

# Związek między wojną w Ukrainie a kształtowaniem się relacji depozytów do kredytów w bankach w Polsce

Paweł Węgrzyn\*, Anna Topczewska<sup>#</sup>

Nadesłany: 5 stycznia 2023 r. Zaakceptowany: 22 lutego 2023 r.

---

## Streszczenie

Celem artykułu jest identyfikacja związku między wojną w Ukrainie a kształtowaniem się relacji depozytów do kredytów w bankach w Polsce. Autorzy sformułowali hipotezę badawczą, zgodnie z którą wojna w Ukrainie negatywnie oddziałuje na relację depozytów do kredytów w bankach w Polsce. W celu weryfikacji przyjętej hipotezy badawczej stworzono model autoregresji wektorowej (VAR), który posłużył do przygotowania prognozy poziomu depozytów i kredytów bankowych po inwazji Rosji na Ukrainę. Następnie zweryfikowano, wykorzystując nieparametryczny test znaków rangowych Wilcoxona, czy prognozowane zmienne oraz obliczony na ich podstawie wskaźnik istotnie różniły się od danych rzeczywistych. Wyniki badań potwierdziły negatywny wpływ wojny w Ukrainie na poziom wskaźnika przedstawiającego stosunek depozytów do kredytów w bankach w Polsce.

---

**Słowa kluczowe:** banki, odpływ depozytów, wojna w Ukrainie, wpływ wojny na banki, relacja depozytów do kredytów

**JEL:** E44, F3, F51 G15, H56

---

\* Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Katedra Geografii Ekonomicznej; e-mail: pwegrz@sgh.waw.pl;  
ORCID: 0000-0001-8963-2765.

<sup>#</sup> Wyższa Szkoła Bankowa w Warszawie; e-mail: anna.topczewska@wsb.warszawa.pl; ORCID: 0000-0001-8848-4609.

## 1. Wstęp

Rosyjska militarna inwazja na Ukrainę ma katastrofalny wpływ na życie mieszkańców zaatakowanego kraju. Działania wojenne przyniosły śmierć i cierpienie milionom obywateli Ukrainy, zniszczyły ich domy, miasta oraz infrastrukturę. Wojna spowodowała również załamanie ukraińskiej gospodarki, prowadząc do ogromnych strat ekonomicznych, które będą odczuwalne długo po zakończeniu konfliktu zbrojnego (Płeskać 2015). Działania wojenne w Ukrainie przyczyniły się do największego załamania gospodarczego w historii tego kraju. W stosunku do analogicznych okresów poprzedniego roku PKB Ukrainy spadł w pierwszym kwartale 2022 r. o 19,1%, a w drugim o 37,2%. Od początku roku do końca trzeciego kwartału 2022 r. PKB Ukrainy skurczył się zatem o ponad jedną trzecią (Matuszak 2022).

Z uwagi na silne powiązania ekonomiczne współczesnych gospodarek konflikt oddziałuje jednak nie tylko na państwa bezpośrednio w niego zaangażowane, lecz także na inne kraje – w szczególności sąsiadujące z nimi. Wojna tocząca się za naszą wschodnią granicą wywołała ogromny szok gospodarczy w Polsce, przyczyniając się do spowolnienia wzrostu gospodarczego, do podniesienia inflacji oraz spadku inwestycji i produkcji, będącego konsekwencją zaburzeń w łańcuchach dostaw. Do tego należy dodać ogromną niepewność wpływającą na sytuację na globalnych rynkach finansowych i powodującą m.in. deprecjację polskiej waluty. Ostateczne koszty ekonomiczne trwającej wojny oraz jej wpływ na poszczególne sektory gospodarki zależą przede wszystkim od rozwoju sytuacji polityczno-militarnej oraz okresu, w jakim prowadzone będą działania militarne. Niemniej już teraz można przyjąć, że działania te są istotne dla funkcjonowania polskiej gospodarki, a w rezultacie także dla funkcjonowania krajowego sektora finansowego. Z uwagi na dominujący udział sektora bankowego w sektorze finansowym w Polsce<sup>1</sup>, a także ze względu na skalę jego oddziaływania na pozostałe sektory rynku finansowego w artykule podjęto próbę identyfikacji związku między wojną w Ukrainie a kształtowaniem się relacji depozytów do kredytów w bankach w Polsce. Jest to zasadne, ponieważ wspomniana relacja zależy od zmiennych (depozytów i kredytów), które mogą silnie reagować na zmiany wysokości kosztu finansowania oraz poziomu ryzyka (w tym związanego z konfliktem zbrojnym).

Autorzy założyli, że wojna w Ukrainie i jej negatywny wpływ na otoczenie makroekonomiczne w Polsce przyczynią się zarówno do obniżenia wartości depozytów bankowych, jak i do zmniejszenia popytu na finansowanie (spadek wartości kredytów bankowych). Odpływ depozytów bankowych będzie przy tym większy aniżeli ograniczenie wartości udzielanych kredytów. Na tej podstawie przyjęto hipotezę badawczą, że wojna w Ukrainie negatywnie oddziałuje na relację depozytów do kredytów w bankach w Polsce.

## 2. Sektor bankowy w Polsce przed wybuchem wojny w Ukrainie

Po okresie stagnacji oraz niepewności związanej z rozprzestrzenianiem się pandemii COVID-19 rok 2021 przyniósł istotną poprawę warunków społeczno-gospodarczych w Polsce. Wprawdzie na początku 2021 r. część obostrzeń wprowadzonych z powodu zagrożenia epidemicznego była utrzymywana i rzeczywistość ekonomiczna nadal kształtowała się pod wpływem COVID-19, jednak druga połowa roku przyniosła poprawę sytuacji. Znalazło to niemal natychmiastowe odzwierciedlenie w danych z gospo-

<sup>1</sup> Zgodnie z danymi UKNF suma bilansowa sektora bankowego na koniec grudnia 2021 r. stanowiła ponad 72% wszystkich aktywów polskiego sektora finansowego.

darki realnej. W drugiej połowie 2021 r. szczególnie szybko rosła konsumpcja i sprzedaż detaliczna oraz – w umiarkowanym stopniu – inwestycje. Finalnie PKB Polski w cenach stałych wzrósł w 2021 r. o 5,7% (2,5% w roku poprzednim). Poprawie sytuacji gospodarczej towarzyszył w 2021 r. coraz silniejszy wzrost inflacji spowodowanej rosnącymi cenami surowców energetycznych (węгля, gazu ziemnego, ropy naftowej) oraz przedłużającymi się zakłóceniami w globalnych łańcuchach dostaw, jak również silnym popytem wewnętrznym stymulowanym przez ekspansywną politykę fiskalną w okresie pandemii COVID-19. W rezultacie średnioroczna inflacja CPI w 2021 r. ukształtowała się na poziomie 5,1% wobec 3,4% w 2020 r. (GUS 2022). W obliczu nasilającej się presji inflacyjnej pod koniec 2021 r. Rada Polityki Pieniężnej (RPP) rozpoczęła cykl podwyżek stóp procentowych.

Dynamicznemu ożywieniu gospodarczemu oraz przybierającej na sile presji inflacyjnej towarzyszyła poprawa sytuacji na rynku pracy, znajdująca odzwierciedlenie w spadku stopy bezrobocia oraz wzroście wynagrodzeń. W rezultacie przeciętne wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiębiorstw w 2021 r. wzrosło o 11,2% względem poprzedniego roku przy stopie bezrobocia rejestrowanego na koniec 2021 r. na poziomie 5,4%; rok wcześniej wskaźnik ten wyniósł 6,3% (GUS 2022).

Wychodzeniu z pandemii towarzyszyło również ożywienie na rynku kapitałowym, wynikające z odpływu środków finansowych z nisko oprocentowanych depozytów bankowych (rezultat skrajnie niskich stóp procentowych na przełomie 2020 i 2021 r. i w pierwszej połowie 2021 r.), jak również ze wzrostów indeksów na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW). W 2021 r. o ponad 21% zwiększyła się wartość indeksu WIG, a WIG20 wzrósł o 14,3%. W efekcie w 2021 r. zwiększyła się również wartość aktywów zarządzanych przez towarzystwa funduszy inwestycyjnych (o 7,7% względem 2020 r.) oraz wartość aktywów klientów zapisanych na rachunkach w domach maklerskich – o 44,2% względem 2020 r. (UKNF 2022c).

Zgodnie z danymi Urzędu Komisji Nadzoru Finansowego (UKNF 2022b) suma bilansowa polskiego sektora bankowego (banki komercyjne, banki spółdzielcze oraz oddziały instytucji kredytowych) na koniec grudnia 2021 r. wyniosła 2572,5 mld zł i stanowiła 72,2% aktywów całego sektora finansowego.

Zgodnie z danymi z tabeli 1 w strukturze aktywów polskiego sektora bankowego dominowały kredyty<sup>2</sup> i inne należności. Na koniec 2021 r. stanowiły 55,6% sumy bilansowej Średnie roczne tempo wzrostu (CAGR, ang. *compound annual growth rate*)<sup>3</sup> kredytów w analizowanym okresie (2015–2021) ukształtowało się na poziomie 4,5%, co w porównaniu ze średnim rocznym tempem wzrostu aktywów ogółem na poziomie 8,3% wskazywało na systematyczne zmniejszanie się udziału kredytów w aktywach sektora bankowego z poziomu 69% w 2015 r. (spadek o 13,4 pkt proc.). Spadkowi udziału kredytów w aktywach sektora bankowego towarzyszył wzrost udziału dłużnych papierów wartościowych (głównie obligacji skarbowych) z 21,9% na koniec 2015 r. do 29,4% w 2021 r. (UKNF 2022b). Na koniec 2021 r. głównym źródłem finansowania banków były natomiast depozyty, stanowiące 72,7% sumy bilansowej i cechujące się szybkim wzrostem (CAGR na poziomie 9%). Blisko dwukrotnie szybsze tempo wzrostu wartości depozytów bankowych w porównaniu z tempem wzrostu wartości kredytów powodowało dynamiczny wzrost wskaźnika przedstawiającego relację depozytów do kredytów w bankach w Polsce. Wskaźnik ten wzrastał systematycznie z poziomu 101,4% w 2015 r. do 130,7% w 2021 r. (wzrost o 29,3 pkt proc.).

<sup>2</sup> Istotnym składnikiem kredytów były kredyty mieszkaniowe, w tym denominowane we franku szwajcarskim (CHF) bądź indeksowane do tej waluty. Poza standardowym ryzykiem kredytowym generowały również ryzyko prawne związane z toczącymi się postępowaniami sądowymi w sprawie unieważniania umów kredytowych tego rodzaju.

<sup>3</sup> CAGR, skumulowany roczny wskaźnik wzrostu, obliczany zgodnie ze wzorem:

$$CAGR(t_0 - t_1) = \left( \frac{\text{Wartość końcowa w roku } t_1}{\text{Wartość początkowa w roku } t_0} \right)^{\frac{1}{n}} - 1, \text{ gdzie } n = \text{liczba lat.}$$

Jeśli chodzi o sytuację płynnościową krajowego sektora bankowego na koniec 2021 r., średnia wartość wskaźnika płynności krótkoterminowej (LCR, ang. *liquidity coverage ratio*)<sup>4</sup> wyniosła 176% przy wymaganym minimum wynoszącym 100%. Wskaźnik stabilnego finansowania (NSFR, ang. *net stable funding ratio*)<sup>5</sup> także przewyższał wymagany poziom 100% i na koniec 2021 r. wyniósł 147% (UKNF 2022b). Sugeruje to, że pomimo niekorzystnych uwarunkowań zewnętrznych i wewnętrznych, powstałych m.in. w rezultacie wprowadzonego stanu zagrożenia epidemicznego w 2020 r., nie została zachwiana stabilność sektora bankowego.

Duże znacznie w tym kontekście miały działania instytucji publicznych: regulatora, nadzorca, a także banku centralnego, kierowane nie tylko do podmiotów sektora finansowego (przełożenie terminów wdrożenia niektórych regulacji bankowych, dostosowania i odstąpienia w zakresie nadzorczych wymogów kapitałowych i płynnościowych, zmiany wysokości buforów makroostrożnościowych, wprowadzenie programu skupu obligacji skarbowych), lecz także do gospodarstw domowych oraz przedsiębiorstw (moratoria kredytowe, subsydia bezpośrednie, preferencyjne warunki kredytowania). Z punktu widzenia sektora bankowego działania te pozwoliły uniknąć pogorszenia jakości portfela kredytowego, zatrzymania akcji kredytowej skierowanej do przedsiębiorstw i gospodarstw domowych oraz pogorszenia wskaźników płynnościowych i kapitałowych, a także zapobiegły zachwianiu stabilności całego sektora finansowego.

### 3. Kanały oddziaływania wojny w Ukrainie na funkcjonowanie rynku finansowego w Polsce

Zaprezentowane we wcześniejszym rozdziale wyniki sektora bankowego zapewniały względnie korzystne perspektywy jego rozwoju w kolejnych miesiącach. Jednak w momencie inwazji Rosji na Ukrainę – 24 lutego 2022 r. – nastąpiła diametralna zmiana i ogromny wzrost niepewności co do kształtowania się sytuacji gospodarczej Polski oraz stabilności sektora finansowego. Dopóki konflikt trwa, niezmiernie trudno jest przewidzieć ostateczne koszty wojny oraz jej wpływ na polską gospodarkę. Jak wskazuje Jakubowski (2016), konsekwencje konfliktów mają wielopłaszczyznowy, wieloaspektowy oraz długotrwały charakter i na wiele lat ograniczają możliwości rozwojowe krajów. Postępująca globalizacja oraz powiązania ekonomiczno-gospodarcze istotnie wpływają również na kraje niezaangażowane bezpośrednio w konflikt zbrojny, zwłaszcza na kraje sąsiadujące. W szczególnie niekorzystnej sytuacji pod względem geopolitycznym znajduje się Polska, granicząca z Ukrainą, Rosją oraz Białorusią, z której terytorium wojska rosyjskie przeprowadziły atak na Ukrainę w pierwszych dniach wojny. Lokalizacja Polski – oddzielającej Europę Zachodnią od Europy Wschodniej, w tym Rosji – ma strategiczne znaczenie również według teorii Heartlandu (północna, centralna i wschodnia część kontynentu euroazjatyckiego), opracowanej przez Mackindera (Dobija 2019, s. 45). Zgodnie z tą teorią, „kto panuje nad Wschodnią Europą, panuje nad Heartlandem; kto panuje nad Heartlandem, panuje nad Światową Wyspą; kto panuje nad Światową Wyspą, panuje nad światem” (Eberhardt 2011, s. 252). Ryzyko dla Polski wynika zatem z tego, że jako kraj w większości nizinny stanowi nietrudny do przemierzenia bufor pomiędzy wschodem a zachodem Europy. Jest to istotne zwłaszcza w sytuacji obecnego konfliktu, który staje się początkiem nowej zimnej wojny, jednak tym razem z Polską po drugiej stronie „żelaznej kurtyny”.

<sup>4</sup> Wskaźnik LCR prezentuje relację aktywów płynnych do wypływów netto.

<sup>5</sup> Wskaźnik NSFR ilustruje relację funduszy własnych oraz obcych stabilnych funduszy do aktywów niepłynnych i aktywów o ograniczonej płynności. Jest obliczany przy założeniu, że występuje sytuacja kryzysowa.

Biorąc powyższe pod uwagę, należy zdawać sobie sprawę z wpływu wojny w Ukrainie na gospodarkę Polski, w tym z jej wpływu na sektor bankowy, którego sprawne i efektywne działanie – przez umożliwienie przepływu środków finansowych pomiędzy dawcami a biorcami płynności – przyczynia się do wzrostu konsumpcji, produkcji i wydajności gospodarki (Mishkin 2013, s. 54). Możliwe kanały oddziaływania wojny w Ukrainie na polski sektor bankowy przedstawił m.in. Narodowy Bank Polski (NBP 2022b). Bank centralny wskazał na występowanie trzech kanałów oddziaływania, z których każdy ma inną siłę i mechanizm wpływu na krajowy rynek finansowy. Pierwszym, bezpośrednim kanałem oddziaływania są ekspozycje bilansowe i pozabilansowe brutto na aktywa krajów bezpośrednio zaangażowanych w konflikt (Rosja, Białoruś, Ukraina). Drugi kanał – również bezpośredni – związany jest z podwyższoną zmiennością i wzrostem premii za ryzyko, które wpływają na wartość ekspozycji bankowych wycenianych według wartości rynkowej. W przypadku Polski szczególne znaczenie mają w tym kontekście obligacje skarbowe, co wynika z dużego udziału tych papierów wartościowych w bilansach banków na tle innych państw Unii Europejskiej (Bańbuła, Borsuk 2022). Spadek wartości obligacji znalazłby odzwierciedlenie w kapitałach banków, przez co zmniejszyłyby się ich fundusze własne. Do kanału drugiego zalicza się również konsekwencje wzrostu zmienności na rynku walutowym oraz rynku surowców energetycznych, rolnych i metali, pogłębiające presję inflacyjną. Ekspansywna polityka pieniężna w takich warunkach może się z kolei przyczynić do głębszej korekty na rynku akcji oraz zwiększenia napięć na rynkach finansowych. Trzeci kanał obejmuje natomiast czynniki podażowe i popytowe, które wpływają na sektor finansowy w sposób pośredni. Na zagregowaną podaż szczególnie silnie będą oddziaływać zakłócenia w łańcuchach dostaw i ograniczenia handlowe (w tym sankcje), a na zagregowany popyt – rosnąca inflacja oraz niepewność co do kształtowania się sytuacji społeczno-gospodarczej. Do wzrostu inflacji będą się przyczyniać przede wszystkim ceny zbóż i olejów, nawozów azotowych oraz surowców energetycznych, a także deprecjacja złotego (PIE 2022). Z uwagi na to, że żywność ma istotny udział w wydatkach konsumpcyjnych w Polsce (15,6% – powyżej średniej dla UE), wzrost cen w tej kategorii może spowodować, że pogłębi się spadek dochodów rozporządzalnych. W następstwie obniży to skłonność do konsumpcji, będącej motorem rozwoju gospodarczego w Polsce w ostatnich latach (GUS 2022).

Spłot powyższych uwarunkowań może w średnim oraz dłuższym terminie powodować wzrost ryzyka kredytowego w bankach (na skutek zmniejszenia rozporządzalnych dochodów gospodarstw domowych), zaostrzenie polityki kredytowej oraz spadek inwestycji prywatnych. Niespotykane dotychczas połączenie negatywnych czynników może się przyczynić do powstania poważnych problemów w gospodarce realnej, które z kolei mogą mieć bezpośredni wpływ na pogarszanie się sytuacji instytucji finansowych, w tym z sektora bankowego, zagrażające jego stabilności.

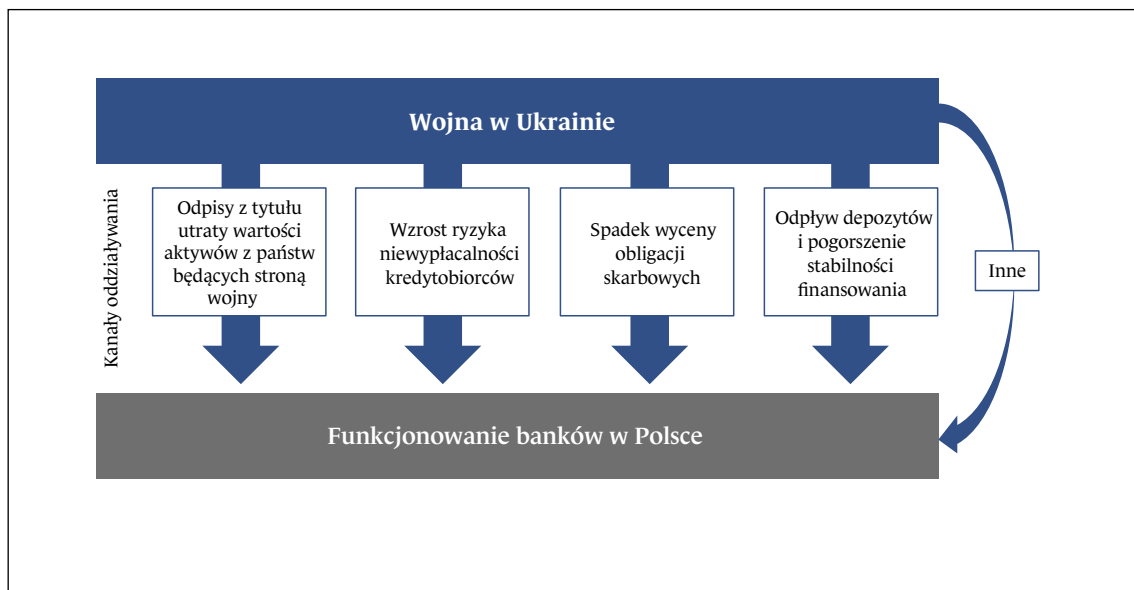
Na inne zagrożenia dla sektora bankowego wskazuje m.in. Kichurchak (2019, s. 145–146). Według niego wojna – również niekonwencjonalna – stwarza warunki do zmniejszenia zaufania do instytucji bankowych, co stanowi poważne zagrożenie dla bezpieczeństwa ekonomicznego kraju w wyniku wycofywania depozytów z systemu bankowego. Jak twierdzi Gurgul (2010, s. 86), nagły odpływ depozytów przyczynia się do pogłębienia spadku zaufania do danej instytucji finansowej, a w dłuższej perspektywie może doprowadzić nawet do jej bankructwa. Należy zatem wyodrębnić czwarty potencjalny kanał oddziaływania wojny w Ukrainie na sektor bankowy w Polsce – jest nim możliwy odpływ depozytów bankowych. Co ważne, bynajmniej nie dotyczy to wyłącznie państw bezpośrednio zaangażowanych w konflikt zbrojny.

Dotychczas oddziaływanie wojny na odpływ depozytów było badane głównie w odniesieniu do Ukrainy oraz Rosji (Polova 2022; Astrov i in. 2022). W ocenie autorów zasadne jest podjęcie badań nad wpływem tej wojny na odpływ depozytów w Polsce, zwłaszcza że depozyty są głównym źródłem finansowania banków w Polsce, a ich nagły odpływ może generować ryzyko płynnościowe (Węgrzyn 2022, s. 406).

Aby uzyskać szerszy obraz oddziaływania wojny w Ukrainie na odpływ depozytów w Polsce, przeprowadzono badania wpływu wojny na wskaźnik odzwierciedlający relację depozytów do kredytów bankowych, który jest również uznawany za miarę stabilności finansowania sektora bankowego (Pyka 2008, s. 37). Mabwe oraz Jaffar (2022, s. 353) podkreślają, że wskaźnik ten może być wykorzystywany przez organy zarówno mikro-, jak i makroostrożnościowe do przeciwdziałania ryzyku płynności w sektorze bankowym. Z perspektywy sytuacji płynnościowej pożądane jest, aby opisywany wskaźnik osiągał jak najwyższe wartości (Noor, Rosyid 2018, s. 89). Niektórzy autorzy podkreślają jednak, że niższy poziom wskaźnika oznacza większą skuteczność banku w wykorzystywaniu zgromadzonych środków finansowych, które mogą być przekształcone w kredyty (Jha, Hui 2012, s. 7607). Niższy poziom wskaźnika może zatem pozytywnie wpływać na rentowność banków (Saleh, Winarso 2021, s. 434).

Rysunek 1

Główne kanały oddziaływania wojny w Ukrainie na sektor bankowy w Polsce



Źródło: opracowanie własne.

Należy zaznaczyć, że badania związku pomiędzy wojną w Ukrainie a odpływem depozytów z polskiego sektora bankowego (wykorzystywanego do obliczania wskaźnika depozytów do kredytów) nie mogą być przeprowadzone w sposób zbliżony do tego, który wykorzystali autorzy badający odpływ depozytów w Ukrainie czy Rosji. Polegał on na obliczeniu procentowej zmiany poziomu depozytów przed inwazją Rosji na Ukrainę i po niej (por. Polova 2022; Astrov i in. 2022). Wynika to stąd, że w kraju, któ-

ry nie jest bezpośrednio zaangażowany w wojnę, jej wpływ na zmianę poziomu depozytów nie jest tak oczywisty i może mieć inne przyczyny. Zastosowanie takiego samego podejścia mogłoby spowodować, że zmiana poziomu depozytów wywołana innymi czynnikami ekonomicznymi zastałaby błędnie uznana za skutek wojny w Ukrainie. Dodatkowo oddziaływanie wojny na odpływ depozytów w poszczególnych krajach może być różne w zależności od przyjętego systemu ochrony depozytów bankowych<sup>6</sup>. Jednym z jego celów jest zwiększenie poczucia bezpieczeństwa obywateli i zmniejszenie zagrożenia paniką bankową. Innym czynnikiem, który może różnicować poziom odpływu depozytów w przypadku wystąpienia szoku zewnętrznego, jest udział walut obcych w strukturze depozytów. Zmniejszenie udziału walut obcych w depozytach bankowych może zwiększyć ryzyko odpływu depozytów w przypadku gwałtownej deprecjacji waluty krajowej spowodowanej szokiem zewnętrznym (Shapran i in. 2022, s. 19). Scenariusz ten jest prawdopodobny zwłaszcza w sytuacji, gdy inwestorzy uznają, że na skutek wystąpienia danego szoku zewnętrznego dochodzi do trwałej deprecjacji waluty krajowej.

Należy podkreślić, że w niniejszym artykule szczególną uwagę poświęcono potencjalnemu wpływowi depozytów (wpływającemu na kształtowanie się relacji depozytów do kredytów). Niemniej wszystkie wskazane na rysunku 1 kanały oddziaływania wojny w Ukrainie mogą mieć niekorzystny wpływ na stabilność finansową sektora bankowego. Stabilność ta jest przy tym rozumiana jako stan, w którym system bankowy wykazuje odporność na szoki oraz na nierównowagę finansową w procesie pośrednictwa finansowego, na tyle silną, aby ograniczać alokację oszczędności w inwestycje (Smaga 2013, s. 105). Można zatem stwierdzić, że z zakłóceniem stabilności finansowej sektora bankowego w Polsce mielibyśmy do czynienia np. w sytuacji, gdyby wpływ wojny w Ukrainie (będący istotnym szokiem zewnętrznym) zakłócił spełnianie podstawowych funkcji tego sektora. Zaburzeniu stabilności finansowej może też towarzyszyć załamanie się płynności finansowej (por. Szulc 2010, s. 130), wyrażające się m.in. gwałtownym spadkiem relacji depozytów do kredytów.

#### 4. Metoda badawcza

Aby ocenić wpływ wojny w Ukrainie na relację depozytów do kredytów w bankach w Polsce, wykorzystano dwuetapową procedurę badawczą. Najpierw sporządzono prognozy poziomu depozytów i kredytów sektora bankowego po rozpoczęciu inwazji. Następnie oceniono, czy poziom depozytów, kredytów oraz współczynnika stabilności finansowania banków (tj. relacji depozytów do kredytów) po inwazji były statystycznie różne niż te prognozy. Na tej podstawie zweryfikowano hipotezę badawczą, zgodnie z którą wojna w Ukrainie negatywnie oddziałuje na relację depozytów do kredytów w bankach w Polsce.

Do przygotowania prognozy poziomu depozytów i kredytów wykorzystano wektorowo-autoregresyjny model VAR (ang. *vector autoregressive model*). Wynika to z bardzo dobrych własności prognostycznych tego modelu w krótkim okresie. Warto mieć również na uwadze, że w rzeczywistości rzadko zdarza się brak współzależności między składowymi procesami ekonomicznymi tworzącymi wspólnie sieć powiązań gospodarczych (brak takich współzależności mógłby uzasadniać np. wykorzystanie modelu ARIMA do przygotowania prognozy). Jak twierdzą Śliwka i Świstowska (2019, s. 193), modele wielorównaniowe typu VAR dobrze uwzględniają współzależność zmiennych ekonomicznych i finansowych.

<sup>6</sup> W Polsce depozyty gospodarstw domowych są objęte ochroną do kwoty 100 tys. euro. W przypadku Ukrainy jest to 200 tys. hrywien, a w przypadku Rosji 1,4 mln rubli (według stanu na 31.12.2022 r. odpowiednio 5 tys. euro i 18,2 tys. euro).

Modelowanie za pomocą modeli wektorowej autoregresji zostało zapoczątkowane przez Simsa (1980). Ogólną postać modelu VAR można zapisać jako:

$$Y_{n,t} = C_n + \sum_{i=1}^k A_i Y_{n,t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:

$Y_{n,t}$  – wektor ( $n \times 1$ ) obserwacji bieżących wartości wszystkich  $n$  zmiennych endogenicznych modelu:

$$[Y_{1,t}, Y_{2,t}, \dots, Y_{n,t}]^T,$$

$C_n$  – wektor stałych,

$A_i$  – macierze parametrów ( $n \times n$ ) przy opóźnionych zmiennych wektora  $Y_{n,t} - 1$ ,

$t$  – liczba obserwacji,  $t = 1, 2, 3, \dots, T$ ,

$i$  – liczba opóźnień,  $i = 1, 2, 3, \dots, k$ ,

$\varepsilon_t$  – wektor ( $n \times 1$ ) stacjonarnych reszt modelu.

Jak wynika z powyższego wzoru, w modelu wektorowo-autoregresyjnym każda zmienna jest wyjaśniana przez swoje opóźnienia oraz opóźnienia pozostałych zmiennych. Model VAR nie jest przy tym wolny od kontrowersji. Przede wszystkim zarzuca się mu brak podziału *a priori* na zmienne endo- i egzogeniczne (w modelu występuje tyle równań, ile zmiennych). Po wtóre, w przypadku modelu VAR nie trzeba się opierać na teorii ekonomicznej poprzedzającej modelowanie – jej wykorzystanie najczęściej ogranicza się do wyboru zmiennych w modelu (Koop 2014, s. 262–263).

Do modelu VAR należy dobierać zmienne stacjonarne, które mogą być estymowane i testowane w standardowy sposób, z wykorzystaniem metody KMNK (tj. klasycznej metody najmniejszych kwadratów), dla każdego równania oddzielnie. W niektórych sytuacjach proces niestacjonarny można sprowadzić do stacjonarnego, np. przez obliczenie pierwszych różnic poszczególnych zmiennych.

Co ważne, model VAR pozwala na testowanie przyczynowości w sensie Grangera oraz na badanie funkcji odpowiedzi na impuls poszczególnych zmiennych wykorzystywanych w modelu. Warto przybliżyć definicję przyczynowości w sensie Grangera. Zgodnie z nią zmienna  $X$  jest przyczyną  $Y$  w sensie Grangera, jeżeli bieżące wartości  $Y$  można prognozować z większą dokładnością przy użyciu wartości z przeszłości  $X$  niż bez ich wykorzystania i przy założeniu, że pozostałe informacje o procesie się nie zmieniają. Z kolei funkcja odpowiedzi na impuls (*impulste response function*, IRF) pozwala na ocenę reakcji pojedynczej zmiennej na zmianę innej zmiennej wykorzystywanej w modelu. Dodatkowym atutem IRF jest możliwość dokonania oceny stabilności modelu. Owa stabilność objawia się tym, że zadany impuls na poziomie jednego błędu standardowego reszt nie jest podtrzymywany w nieskończoność, lecz tłumiony po upływie kilku lub kilkunastu okresów (Śliwka, Świstowska 2019, s. 197).

Głównym zastosowaniem modelu VAR pozostaje prognozowanie zmiennych. Prognozę na dany okres wyznacza się na podstawie poprzednich okresów, natomiast prognozy dla okresów późniejszych wylicza się sekwencyjnie, bazując na wcześniej obliczonych prognozach. Proces ten powinien być jednak poprzedzony weryfikacją modelu, w tym badaniem rozkładu normalnego reszt oraz badaniem autokorelacji (Pisarski 2013, s. 6–7).

Po dokonaniu prognozy wartości kredytów oraz depozytów w sektorze bankowym autorzy przeszli do drugiego etapu założonej procedury badawczej, by sprawdzić, czy rzeczywiste poziomy tych zmiennych statystycznie różniły się od wartości obliczonych na podstawie prognozy. Często stosowanym testem statystycznym do tego typu obliczeń jest test  $t$  dla prób zależnych. Wykorzystuje się go, by oce-



nić, czy występuje różnica między średnią wartością jakiegoś zjawiska przed impulsem i po nim. Co ważne, test ten należy do grupy testów parametrycznych, których zastosowanie powinno się wiązać ze spełnieniem konkretnych założeń, w tym rozkładu normalnego różnicy między zmienną testową przed impulsem i po nim. Biorąc pod uwagę krótki, siedmiomiesięczny okres prognozy, którego skutkiem jest niewielka liczebność próby, należy z dużym prawdopodobieństwem założyć, że różnice te nie będą się cechowały rozkładem normalnym. Z tego względu zostanie zastosowany test znaków rangowych Wilcoxon, który jest nieparametrycznym odpowiednikiem testu t dla prób zależnych (Napiórkowski 2022, s. 52–54). Test Wilcoxon nie ma założeń dotyczących rozkładu próby, dlatego może być wykorzystywany w sytuacjach, gdy założenia testu t-Studenta nie są spełnione (Zimmerman, Zumbo 2010, s. 75–77).

Na podstawie wiedzy o mechanizmach funkcjonowania rynku finansowego autorzy zdecydowali się wykorzystać następujące zmienne do modelu VAR:

- poziom depozytów sektora bankowego w Polsce,
- poziom kredytów udzielonych przez banki w Polsce,
- wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI),
- poziom rynkowych stóp procentowych (WIBOR 3M),
- wskaźnik produkcji sprzedanej przemysłu ogółem (PSP).

W badaniu wykorzystano dane miesięczne z okresu od stycznia 2014 r. do stycznia 2022 r. (łącznie 97 obserwacji dla każdej zmiennej). Wykorzystanie danych od 2014 r. miało na celu m.in. eliminację potencjalnej zmienności obserwacji z okresu po kryzysie finansowym z lat 2007–2011. Dane dotyczące poziomu depozytów oraz kredytów pochodzą ze zbioru danych sektora bankowego publikowanych na stronie Komisji Nadzoru Finansowego (KNF 2022a). Dane te są prezentowane w wartościach bezwzględnych (w mln zł). Autorzy przyjęli, że wartości depozytów i kredytów będą determinowane inflacją, rynkowymi stopami procentowymi, a także produkcją sprzedaną przemysłu ogółem. Wybór inflacji wynika z tego, że wzrost poziomu cen w gospodarce może zniechęcać deponentów do utrzymywania środków finansowych w banku, na skutek czego będą poszukiwali atrakcyjniejszych form inwestowania kapitału. Z drugiej strony klienci banku mogą się decydować na przechowywanie kapitału w postaci depozytów w sytuacji wysokich stóp procentowych i, co za tym idzie, atrakcyjnego oprocentowania lokat. Należy mieć przy tym na uwadze podstawowy cel funkcjonowania Narodowego Banku Polskiego, tj. zapewnienie stabilności cen, wyrażanej jako utrzymanie procentowej rocznej zmiany indeksu cen towarów i usług konsumpcyjnych na poziomie 2,5% z symetrycznym przedziałem odchylenia +/- 1 pkt proc. (NBP 2022a). Powoduje to, że wzrostowi cen dóbr i usług wynikającemu ze wzrostu popytu na pieniądź (tj. inflacji popytowej) powinien towarzyszyć wzrost stóp procentowych NBP, co znalazłoby odzwierciedlenie również we wzroście wskaźnika referencyjnego stopy procentowej WIBOR 3M. Wskaźnik ten został wybrany również przez to, że to właśnie na nim opiera się większość kredytów udzielanych przez banki w Polsce. Z kolei wskaźnik produkcji sprzedanej przemysłu ogółem w ocenie autorów może być powiązany z poziomem kredytów (zwłaszcza kredytów korporacyjnych). Dane na temat inflacji oraz produkcji sprzedanej przemysłu ogółem pochodzą z bazy miesięcznych danych makroekonomicznych Głównego Urzędu Statystycznego (GUS 2022), a dane dotyczące stopy procentowej WIBOR 3M ze zbioru danych historycznych GPW Benchmark (GPW 2022).

Na pierwszym etapie przeprowadzono badanie stacjonarności zmiennych modelu z wykorzystaniem testu ADF. Wyniki jednoznacznie potwierdziły, że żadna ze zmiennych nie była stacjonarna. Na podstawie testu Johansena nie zidentyfikowano kointegracji zmiennych (tj. tendencji do długookre-

sowej równowagi), która mogłaby świadczyć o konieczności zastąpienia modelu VAR modelem VECM (*vector error correction model*) (Kusideł 2000, s. 12). Następnie obliczono pierwsze różnice zmiennych. Badania testem ADF potwierdziły stacjonarność badanych pierwszych różnic zmiennych: depozytów, kredytów, CPI i PSP. Pierwsze różnice wskaźnika referencyjnego stopy procentowej WIBOR 3M nie były stacjonarne, dlatego autorzy postanowili nie uwzględniać tej zmiennej na dalszym etapie badań. Wyniki badania zostały zaprezentowane w tabeli 1.

W dalszej części badania posłużono się kryteriami informacyjnymi, aby wybrać rząd opóźnień modelu VAR. Kryteria informacyjne AIC (ang. *Akaike information criterion*) oraz BIC (ang. *Bayesian information criterion*) wskazywały na zasadność wyboru drugiego rzędu opóźnień w modelu, a kryterium HQC (ang. *Hannan-Quinn information criterion*) wskazywało na wybór pierwszego rzędu opóźnień. Finalnie wybrano drugi rząd opóźnień modelu VAR(2).

W procesie estymacji parametrów modelu metodą największej wiarygodności testowano różnego rodzaju restrikcje zerowe. Na podstawie parametrów istotności poszczególnych równań modelu zdecydowano o włączeniu do modelu trendu liniowego, bez uwzględnienia wyrazu wolnego. Poniżej zaprezentowano równania estymowanego modelu VAR(2), ograniczając się do zmiennych będących przedmiotem niniejszego badania, tj. depozytów oraz kredytów krajowego sektora bankowego.

$$\begin{aligned} \text{depo}_t = & 152,5 \text{ trend} - 0,045 \text{ depo}_{t-1} + 0,061 \text{ kred}_{t-1} - 4860 \text{ CPI}_{t-1} - 606,1 \text{ PSP}_{t-1} + 0,179 \\ & \text{depo}_{t-2} - 0,149 \text{ kred}_{t-2} + 6596 \text{ CPI}_{t-2} - 497,7 \text{ PSP}_{t-2} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{kred}_t = & 76,56 \text{ trend} - 0,080 \text{ depo}_{t-1} + 0,029 \text{ kred}_{t-1} + 4267 \text{ CPI}_{t-1} - 11,27 \text{ PSP}_{t-1} - 0,066 \\ & \text{depo}_{t-2} + 0,017 \text{ kred}_{t-2} + 3004 \text{ CPI}_{t-2} - 220,9 \text{ PSP}_{t-2} \end{aligned} \quad (3)$$

Zarówno model (2), jak i model (3) można uznać za istotne na podstawie statystyki F, która wyniosła: dla depozytów 6,897; p-value < 0,01, a dla kredytów 2; p-value 0,037<sup>7</sup>. Współczynniki determinacji modeli wyniosły odpowiednio  $R^2 = 0,42$  dla depozytów oraz  $R^2 = 0,18$  dla kredytów. Pozostałe statystyki dotyczące badania istotności modeli oraz poszczególnych zmiennych zostały zamieszczone w aneksie.

Na kolejnym etapie przeprowadzono weryfikację reszt modelu. Do badania autokorelacji wykorzystano test Ljunga-Boxa (LB), który wykazał brak autokorelacji reszt modelu. Ponadto za pomocą testu ARCH potwierdzono, że składnik losowy charakteryzuje się homoskedastycznością. Ostatnim etapem weryfikacji reszt modelu było sprawdzenie, czy cechują się rozkładem normalnym. Zarówno test Jarque'a-Berry (JB), jak i test Andersona-Darlinga (AD) wykazały, że składniki losowe modelu dla depozytów nie cechują się rozkładem normalnym. Histogram składnika losowego modelu dla depozytów wykazał natomiast, że brak rozkładu normalnego wynika z jednej wartości odstającej. Zostało to potwierdzone testami JB oraz AD, zgodnie z którymi po wyeliminowaniu wartości odstającej reszty modelu dla depozytów cechowały się rozkładem normalnym (tak jak w przypadku pozostałych modeli).

<sup>7</sup> Warto zaznaczyć, że w modelach wyjaśniających kształtowanie się pozostałych zmiennych (CPI i PSP) wartości p-value również kształtowały się poniżej 0,05.

## 5. Wyniki badań

Model VAR został wykorzystany do stworzenia prognozy dotyczącej depozytów, kredytów oraz wskaźnika przedstawiającego relację depozytów do kredytów sektora bankowego w Polsce, w okresie od lutego 2022 r. do sierpnia 2022 r. (tj. w ciągu siedmiu miesięcy). Wyniki prognozy zestawiono z rzeczywistymi wartościami depozytów i kredytów w bankach w Polsce (wykresy 1 i 2), a także z rzeczywistymi wartościami wskaźnika depozytów do kredytów (wykres 3).

Graficzna prezentacja danych sugeruje, że wojna w Ukrainie mogła mieć negatywny wpływ na poziom depozytów bankowych (model VAR prognozował szybsze tempo wzrostu depozytów, niż było w rzeczywistości). Wnioski te są zgodne z założeniami autorów i odzwierciedlają wzrost ryzyka geopolitycznego, którego następstwem było wycofywanie depozytów bankowych, ponieważ część społeczeństwa chciała mieć zabezpieczenie finansowe w formie gotówki. Ponadto niższy od prognozowanego poziom depozytów może mieć źródło we wzroście cen surowców, które są istotną zmienną wpływającą na wzrost cen dóbr i usług w gospodarce. W wyniku wzrostu kosztów część społeczeństwa może nie być w stanie budować oszczędności na takim poziomie jak przed rozpoczęciem wojny w Ukrainie.

W przypadku kredytów prognoza zaproponowana z wykorzystaniem modelu VAR(2) z dużą dokładnością przewidywała zmiany ich poziomu. Wyjątkiem był okres od lipca do sierpnia 2022 r., kiedy wartość kredytów w aktywach banków znacznie przewyższała poziom zaproponowany w prognozie. Przyczyną można upatrywać w tym, że w ostatnich miesiącach badanego okresu wzrost kredytów wynikał głównie ze wzrostu pozycji kredytów operacyjnych. Wiąże się one z finansowaniem bieżącej działalności przedsiębiorstw, co może stanowić przejaw negatywnego wpływu wojny na przedsiębiorstwa niebankowe (brak środków na finansowanie bieżącej działalności operacyjnej lub chęć pozyskania finansowania na zwiększenie poziomu zapasów). Co więcej, biorąc pod uwagę, że model prognozował wyższy niż w rzeczywistości poziom depozytów bankowych, a także niższy poziom kredytów bankowych, również prognoza wskaźnika stabilności finansowania (relacja wartości prognozy depozytów do prognozy kredytów) znacznie przewyższała faktyczny poziom tego wskaźnika w badanym okresie.

Do potwierdzenia powyższych obserwacji wykorzystano nieparametryczny test znaków rangowych Wilcoxona. Wskazuje on na to, że zarówno w przypadku depozytów, jak i kredytów należy odrzucić hipotezę  $H_0$  na rzecz alternatywnej hipotezy  $H_1$ , zakładającej istotną różnicę między rozkładami zmiennych ( $p\text{-value} < 0,05$ ). Takie same wnioski można wyciągnąć po przeprowadzeniu testu Wilcoxona dla współczynnika stabilności finansowania oraz prognozy tego współczynnika.

Dodatkowo, wszystkie zmienne poddano badaniu przyczynowości Grangera, aby uzyskać informację o kierunku wpływu poszczególnych zmiennych (Gasztoł, Śliwka 2017, s. 426). Zgodnie z wynikami badania poziom inflacji wpływał na kształtowanie się poziomu depozytów, kredytów i produkcji sprzedanej przemysłu ( $p\text{-value} < 0,01^{***}$ ). Wartość produkcji sprzedanej przemysłu również wpływała na depozyty, kredyty i inflację ( $p\text{-value} < 0,01^{***}$ ). Ani depozyty ( $p\text{-value} 0,6361$ ), ani kredyty ( $p\text{-value} 0,6606$ ) nie wpływały natomiast na pozostałe zmienne. Jest to zgodne z zależnością, która głosi, że to czynniki makroekonomiczne oddziałują głównie na sytuację poszczególnych banków, a przez to na sytuację całego sektora – a nie odwrotnie (Borsuk 2017).

Na podstawie badania przyczynowości Grangera autorzy zbadali również funkcję odpowiedzi depozytów i kredytów na impuls wywołany wzrostem inflacji oraz produkcji sprzedanej przemysłu. Procedura ta stanowi element oceny tego, czy modelowany system jest stabilny i czy po wytrąceniu ze stanu równowagi powraca do tego stanu, a jeżeli tak, to po jakim czasie (Gasztoł, Śliwka 2017, s. 427).

Badanie wykazało, że po zadanym impulsie w postaci wzrostu inflacji poziom depozytów wraca do stanu równowagi mniej więcej po pięciu miesiącach. W początkowym okresie po zadanym impulsie odnotowano gwałtowny odpływ depozytów, który może być tłumaczony tym, że deponenci wycofują środki z banków w poszukiwaniu bardziej atrakcyjnych form oszczędzania. Model sugeruje, że dopiero po upływie pewnego czasu (ok. trzech miesięcy) nastąpi ponowny napływ depozytów. Może to wynikać z tego, że w tym czasie instrumenty polityki pieniężnej (w tym podwyżki stóp procentowych) zaczynają oddziaływać na wzrost oprocentowania lokat bankowych (wykres 5). Podobny schemat reakcji depozytów odnotowano po zadaniu impulsu w postaci wzrostu produkcji sprzedanej przemysłu. W tym przypadku system powracał do równowagi dopiero po upływie ok. ośmiu miesięcy (wykres 6). Impuls wywołany wzrostem inflacji wiązał się ze zwiększeniem poziomu kredytów (największy wzrost odnotowano dwa miesiące po impulsie), po czym obserwowano stopniowy powrót systemu do stanu równowagi w czasie do pięciu miesięcy po wystąpieniu szoku (wykres 7). W tym samym okresie (ok. pięciu miesięcy) system wraca do równowagi w sytuacji, gdy wystąpi szok spowodowany wzrostem produkcji sprzedanej przemysłu (wykres 8). Przeprowadzone analizy potwierdziły stabilność przygotowanych modeli.

Autorzy odnotowali również pewne ograniczenia badawcze, przy czym najważniejszym z nich była stosunkowo niewielka liczba obserwacji modelu. Wynika to z tego, że ze względu na aktualność wydarzeń (inwazja Rosji na Ukrainę w lutym 2022 r.) nie było możliwe wykorzystanie dłuższych okresów badawczych. Niewielka liczba obserwacji uniemożliwiła zastosowanie w modelu niektórych zmiennych ekonomicznych, które są raportowane kwartalnie. Dotyczy to w szczególności wzrostu PKB, który w ocenie autorów może być powiązany ze wzrostem kredytów bankowych. Brak możliwości uwzględnienia takich zmiennych spowodował względnie niską determinację modelu VAR(2), objaśniającego kształtowanie się poziomu kredytów bankowych ( $R^2 = 0,18$ ). Niewielka liczebność próby i brak rozkładu normalnego zmiennych uniemożliwiły autorom wykorzystanie testów parametrycznych (t-Studenta) do potwierdzenia statystycznej różnicy pomiędzy prognozą wynikającą z modelu a rzeczywistymi wartościami analizowanych zmiennych.

## 6. Zakończenie

W przeprowadzonym przez autorów badaniu z wykorzystaniem modelu wektorowej autoregresji (VAR) opracowano prognozę poziomu depozytów oraz kredytów w okresie od lutego do sierpnia 2022 r. Zgodnie z obserwacjami poczynionymi na podstawie wykresów przedstawiających wartości prognozy oraz wartości rzeczywiste depozytów i kredytów bankowych test znaków rangowych Wilcozona potwierdził różnice pomiędzy prognozą a realizacją tych zmiennych. Tym samym potwierdzono również istotne różnice między wskaźnikiem przedstawiającym relację depozytów do kredytów w bankach w Polsce a jego rzeczywistym poziomem w okresie od końca lutego do końca sierpnia 2022 r. Uzyskane wyniki pozwoliły na pozytywną weryfikację hipotezy badawczej zakładającej, że wojna w Ukrainie negatywnie oddziałuje na relację depozytów do kredytów w bankach w Polsce.

Warto zaznaczyć, że pomimo stwierdzenia negatywnego wpływu wojny na relację depozytów do kredytów wskaźnik ten nie zmalał w sposób drastyczny, a jego zmiana nie stanowiła zagrożenia dla stabilności sektora bankowego (według stanu na koniec sierpnia 2022 r. wskaźnik wyniósł 1,27 wobec prognozy na poziomie 1,34 przy założeniu braku wojny). Wyniki przeprowadzonej analizy mogą zatem świadczyć o stabilności krajowego sektora bankowego i jego odporności na szoki zewnętrzne. W tym

kontekście zasadne byłoby przeprowadzenie analizy wpływu wojny w Ukrainie na stabilność finansowania banków w innych państwach Europy Środkowo-Wschodniej i dokonanie analizy porównawczej. Analiza ta mogłaby wskazać, które państwa cechowały się stabilnym sektorem bankowym, a także jakie cechy strukturalne poszczególnych sektorów determinują ich odporność na czynniki zewnętrzne. Ponadto w ocenie autorów warto byłoby powtórzyć przeprowadzone badanie na większej liczbie obserwacji, co będzie możliwe w przyszłości. Zasadne byłoby również wykorzystanie innych zmiennych do objaśnienia wartości depozytów i kredytów sektora bankowego (np. zmiany PKB).

## Bibliografia

- Astrov V. i in. (2022), Russia's invasion of Ukraine: assessment of the humanitarian, economic, and financial impact in the short and medium term, *Int Econ Econ Policy*, 19, 331–381, DOI: 10.1007/s10368-022-00546-5.
- Bańbuła P., Borsuk M. (2022), Wpływ wojny w Ukrainie na stabilność krajowego sektora bankowego, *Obserwator Finansowy*, <https://www.obserwatorfinansowy.pl/tematyka/rynki-finansowe/bankowosc/wplyw-wojny-w-ukrainie-na-stabilnosc-krajowego-sektora-bankowego/>, dostęp: 30.12.2022 r.
- Borsuk M. (2017), *Wpływ czynników makroekonomicznych na poziom kosztów ryzyka kredytowego banków*, Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów, 153.
- Dobija M. (2019), Geopolityczne czynniki innowacyjnego rozwoju Polski i krajów Trójmorza, *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, 59(3), 44–60, DOI: 10.15584/nsawg.2019.3.3.
- Eberhardt P. (2011), Koncepcja Heartlandu Halforda Mackindera, *Przegląd Geograficzny*, 83(2), 251–266.
- Gasztoł M., Śliwka P. (2017), Wpływ kursu walutowego na wielkość eksportu towarów z Polski do Niemiec w latach 1995–2013, *Ekonomista*, 4, 415–433.
- GPW (2022), *Dane historyczne*, GPW Benchmark, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, <https://gpwbenchmark.pl/roczne>, dostęp: 8.08.2022 r.
- Gurgul G. (2010), Problemy sektora bankowego powstałe w wyniku oddziaływania światowego kryzysu gospodarczego w latach 2007–2009, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Współczesne Problemy Ekonomiczne. Globalizacja. Liberalizacja. Etyka*, 2, 85–91.
- GUS (2022), *Wybrane miesięczne wskaźniki makroekonomiczne*, Główny Urząd Statystyczny, <https://wskaźniki-makroekonomiczne/>, dostęp: 12.08.2022 r.
- Jakubowski A. (2016), Społeczno-gospodarcze skutki współczesnych konfliktów zbrojnych, w: E. Maj, K. Mazurek, W. Sokół, A. Szwed-Walczak (red.), *Bezpieczeństwo Europy – bezpieczeństwo Polski*, t. 1, Wydawnictwo UMCS.
- Jha S., Hui X. (2012), A comparison of financial performance of commercial banks: a case study of Nepal, *African Journal of Business Management*, 6(25), 7601–7611.
- Kichurchak M. (2019), Bank deposit activity in Ukraine: directions and factors of development activation, *Journal of Eastern European and Central Asian Research*, 6(1), 145–160.
- Koop G. (2014), *Wprowadzenie do ekonometrii*, Oficyna Wolters Kluwer business.
- Kusideł E. (2000), Modele wektorowo-autoregresyjne VAR – metodologia i zastosowanie, w: B. Suhecki (red.), *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*, t. 3, Wydawnictwo Absolwent.

- Mabwe K., Jaffar K. (2022), UK Government controls and loan-to-deposit ratio, *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 30(3), 353–370.
- Matuszak S. (2022), *Walka o przetrwanie. Gospodarka Ukrainy w czasie wojny*, Ośrodek Studiów Wschodnich, <https://www.osw.waw.pl/pl/publikacje/komentarze-osw/2022-10-18/walka-o-przetrwanie-gospodarka-ukrainy-w-czasie-wojny>, dostęp: 10.12.2022.
- Mishkin F.S. (2013), *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*, Pearson.
- Napiórkowski T.M. (2022), *Praktyczna analiza danych za pomocą metod ilościowych*, Oficyna Wydawnicza SGH.
- NBP (2022a), *Polityka pieniężna*, Narodowy Bank Polski, [https://www.nbp.pl/home.aspx?f=/polityka\\_pieniezna/polityka\\_pieniezna.htmlm](https://www.nbp.pl/home.aspx?f=/polityka_pieniezna/polityka_pieniezna.htmlm), dostęp: 30.08.2022.
- NBP (2022b), *Raport o stabilności systemu finansowego. Czerwiec 2022*, Narodowy Bank Polski, Departament Stabilności Finansowej.
- Noor M.I., Rosyid P.I. (2018), Effect of Capital Adequacy Ratio (CAR), Loan to Deposit Ratio (LDR) and Return on Equity (ROE) on share price PT Bank Danamon Indonesia, TBK, *International Journal of Business and Applied Social Science*, 4(1), 87–101.
- UKNF (2022a), *Dane miesięczne sektora bankowego – czerwiec*, Urząd Komisji Nadzoru Finansowego, [https://www.knf.gov.pl/?articleId=56224&p\\_id=18](https://www.knf.gov.pl/?articleId=56224&p_id=18), dostęp: 13.08.2022.
- UKNF (2022b), *Informacja na temat sytuacji sektora bankowego w 2021 roku*, Urząd Komisji Nadzoru Finansowego, Departament Bankowości Komercyjnej.
- UKNF (2022c), *Sprawozdanie z działalności Urzędu Komisji Nadzoru Finansowego oraz Komisji Nadzoru Finansowego w 2021 roku*, Urząd Komisji Nadzoru Finansowego.
- PIE (2022) *Warnomics. Gospodarcze koszty inwazji Rosji i Białorusi na Ukrainę*, Polski Instytut Ekonomiczny.
- Pisarski M. (2013), Badanie zależności pomiędzy handlem zagranicznym a PKB z wykorzystaniem modelu VAR oraz przyczynowości Grangera, *Ekonometria*, 4(42), 103–116.
- Płeskaż Ż. (2015), System finansowy Polski na tle napięć polityczno-militarnych, *Zeszyty Naukowe AON*, 1(98), 141–156.
- Polova O. (2022), Peculiarities of functioning of the banking system of Ukraine, *Three Seas Economic Journal*, 3(2), 97–104, DOI: 10.30525/2661-5150/2022-2-14.
- Pyka I. (2008), *Kapitał finansowy banków*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Saleh D.S., Winarso E. (2021) Analysis of Non-Performing Loans (NPL) and Loan to Deposit Ratio (LDR) towards profitability, *International Journal of Multicultural and Multireligious Understanding*, 8(1), 423–436, DOI: 10.18415/ijmmu.v8i1.2387.
- Shapran N., Britchenko I., Haponiuk M., Shapran V. (2022), The impact of the sanctions on the economy of the Russian Federation, *VUZF Review*, 7(3), 13–22.
- Sims C.A. (1980), Macroeconomics and reality, *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- Śliwka P., Świstowska A. (2019), *Metody prognozowania gospodarczego z pakietem R*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Kardynała Stefana Wyszyńskiego.
- Smaga P. (2013), *Istota stabilności finansowej*, Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, 124, 103–121.
- Szulc D. (2010), Kryzys finansowy a działania stabilizacyjne Narodowego Banku Polskiego, w: J. Świdorska (red.), *Bank centralny w Polsce: wybrane aspekty*, Wydawnictwo Difin.

- Węgrzyn P. (2022), Determinanty finansowania obligacjami banków w Polsce, *Bank i Kredyt*, 53(4), 399–420.
- Zimmerman D.W., Zumbo B.D. (2010), Relative power of the Wilcoxon test, the Friedman test, and repeated-measures ANOVA on ranks, *Journal of Experimental Education*, 62(1), 75–86.

## Aneks

Tabela 1

Wybrane dane dotyczące depozytów i kredytów sektora bankowego w Polsce w latach 2015–2021 (mld zł)

Dane	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
Wartość kredytów	1 102	1 161	1 202	1 267	1 341	1 344	1 431
Udział kredytów w aktywach (%)	69,0	68,0	67,6	66,9	67,1	57,2	55,6
Wartość depozytów	1 117	1 214	1 271	1 373	1 487	1 719	1 870
Udział depozytów w pasywach (%)	70,0	71,1	71,5	72,5	74,4	73,1	72,7
Relacja depozytów do kredytów (%)	101,4	104,6	105,7	108,4	110,9	127,9	130,7
Suma bilansowa	1 596	1 707	1 777	1 894	2 000	2 350	2 572

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych UKNF (2022a).

Tabela 2

Badanie stacjonarności zmiennych z wykorzystaniem testu ADF

Nazwa zmiennej w modelu	Zmienne		Pierwsze różnice zmiennych	
	wartość DF	p-value	wartość DF	p-value
Depozyty	-1,3155	0,8595	-4,4777	< 0,01***
Kredyty	-1,9381	0,6021	-4,3559	< 0,01***
CPI	-1,0903	0,9199	-4,1819	< 0,01***
WIBOR 3M	-1,9785	0,5854	-1,347	0,8463
PSP	-2,8235	0,2360	-6,1782	< 0,01***

\*\*\* p-value < 0,01; \*\* p-value < 0,03; \* p-value < 0,05

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R.



Tabela 3

Badanie parametrów modelu dla depozytów

Zmienna	Estymacja parametru	Błąd standardowy	Wartość <i>t</i>	p-value
<i>depo</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0,04506	0,1124	-0,401	0,689512
<i>kred</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0,06090	0,1468	0,415	0,679380
<i>CPI</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-4 860	4 385	-1,108	0,270888
<i>PSP</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	606,1	236,7	-2,560	0,012222**
<i>depo</i> <sub><i>t</i>-2</sub>	0,1794	0,1242	1,444	0,152377
<i>kred</i> <sub><i>t</i>-2</sub>	-0,1494	0,1441	-1,037	0,302482
<i>CPI</i> <sub><i>t</i>-2</sub>	6 596	4 408	1,496	0,138292
<i>PSP</i> <sub><i>t</i>-2</sub>	-497,7	238,4	-2,088	0,039818*
Trend	152,5	40,85	3,732	0,000342***

\*\*\* p-value &lt; 0,01; \*\* p-value &lt; 0,03; \*p-value &lt; 0,05

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R.

Tabela 4

Badanie parametrów modelu dla kredytów

Zmienna	Estymacja parametru	Błąd standardowy	Wartość <i>t</i>	p-value
<i>depo</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0,07998	0,08982	-0,890	0,3758
<i>kred</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0,02949	0,11733	0,251	0,8022
<i>CPI</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	4267,13688	3504,01896	1,218	0,2267
<i>PSP</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	11,27301	189,16828	0,060	0,9526
<i>depo</i> <sub><i>t</i>-2</sub>	-0,06601	0,09927	-0,665	0,5079
<i>kred</i> <sub><i>t</i>-2</sub>	0,01723	0,11510	0,150	0,8813
<i>CPI</i> <sub><i>t</i>-2</sub>	3004,23733	3522,68595	0,853	0,3962
<i>PSP</i> <sub><i>t</i>-2</sub>	-220,87937	190,51407	-1,159	0,2495
Trend	76,55657	32,64424	2,345	0,0213*

\* p-value &lt; 0,05

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R.

Tabela 5

Badanie autokorelacji reszt modelu testem Ljunga-Boxa (LB)

Zmienna	Wartość testu	p-value
Depozyty	7,1243	0,7137
Kredyty	11,51	0,3184
CPI	10,192	0,4239
PSP	7,3761	0,6895

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R.

Tabela 6

Badanie rozkładu normalnego reszt modelu testem Jarque'a-Berry i testem Andersona-Darlinga

Zmienna	Test JB		Test AD	
	wartość testu	p-value	wartość testu	p-value
Depozyty	67,634	<0,01***	0,94874	0,01576**
Depozyty <sup>1</sup>	3,8882	0,1431	0,50551	0,1975
Kredyty	1,2985	0,5224	0,19259	0,8928
CPI	1,6324	0,4421	0,27954	0,6385
PSP	55,158	<0,01***	0,73291	0,0542

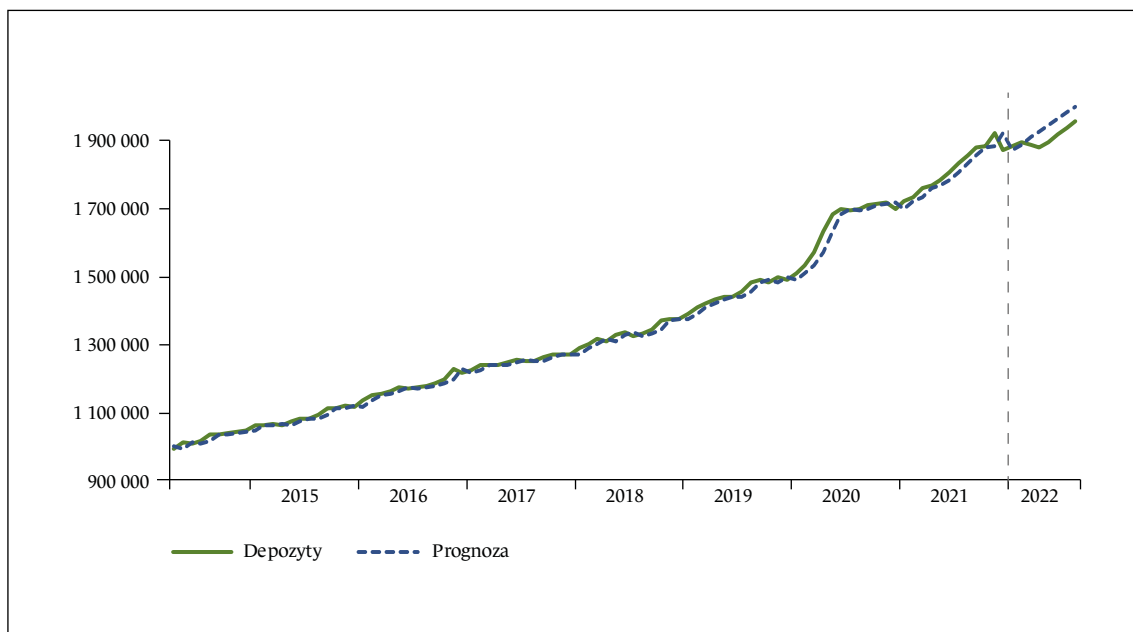
\*\*\* p-value &lt; 0,01; \*\* p-value &lt; 0,03

<sup>1</sup> Reszty modelu dla depozytów po eliminacji wartości odstającej w 93. okresie.

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R.

Wykres 1

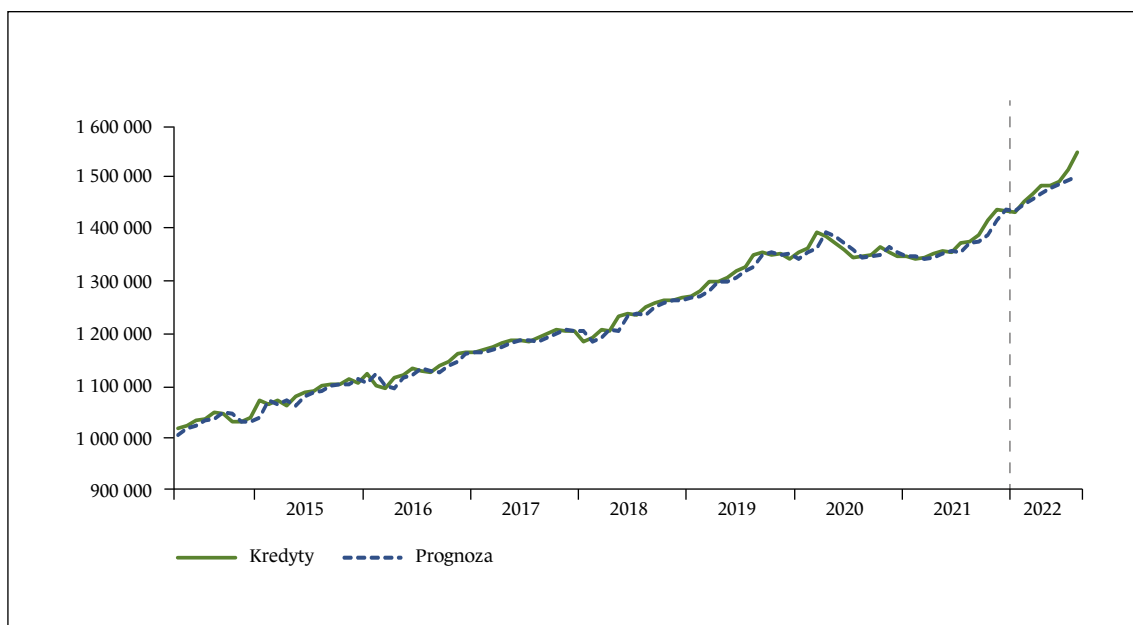
Poziom depozytów sektora bankowego w Polsce oraz prognoza z wykorzystaniem modelu VAR(2)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 2

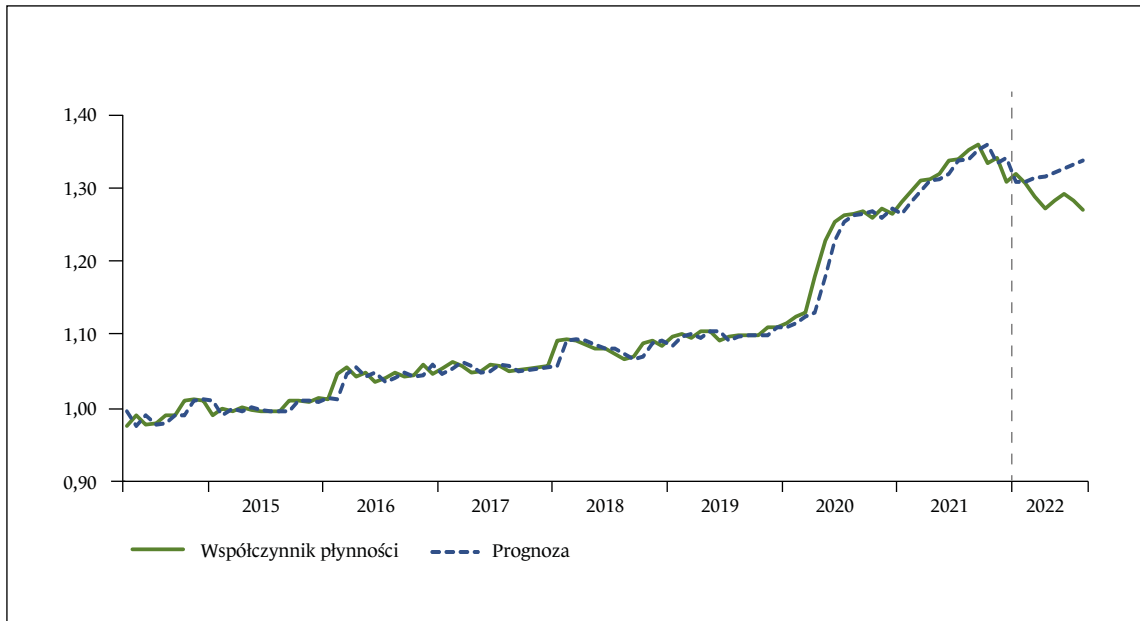
Poziom kredytów sektora bankowego w Polsce oraz prognoza z wykorzystaniem modelu VAR(2)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 3

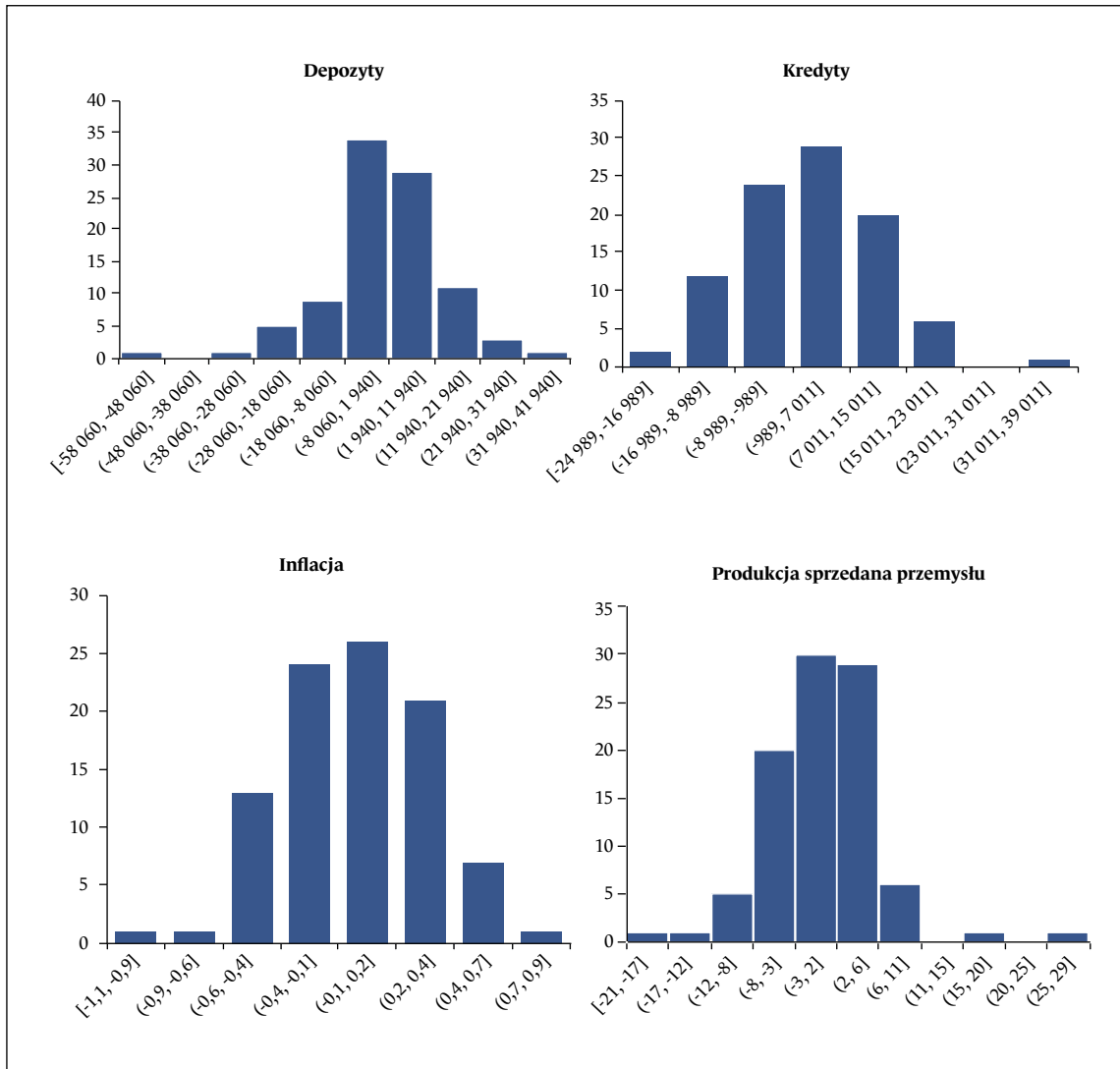
Poziom wskaźnika depozytów do kredytów sektora bankowego w Polsce oraz prognoza z wykorzystaniem modelu VAR(2)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4

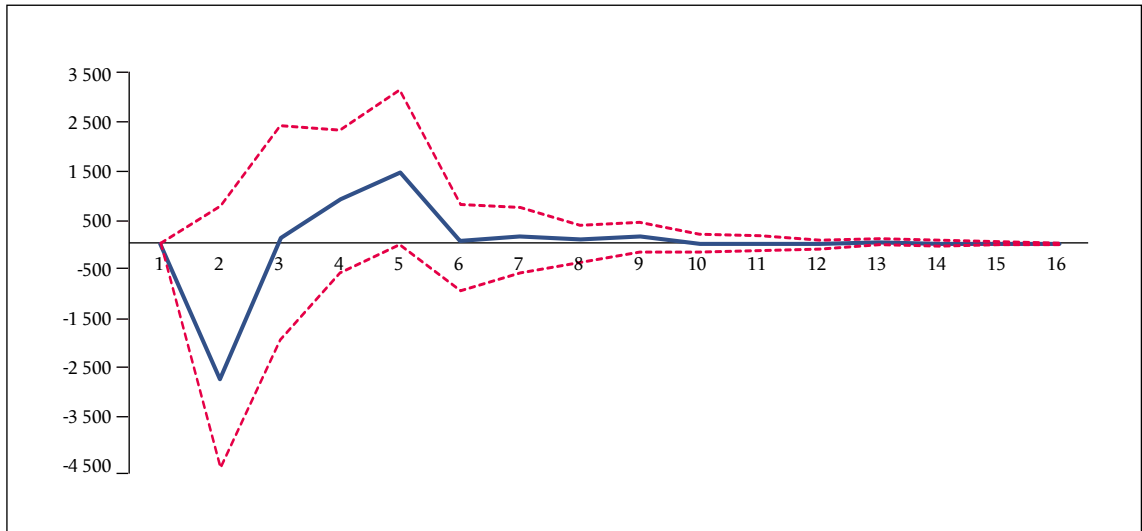
Histogramy składnika losowego badanych modeli



Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R.

Wykres 5

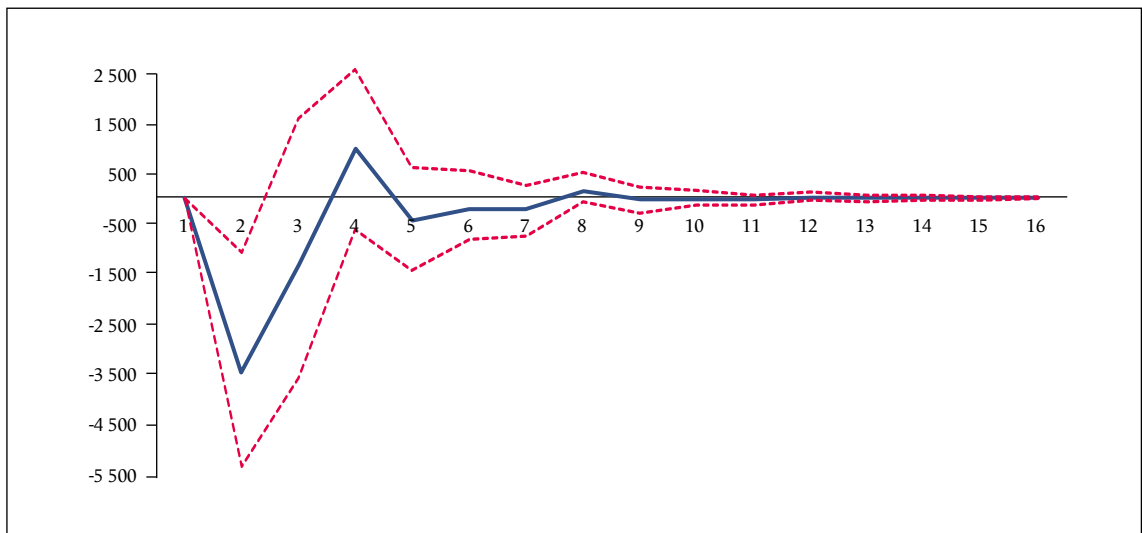
Badanie impulsu w postaci wpływu wzrostu inflacji na depozyty



Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R.

Wykres 6

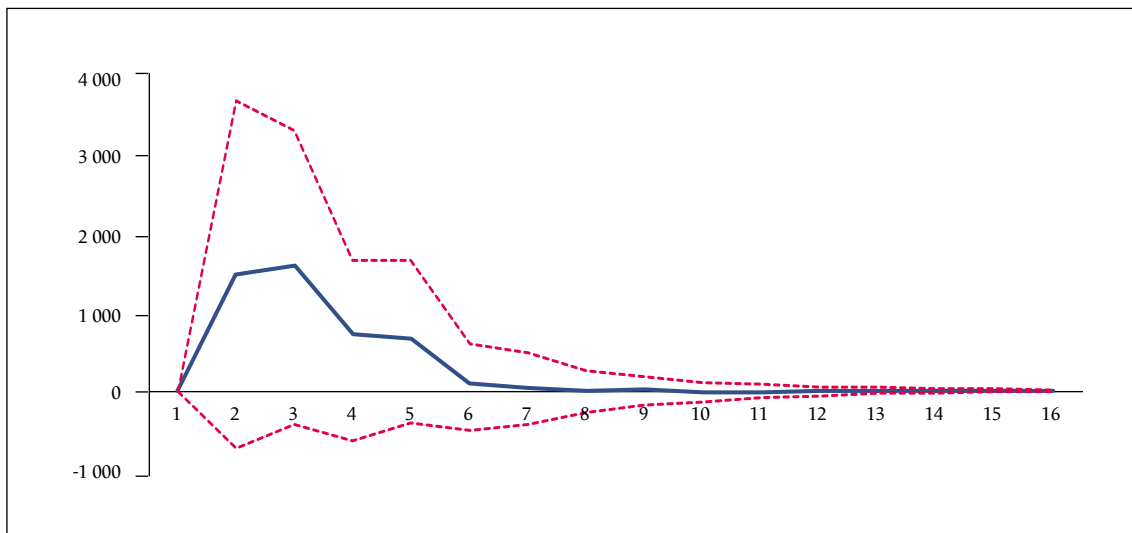
Badanie impulsu w postaci wpływu wzrostu produkcji sprzedanej przemysłu na depozyty



Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R.

Wykres 7

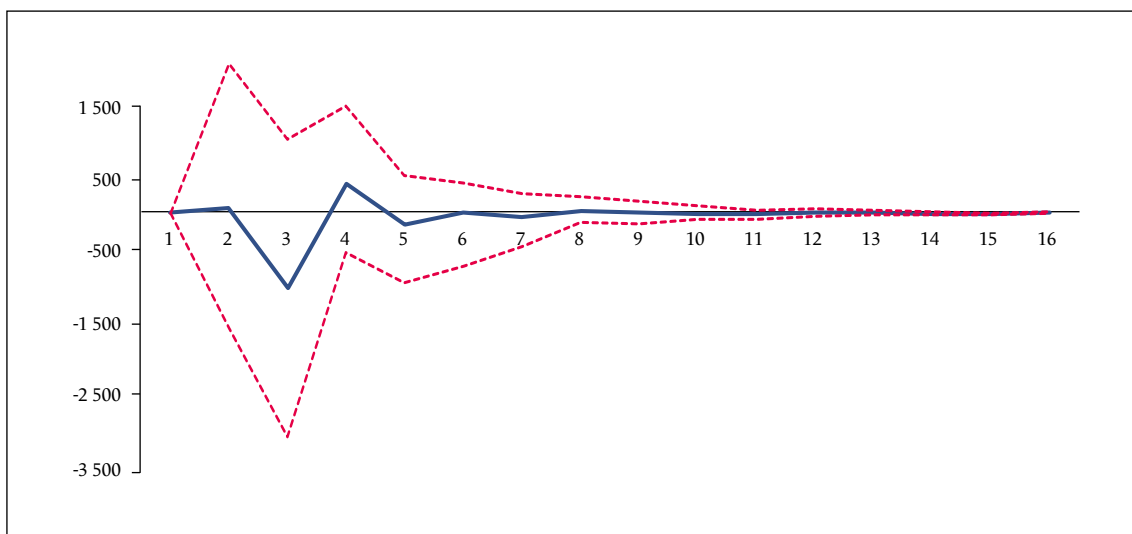
Badanie impulsu w postaci wpływu wzrostu inflacji na kredyty



Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R.

Wykres 8

Badanie impulsu w postaci wpływu wzrostu produkcji sprzedanej przemysłu na kredyty



Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu R.

## The relation between the war in Ukraine and the deposit-to-loan ratio of banks in Poland

---

### Abstract

The literature review shows that the war creates conditions for a decrease in the level of trust in banking institutions, which poses a severe threat to the country's economic security due to the withdrawal of deposits from the banking system. Thus, it is necessary to distinguish an important channel of the impact of the war in Ukraine on the banking sector in Poland, which is the possible outflow of bank deposits. Importantly, this does not apply only to countries explicitly involved in the armed conflict. However, the impact of the war in Ukraine on deposit outflows has been studied mainly from the perspective of Ukraine and Russia, which, in the authors' opinion, creates space to research the impact of the war on deposit outflows in Poland.

This article aims to identify the relationship between the war in Ukraine and the deposit-to-loan ratio of banks in Poland. The authors proposed a research hypothesis, according to which the war in Ukraine had a negative impact on the deposit-to-loan ratio of banks in Poland.

A vector autoregression model (VAR) was created to verify the accepted research hypothesis and used to prepare a forecast of bank deposits and loans after Russia invaded Ukraine. Moreover, using the non-parametric Wilcoxon rank-sum sign test, it was verified whether the predicted variables and the index calculated based on them significantly differed from the actual data. The study's results confirmed the negative impact of the war in Ukraine on the indicator representing the ratio of deposits to loans of banks in Poland.

Regarding the study results, it was found that the war in Ukraine has reduced the ratio of deposits to bank loans in Poland. According to the observations based on the graphs showing the forecast values and the actual values for deposits and bank loans, the Wilcoxon rank-sign test confirmed the differences between the forecast and the realization of these variables. In the same way, significant differences were also confirmed between the forecast of the funding stability ratio and its actual level from the end of February to the end of August 2022.

Despite the finding of a negative impact of the war on the level of the deposit-to-loan ratio, it should be borne in mind that this ratio did not decrease drastically, which could pose a threat to the stability of the banking sector. Thus, the results of the conducted analysis can testify to the stability of the domestic banking sector and its resilience to external shocks.

The study's weakness should also be emphasised, especially the short period of the proposed forecast (7 months). Therefore, it is worth repeating the conducted study on a larger number of observations, which will be possible in the future. Furthermore, it would also be reasonable to use other variables to explain the value of deposits and banking sector loans.

---

**Keywords:** banks, deposit outflow, war in Ukraine, impact of war on banks, deposit to loan ratio