jako efektu czysto przyczynowego. Zastrzeżenie to ma charakter ogólny i odnosi się do wszystkich oszacowań prezentowanych w dalszej części. Zagregowany charakter danych oraz krótki okres obserwacji pozwalają na wnioskowanie o współwystępowaniu i kierunku zależności, nie zaś o relacji przyczynowej w sensie ścisłym. Analiza reszt nie wykazała podstaw do odrzucenia hipotezy o braku autokorelacji składnika losowego (test Breuscha-Godfrey, $p = 0,620$), wobec czego przy wykrytej heteroskedastyczności (test Breuscha-Pagana, $p = 0,016$) wyznaczono docelowe parametry z odporną macierzą wariancji-kowariancji, spójną w warunkach heteroskedastyczności i autokorelacji (ang. *heteroskedasticity and autocorrelation consistent*, HAC) w wariancie Neweya-Westa.

Tabela 1. Wyniki estymacji modelu panelowego LSDV
(zmienna objaśniana: $\Delta Kredyty_{i,t}$)

Zmienna objaśniająca	Współczynnik (Błąd standardowy HAC)
Zmienne bazowe i kontrolne	
$\Delta Kredyty_{i,t-1}$	0,6215*** (0,1216)
$\Delta CET1_{i,t}$	-0,8463*** (0,2695)
$\Delta NPL_{i,t-1}$	-2,9246* (1,4728)
$GFCF_{i,t}$	-0,2088*** (0,0518)
$PKB_{i,t-1}$	-0,0247 (0,0482)
$\Delta Stopa_{i,t-1}$	0,0527 (0,2482)
$COVID_t$	-0,0036* (0,0021)
Efekty interakcyjne (wypychanie)	
$\Delta Obligacje_{i,t} \times \text{Niemcy}$	-0,0629 (0,0533)
$\Delta Obligacje_{i,t} \times \text{Francja}$	-0,0488** (0,0223)
$\Delta Obligacje_{i,t} \times \text{Polska}$	-0,0925*** (0,0316)
Statystyki modelu	
Skorygowany R^2	0,619
Liczba obserwacji ($N \times T$)	88

Źródło: opracowanie własne.

Uwaga: W nawiasach podano błędy standardowe estymowane z wykorzystaniem macierzy odpornej HAC Neweya-Westa. Poziomy istotności oznaczono odpowiednio: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Model zawiera oszacowane indywidualne efekty stałe dla państw (odrębne wyrazy wolne), których wartości pominięto w tabeli dla przejrzystości. Zmienne PKB oraz GFCF wyrażono jako dynamikę roczną (r/r) obserwacji kwartalnych i z tego względu nie podlegały dodatkowemu różnicowaniu, dlatego brak przy nich oznaczenia Δ .

3.4. Omówienie wyników estymacji

Wyniki estymacji (tabela 1) wskazują na dobrą zdolność objaśniającą modelu (skorygowany $R^2 = 0,619$), co dla danych różnicowych jest wartością typową. Parametry kontrolne są w większości spójne z teorią. Istotny ujemny wpływ wzrostu CET1 (-0,8463***) jest zgodny z ustaleniem, że banki dostosowują wskaźniki kapitałowe przez redukcję aktywów ważonych ryzykiem, a nie dokapitalizowanie (Gropp i in. 2019, s. 284–285). Wzrost odsetka kredytów zagrożonych w poprzednim kwartale ($\Delta NPL_{t-1} = -2,9246^*$) marginalnie ogranicza podaż kredytu, choć parametr jest niestabilny (zmienia znak w wariancie z opóźnieniami trzeciego rzędu, L3). Dynamika PKB i opóźniona zmiana stopy referencyjnej okazały się nieistotne. Zmienna pan-

demiczna jest marginalnie istotna i ujemna ($\text{COVID} = -0,0036^*$). Mimo wsparcia programów gwarancyjnych BGK, KfW i Bpifrance szoki popytowe przełożyły się netto na niższą dynamikę kredytu korporacyjnego. Ujemna i istotna korelacja nakładów inwestycyjnych z akcją kredytową ($\text{GFCF} = -0,2088^{***}$) sygnalizuje, że wzrost inwestycji w badanym okresie nie był powiązany z ekspansją kredytu bankowego; możliwe wyjaśnienia obejmują wzrost udziału finansowania wewnętrznego, emisje rynkowe lub zmiany w strukturze sektorowej inwestycji. Zagregowany charakter danych uniemożliwia jednak jednoznaczne rozstrzygnięcie. Obserwacja ta dotyczy inwestycji realizowanych w badanym okresie, w znacznej części odtworzeniowych i możliwych do sfinansowania ze środków własnych. Nie przesądza natomiast o zdolności sektora do finansowania kapitałochłonnych przedsięwzięć transformacyjnych, których skala wyklucza finansowanie wewnętrzne. Parametr ten zanika w teście z opóźnioną GFCF ($\beta \hat{=} 0,007$; $p = 0,903$), co nakazuje ostrożność w interpretacji przyczynowej; w tej samej specyfikacji parametr wypychania dla Polski zachował ujemny kierunek ($\beta_{\text{PL}} = -0,060$) przy obniżonej istotności ($p = 0,124$).

3.5. Efekt wypychania: analiza parametrów interakcyjnych

Centralnym elementem analizy jest ewaluacja efektu wypychania przez parametry interakcyjne. Efekt jest istotny statystycznie w Polsce i Francji, lecz nieistotny w Niemczech. Należy przy tym jednak zaznaczyć, że jest to różnica w wykrywalności efektu, a nie potwierdzona statystycznie różnica w jego natężeniu. Kwestię tę rozstrzygają testy równości współczynników omówione poniżej. Przed interpretacją różnic międzykrajowych należy rozstrzygnąć, czy rozbieżności w oszacowaniach punktowych są istotne statystycznie. Testy Walda na równość współczynników interakcyjnych (z odporną macierzą HAC) nie dały podstaw do jej odrzucenia w żadnej parze, tj. Polska–Francja ($F = 1,33$; $p = 0,252$), Polska–Niemcy ($F = 0,24$; $p = 0,628$), Niemcy–Francja ($F = 0,05$; $p = 0,816$) ani łącznie ($F = 0,67$; $p = 0,513$). Dane są więc spójne z jednym wspólnym parametrem wypychania rzędu $-0,06$ do $-0,07$, a podział na współczynniki krajowe nie jest statystycznie uzasadniony. Brak mocy do ich rozróżnienia jest bezpośrednią konsekwencją wąskiego przekroju ($N = 3$) i krótkich szeregów ($T \approx 29\text{--}30$). Ponieważ specyfikacja obejmuje pełny zestaw interakcji dla trzech państw, bez samodzielnego członu dynamiki obligacji, parametry β mają bezpośrednią interpretację krańcową. Przyspieszeniu dynamiki portfela obligacji skarbowych o jeden punkt procentowy towarzyszy w tym samym kwartale spowolnienie dynamiki akcji kredytowej o 0,09 punktu procentowego w Polsce i 0,05 punktu procentowego we Francji. Oszacowania różnią się jednak precyzją. Oparte na błędach standardowych HAC 95-procentowe przedziały ufności wynoszą $[-0,156; -0,029]$ dla Polski i $[-0,093; -0,004]$ dla Francji, wobec ponad dwukrotnie szerszego przedziału dla Niemiec.

3.5.1. System bankowy Niemiec

Współczynnik interakcji okazał się statystycznie nieistotny ($-0,0629$; $p > 0,1$). Wynik ten jest zgodny z ustaleniami z okresu kryzysu zadłużeniowego, według których banki w krajach periferyjnych strefy euro zwiększały ekspozycję na krajowy dług publiczny w reakcji na wzrost

ryzyka kraju, czego nie obserwowano w krajach rdzenia (Battistini, Pagano, Simonelli 2014), a transmisja napięć na rynku długu do akcji kredytowej koncentrowała się w krajach objętych stresem fiskalnym (Altavilla, Pagano, Simonelli 2017). Oszacowanie punktowe jest jednak co do wartości bezwzględnej wyższe niż istotny współczynnik francuski, a jego nieistotność wynika głównie z niskiej precyzji (błąd standardowy 0,053 przy $T=29$). Szeroki przedział ufności $([-0,169; +0,043])$ nie pozwala odróżnić efektu niemieckiego ani od zera, ani od oszacowań dla Polski i Francji. Brak wykrywalnego efektu jest spójny z mechanizmami z rozdziału 2 (Hausbankprinzip, trójfilarowa architektura), wzmocnionymi przez programy skupu aktywów EBC (ang. *asset purchase programme*, APP, oraz *pandemic emergency purchase programme*, PEPP), które nasycaly sektor płynnością.

3.5.2. System bankowy Francji

Zidentyfikowano umiarkowany, ujemny wpływ zakupów obligacji na akcję kredytową $(-0,0488^{**}; p < 0,05)$, odzwierciedlający hybrydowy charakter architektury. Bpifrance częściowo amortyzuje szoki przez instrumenty kapitałowe i transe *first-loss*, lecz silnie skonsolidowany, zorientowany na rynki hurtowe sektor wykazuje skłonność do substytucji ryzykownego kredytu na rzecz płynnych aktywów skarbowych. Wynik francuski jest jednak najmniej odporny. Traci istotność przy opóźnieniach L2/L3 i przy opóźnionej GFCF (gdzie zmienia znak), a bootstrapowy przedział ufności obejmuje zero, wobec czego jego interpretację należy formułować z ostrożnością.

3.5.3. System bankowy Polski

Współczynnik interakcji jest istotny i ma najwyższe oszacowanie punktowe spośród badanych krajów $(-0,0925^{***}; p < 0,01)$, choć jego różnica względem współczynnika francuskiego nie jest istotna statystycznie. Wynik jest spójny z diagnozą instytucjonalną. Napotykając limity koncentracji z art. 395 CRR i alokację w reżimie *supervisory slotting* oraz zniechęcane asymetrycznym klinem regulacyjno-podatkowym, polskie banki transferują kapitał z sektora przedsiębiorstw w stronę nieopodatkowanego długu publicznego, co potwierdza tezę o dysfunkcyjnej fragmentaryzacji modelu, w którym państwo jako pasywny gwarant nie redukuje ryzyk strukturalnych u źródła.

4. WNIOSKI I REKOMENDACJE

Specyfika badania, które można określić jako porównawcze studium sondażowe trzech systemów, nie pozwala na sformułowanie wniosków o charakterze uogólniającym. Wyniki oszacowań są zgodne z tezą, że zdolność państwa do mobilizacji kapitału prywatnego na inwestycje strategiczne zależy od architektury wsparcia. W Niemczech, gdzie funkcjonuje antycykliczny model oparty na KfW i zasadzie Hausbankprinzip, efektu wypychania nie wykryto, natomiast w Polsce okazał się on istotny statystycznie. Bariery wynikające z sekwencji filtrów ostrożnościowych (reżim *supervisory slotting*, limity koncentracji z art. 395 CRR) w zderzeniu z asyme-

trycznym klinem regulacyjno-podatkowym skłaniają sektor do arbitrażu na rzecz nieopodatkowanych obligacji skarbowych. Zniwelowanie luki inwestycyjnej wymaga odejścia od linearnych form wsparcia ku zaawansowanym technikom strukturyzacji ryzyka (ang. *de-risking*) oraz wdrożenia zintegrowanych mechanizmów podporządkowanych w dwóch formach. Instrumenty typu *first-loss funded* (dług podporządkowany lub wkłady *quasi-equity* ze strony PFR) poprawiają wskaźniki DSCR w warunkach stresowych; instrumenty typu *first-loss unfunded* (zabezpieczenia KUKI lub BGK) przenoszą ryzyko popytowe z bilansu banku na sektor publiczny, optymalizując wymogi kapitałowe i zwalniając przestrzeń w limitach koncentracji. Wdrożenie tych instrumentów musi postępować równolegle z ewolucją mandatu instytucji rozwojowych, od pasywnego gwaranta ku aktywnemu paradygmatowi kształtowania rynku (*market-shaping*) i ścisłej koordynacji kapitału publicznego, w której koordynacja działań BGK, PFR i KUKI tworzyłaby spójny punkt kontaktowy dla banków komercyjnych. W badanych przypadkach to państwo, przejmując rolę inwestora pierwszej instancji (ang. *investor of first resort*) na wczesnych etapach cyklu życia megaprojektów, było w stanie ustabilizować ich profil ryzyka do poziomu akceptowalnego dla standardowego rachunku bankowego. Mechanizm ten jest spójny z modelem francuskim (Bpifrance); powyższe rekomendacje oparto jednak przede wszystkim na analizie instytucjonalnej, a nie na różnicy współczynników, której istotności dane nie potwierdzają.

4.1. Ograniczenia badania i kierunki dalszych analiz

Wnioski należy interpretować w świetle ograniczeń metodologicznych. Jednym z głównych ograniczeń jest mała liczebność próby i wynikający z niej niedostatek mocy statystycznej. Trójelementowy zbiór analizowanych systemów ($N = 3$) może ograniczać trafność wniosków dla szerszego zbioru systemów. Zagregowana dynamika kredytu korporacyjnego posłużyła jako przybliżenie (ang. *proxy*) wolumenów finansowania strukturalnego (ang. *project finance*), a horyzont obejmujący 30 kwartałów od 2018 r. wynika ze zmiany strukturalnej (MSSF 9, finalizacja reżimu CRR/CRD). Liczebność 88 obserwacji dla badanych systemów jest skutkiem nakładania się kilku ograniczeń, czyli minimalnego zbioru ($N = 3$), bariery strukturalnej 2018 r. ograniczającej horyzont, różnicowania szeregów pochtaniającego obserwacje początkowe oraz dynamicznej specyfikacji z opóźnieniami (panel jest przy tym niezbilansowany, 29/29/30). W konsekwencji występują duże błędy standardowe kluczowych współczynników, w szczególności dla Niemiec (0,053). Bezpośrednią konsekwencją jest niska moc wyjaśniająca dla najważniejszego pytania o różnice siły efektu między krajami. Przy szerokich przedziałach ufności badanie nie odróżnia efektów rzędu -0,05 od -0,09 (test łączny $p = 0,51$), więc heterogeniczność siły efektu jest hipotezą, nie ustaleniem empirycznym. Obronione pozostają natomiast (i) mierzalny, kierunkowo odporny efekt w Polsce; (ii) jego niewykrywalność w Niemczech; oraz (iii) jakościowa analiza instytucjonalno-porównawcza (rozdziały 1 i 2), niezależna od mocy modelu. Naturalnym kierunkiem dalszych badań jest przejście na dane mikropanelowe z rejestrów kredytowych, zwiększające moc identyfikacji i umożliwiające wewnątrzorganizacyjną dekompozycję awersji do ryzyka.

Stabilność wyników poddano analizie wrażliwości w pięciu specyfikacjach (bazowej, z opóźnieniami L2 i L3, bez okresu pandemicznego i z opóźnioną GFCF). Parametr wypychania dla Polski zachowuje ujemny znak we wszystkich pięciu specyfikacjach, a istotność na poziomie $\alpha = 0,05$ w trzech z nich (bazowa $p = 0,005$; L2 $p = 0,002$; L3 $p = 0,001$); traci ją po wyłączeniu pandemii ($p = 0,108$) i przy opóźnionej GFCF ($p = 0,124$). Kierunek efektu jest stabilny, lecz jego siła statystyczna zależy od specyfikacji i ujawnia się najsilniej w warunkach gwałtownych szoków podaźowych długu publicznego.

PODSUMOWANIE

Łącząc analizę instytucjonalno-porównawczą z modelowaniem panelowym, badanie dostarcza argumentów, że dysfunkcjonalność architektury wsparcia jest mierzalną, podaźową determinantą efektu wypychania. Nie potwierdzono natomiast, by efekt różnił się systematycznie między modelami instytucjonalnymi, stąd ostrożność w kwalifikacji wyników i określenie ich mianem hipotezotwórczych.

Analiza instytucjonalna przeprowadzona w rozdziałach 1 i 2 ukazała wypychanie jako wypadkową właściwości architektury systemów, a nie prosty skutek ekspansji fiskalnej. Modele zachodnioeuropejskie przewencyjnie neutralizują bariery bilansowe *ex ante* (niedopasowanie terminów zapadalności w Niemczech, niemierzalne ryzyko technologiczne i popytowe we Francji, karne wagi ryzyka w reżimie *supervisory slotting*), podczas gdy polskie gwarancje *pari passu* w warunkach silosowości BGK, PFR i KUKE tych deficytów nie adresują, przenosząc ryzyko do bilansów komercyjnych. Empiryczna weryfikacja (LSDV, 88 obserwacji) potwierdziła istotny efekt w Polsce i Francji, nieobecny w Niemczech, ale testy równości współczynników nie wykazały różnic w jego sile ($p = 0,51$). Hipoteza H1 została potwierdzona z zastrzeżeniem, że kierunek efektu jest stabilny we wszystkich pięciu specyfikacjach, lecz istotność statystyczna występuje tylko w trzech z pięciu. Natomiast H2 pozostaje ramą interpretacyjną wymagającą danych o większej mocy.

Artykuł łączy dwa dotychczas rozdzielne nurty badawcze, czyli analizę sprzężenia skarbowo-bankowego oraz ocenę efektywności instytucji finansowania rozwoju, w jednolitej ramie ekonometrycznej uwzględniającej heterogeniczność architektury wsparcia. Koncepcja „architektury absorpcji ryzyk strukturalnych” jako zmiennej moderującej efekt wypychania wprowadza także kategorię analityczną wykraczającą poza klasyczne wskaźniki wolumenowe (wartość gwarancji, liczba projektów) ku diagnozie funkcjonalnej zdolności systemu do neutralizacji barier bilansowych banków.

Wyniki przeprowadzonych analiz mają bezpośrednie implikacje dla reformy polskiej architektury wsparcia, a w wymiarze europejskim są spójne z debatą nad pogłębieniem Unii Rynków Kapitałowych (Komisja Europejska 2020; Eurogrupa 2024) i reformą mandatów narodowych banków prorozwojowych ku większej integracji z wymogami ostrożnościowymi; postulowana

na gruncie analizy instytucjonalnej skuteczność modelu typu Bpifrance może stanowić punkt odniesienia dla krajów reformujących własne instrumenty.

Polska gospodarka wchodzi w okres bardzo wysokiego zapotrzebowania na kapitał transformacyjny przy ograniczonej przestrzeni fiskalnej. Badanie wskazuje, że zdolność sektora bankowego do sfinansowania tej transformacji zależy nie tylko od uwarunkowań makroekonomicznych i regulacyjnych, lecz także od wyboru między pasywnym naprawianiem zawodności rynku a aktywnym kształtowaniem warunków, w których kapitał prywatny może podjąć ryzyko niemożliwe do samodzielnego udźwignięcia, zgodnie z koncepcją państwa przedsiębiorczego (Mazzucato 2013).

BIBLIOGRAFIA

- Altavilla C., Pagano M., Simonelli S. (2017), *Bank exposures and sovereign stress transmission*, „Review of Finance”, 21(6).
- Battistini N., Pagano M., Simonelli S. (2014), *Systemic risk, sovereign yields and bank exposures in the euro crisis*, „Economic Policy”, 29(78).
- Becker B., Ivashina V. (2014), *Financial Repression in the European Sovereign Debt Crisis*, Working Paper. Swedish House of Finance Research Paper No. 14–13.
- Broner F., Erce A., Martin A., Ventura J. (2014), *Sovereign debt markets in turbulent times: Creditor discrimination and crowding-out effects*, „Journal of Monetary Economics”, 61.
- Bruno G. S. F. (2005), *Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models*, „Economics Letters”, 87(3).
- Elmendorf D. W., Mankiw N. G. (1999), *Government debt*, [w:] J. B. Taylor, M. Woodford (red.), *Handbook of Macroeconomics* (vol. 1, s. 1615–1669). Elsevier.
- Eurogrupa (2024), *Statement of the Eurogroup in inclusive format on the future of Capital Markets Union*.
- European Central Bank (2023), *Statistical Data Warehouse: Banking structural financial indicators*. <https://sdw.ecb.europa.eu> (dostęp: 23.05.2026).
- Gropp R., Mosk T., Ongena S., Wix C. (2019), *Banks response to higher capital requirements: Evidence from a quasi-natural experiment*, „Review of Financial Studies”, 32(1).
- Hauner D. (2009), *Public debt and financial development*, „Journal of Development Economics”, 88(1).
- Jiménez G., Ongena S., Peydró J.-L., Saurina J. (2017), *Macroprudential policy, countercyclical bank capital buffers and credit supply: Evidence from the Spanish dynamic provisioning experiments*, „Journal of Political Economy”, 125(6).
- Judson R. A., Owen, A. L. (1999), *Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists*, „Economics Letters”, 65(1).

KfW Bankengruppe (2020), Merkblatt KfW-Unternehmerkredit (Produktnummer 037/047, Bestellnummer 600 000 0188, Stand 01.01.2020). KfW.

KfW Bankengruppe (2022), Merkblatt KfW-Unternehmerkredit, KfW-Sonderprogramm 2020 (Produktnummer 037/047, Bestellnummer 600 000 0188, Stand 01.01.2022). KfW.

KfW Bankengruppe (2025), Merkblatt Kredit Nr. 295. Bundesförderung für Energie- und Ressourceneffizienz in der Wirtschaft (Bestellnummer 600 000 4389, Stand 12/2025). KfW.

KfW (2024), KfW Financial Report 2023. Combined Management Report. KfW.

Kiviet J. F. (1995), *On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models*, „Journal of Econometrics”, 68(1).

Kumhof M., Tanner E. (2005), *Government debt: A key role in financial intermediation*, IMF Working Paper WP/05/57.

Komisja Europejska (2020), Plan działania na rzecz unii rynków kapitałowych. Komunikat COM(2020) 590 final.

Laubach T. (2009), *New evidence on the interest rate effects of budget deficits and debt*, „Journal of the European Economic Association”, 7(4).

MacKinnon J. G., Smith A. A. (1998), *Approximate bias correction in econometrics*, „Journal of Econometrics”, 85(2).

Mazzucato M. (2013), *The Entrepreneurial State: Debunking Public vs. Private Sector Myths*, Anthem Press.

Mertens D., Thiemann M. (2018), *Market-based but state-led: The role of public development banks in shaping market-based finance in the European Union*, „Competition & Change”, 22(2).

Mertens D., Thiemann M., Volberding P. (2021), *The Reinvention of Development Banking in the European Union: Industrial Policy in the Single Market and the Emergence of a Field*, Oxford University Press.

Ministerstwo Klimatu i Środowiska (2024), Projekt aktualizacji Krajowego planu na rzecz energii i klimatu (KPEiK) na lata 2021–2030, <https://www.gov.pl/web/energia/ministerstwo-energii-opublikowalo-projekt-krajowego-planu-w-dziedzinie-energii-i-klimatu-do-2030-i-2040-roku-to-kluczowy-dokument-dla-polskiej-energetyki-i-polskiej-gospodarki> (dostęp: 23.05.2026).

Nickell S. J. (1981), *Biases in dynamic models with fixed effects*, „Econometrica”, 49(6).

Popov A., Van Horen N. (2015), *Exporting sovereign stress: Evidence from syndicated bank lending during the euro area sovereign debt crisis*, „Review of Finance”, 19(5).

Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, (wyd. 2), MIT Press.

Akty prawne

Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 575/2013 z dnia 26 czerwca 2013 r. w sprawie wymogów ostrożnościowych dla instytucji kredytowych i firm inwestycyjnych, zmieniające rozporządzenie (UE) nr 648/2012 (CRR), Dz. Urz. UE L 176 z 27.06.2013.

Dyrektywa Parlamentu Europejskiego i Rady 2013/36/UE z dnia 26 czerwca 2013 r. w sprawie warunków dopuszczenia instytucji kredytowych do działalności oraz nadzoru ostrożnościowego nad instytucjami kredytowymi i firmami inwestycyjnymi, zmieniająca dyrektywę 2002/87/WE i uchylająca dyrektywy 2006/48/WE oraz 2006/49/WE (CRD IV), Dz. Urz. UE L 176 z 27.06.2013.

Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) 2016/1011 z dnia 8 czerwca 2016 r. w sprawie indeksów stosowanych jako wskaźniki referencyjne w instrumentach finansowych i umowach finansowych lub do pomiaru wyników funduszy inwestycyjnych i zmieniające dyrektywy 2008/48/WE i 2014/17/UE oraz rozporządzenie (UE) nr 596/2014 (BMR), Dz. Urz. UE L 171 z 29.06.2016.

Rozporządzenie Komisji (UE) 2016/2067 z dnia 22 listopada 2016 r. zmieniające rozporządzenie (WE) nr 1126/2008 przyjmujące określone międzynarodowe standardy rachunkowości zgodnie z rozporządzeniem (WE) nr 1606/2002 Parlamentu Europejskiego i Rady w odniesieniu do Międzynarodowego Standardu Sprawozdawczości Finansowej 9 (MSSF 9), Dz. Urz. UE L 323 z 29.11.2016.