

Maciej Wawrzyniak*
ORCID: 0000-0002-1634-0101
wawrzyniakm@windowslive.com

Efektywność techniczna polskiego sektora banków komercyjnych¹

Streszczenie

Celem artykułu jest zbadanie efektywności polskiego sektora banków komercyjnych. Autor oszacował parametry stochastycznego modelu granicznego używając danych o 24 polskich bankach komercyjnych pochodzących z lat 2011–2018. Na potrzeby konstrukcji modelu przyjęto jeden produkt (wartość udzielonych kredytów i inwestycji w papiery wartościowe) oraz trzy czynniki produkcji: nakład finansowy (środki z depozytów), pracę (mierzoną liczbą pracowników) oraz nakład fizyczny. Uzyskane rezultaty sugerują relatywnie wysoki poziom efektywności technicznej (około 85%), która w badanym okresie wykazywała tendencję rosnącą. Malejący efekt skali (wynoszący przeciętnie poniżej 1) sugeruje, że polski sektor banków komercyjnych znajduje się w fazie dojrzałości. Zgodnie z oczekiwaniem głównym czynnikiem determinującym wielkość produkcji są depozyty (elastyczność powyżej 0.8), przy istotnie mniejszym poziomie elastyczności pozostałych dwóch czynników (poniżej 0.1). Dodatkowo poddano analizie wpływ wielkości banku oraz pochodzenia kapitału dominującego w banku na zmiany poziomu efektywności. Przeprowadzona analiza prowadzi do wniosku, że nie ma różnicy w przeciętnym poziomie efektywności pomiędzy bankami dużymi i małymi. Ponadto wykazano, że banki z dominującym kapitałem zagranicznym mają przeciętnie wyższą efektywność niż banki krajowe.

Słowa kluczowe: efektywność techniczna banków, polski sektor bankowy, stochastyczne modele graniczne, dane panelowe

JEL: C23, D24, G21

Technical Efficiency of the Polish Commercial Banking Sector

Abstract

The main purpose of this article is to analyze the efficiency of the Polish commercial banking sector. In order to do this, the author estimated a stochastic frontier function using the information about 24 Polish commercial banks during the period 2011–2018. For the purpose of

* Maciej Wawrzyniak – doktorant na Uniwersytecie Ekonomicznym w Krakowie.

¹ Autor pragnie wyrazić wdzięczność profesorowi Jerzemu Marcowi za cenne uwagi i dyskusje.

the estimation, the author defined one product (the value of granted loans and investments in securities) and three inputs: financial (value of deposits), labour (number of employees) and fixed.

The results suggest a relatively high level of technical efficiency (c.a. 85%), which increased throughout the years. The decreasing trend in return-to-scale factor (which is on average below 1) suggests that the polish commercial banking's sector is mature. In line with the expectations, the most important input is the value of deposits (with a level of elasticity higher than 0.8). The remaining two inputs exhibit significantly lower level of elasticity (lower than 0.1). In addition, the author tested if a bank's size or bank's capital origin (domestic or foreign) have an influence on the efficiency. The conducted analysis led to the conclusion that there is no difference in average level of efficiency between big and small banks. On the other hand, banks with a majority of foreign capital have on average a higher level of efficiency compared to domestic banks.

Key words: bank technical efficiency, polish banking sector, stochastic frontier analysis, panel data

Wstęp

W ostatnim dziesięcioleciu można było zaobserwować istotny wzrost zainteresowania opinii publicznej tematem stabilności i rozwoju sektora finansowego. Było to spowodowane między innymi globalnym kryzysem finansowym z 2008 r., który istotnie wpłynął na kształt światowej gospodarki. W następstwie tego kryzysu wzrosła liczba regulacji prawnych wpływających m.in. na sposób funkcjonowania instytucji finansowych. Należy wspomnieć o nowej wersji Bazylejskiej reformy bankowej (Bazylea III) oraz o nowych wytycznych dotyczących wymogów sprawozdawczości finansowej, tj. o Międzynarodowych Standardach Sprawozdawczości Finansowej 9. Wytyczne zawarte w obu rekomendacjach wymagają wykorzystywania metod z zakresu statystyki i ekonometrii w działalności sprawozdawczej i kontrolnej prowadzonej w bankach. Z tego powodu zasadne jest wykorzystywanie w analizie efektywności sektora finansowego wybranych metod wypracowanych i stosowanych od lat w odniesieniu do innych przedsiębiorstw lub jednostek *non-profit*. Na gruncie klasycznej ekonomii efektywność w ujęciu technicznym, rozumiana jako relacja pomiędzy produktem a niezbędnymi do jego uzyskania nakładami, niesie ważną informację o sprawności działalności przedsiębiorstw należących do danej branży. Analiza efektywności daje relatywnie obiektywną informację o sytuacji poszczególnych przedsiębiorstw i ewentualnie wskazuje na możliwe do usprawniania obszary ich działania.

W niniejszym artykule w badaniach dotyczących pomiaru efektywności polskiego sektora banków komercyjnych w latach 2011–2018 wykorzystano stochastyczne modele graniczne, które są podstawowym narzędziem ekonometrycznym stosowanym w tego typu zagadnieniach.

We wstępie artykułu zawarto przegląd dotychczasowych badań z zakresu analizy efektywności banków z wykorzystaniem stochastycznych modeli granicznych. Na-

stępnie omówiono koncepcję metody badawczej i zaprezentowano szczegółowe informacje na temat wykorzystanych danych. W zasadniczej części artykułu przedstawiono i zinterpretowano uzyskane wyniki. Ostatni rozdział to podsumowanie uzyskanych rezultatów oraz przedstawienie kierunków dalszych badań.

1. Badania w literaturze przedmiotu

Pierwsze badania dotyczące zagadnienia efektywności banków komercyjnych w Polsce przeprowadzono pod koniec lat 90. ubiegłego wieku². W pracach tych autorzy skupili się na zagadnieniu efektywności kosztowej poszczególnych oddziałów jednego z polskich banków komercyjnych z wykorzystaniem klasycznych modeli granicznych. Artykuły te mają również charakter metodyczny, a przedstawiona koncepcja pomiaru efektywności banków z wykorzystaniem stochastycznych modeli granicznych wówczas nie była szerzej znana w polskojęzycznej naukowej literaturze ekonomicznej. W innych pracach tych autorów analiza efektywności została zaprezentowana na gruncie wnioskowania bayesowskiego³. Badania dotyczące pomiaru efektywności banków w Polsce były kontynuowane między innymi w pracach J. Barburskiego⁴, w których analizę efektywności przeprowadzono na poziomie uzyskiwanych zysków dla oddziałów banku komercyjnego, również w kontekście dorobku analizy wskaźnikowej rozwiniętej na gruncie badań z zakresu rachunkowości. Popularnym podejściem do tematyki, prezentowanym w wielu pracach empirycznych, jest łączenie pomiaru efektywności z próbą wyjaśnienia przyczyn jej zróżnicowania pomiędzy badanymi obiektami. W literaturze zidentyfikowano wiele takich determinant, np. pochodzenie kapitału własnego (krajowego bądź zagranicznego), bądź wpływ otoczenia rynkowego lub makroekonomicznego⁵.

² J. Marzec, J. Osiewalski, *Pomiar efektywności kosztowej banków: zarys metodologii*, „Folia Oeconomica Cracoviensia”, t. 39–40, PAN – Oddział w Krakowie, 1996–1997; J. Marzec, *Modelowanie procesu produkcji banków i badanie ich efektywności kosztowej*, „Ekonometria Czasu Transformacji”, A.S. Barczak (red.), Wydawnictwo Uczelniane Akademii Ekonomicznej w Katowicach, Katowice 1998, s. 87–98; J. Marzec, *Produkty i czynniki produkcji w badaniach efektywności kosztowej banków*, [w:] *Zastosowania rozwiązań informatycznych w bankowości*, A. Gospodarowicz (red.), Prace Naukowe AE we Wrocławiu nr 797, Wrocław 1998, s. 156–164; J. Marzec, *Produkty, czynniki produkcji i funkcja kosztów w badaniach efektywności kosztowej banków*, „Ekonomista” 1999, 3, s. 281–304.

³ J. Marzec, *Ekonometryczna analiza efektywności kosztów w bankach komercyjnych*, rozprawa doktorska napisana pod kierunkiem prof. dr hab. Jacka Osiewalskiego, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, 2000; J. Marzec, J. Osiewalski, *Bayesian inference on technology and cost efficiency of bank branches*, „Bank i Kredyt” 2008, nr 9, s. 29–43;

⁴ J. Barburski, *Ekonometryczny pomiar efektywności ekonomicznej instytucji finansowych. Stochastyczny model graniczny*, „Bank i Kredyt” 2010, 41 (1), s. 31–56; J. Barburski, *Alternatywna koncepcja pomiaru efektywności zysków jako kryterium oceny działalności banków*, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” 2012, nr 51, s. 267–280; J. Barburski, *Szacowanie efektywności ekonomicznej na przykładzie oddziałów banku*, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” 2017, 5(89/1), s. 11–30.

⁵ M. Pawłowska, *Poziom konkurencji i efektywność a koncentracja na polskim rynku bankowym*, „Materiały i Studia”, 192, NBP, Warszawa 2005; A. Andries, B. Capraru, *Competition and efficiency in EU 27 banking systems*, „Baltic Journal of Economics” 2012, 12(1), s. 41–60; J. Skrzypek, M. Trojak, *Analiza porównawcza efektywności banków przy wykorzystaniu modelu granicznego kosztów w wybranych*

Innym celem badań z wykorzystaniem pomiaru efektywności jest międzynarodowa analiza porównawcza efektywności sektorów banków komercyjnych pochodzących z różnych krajów. Często w tych badaniach wykorzystuje się grupę krajów, które podlegały istotnym zmianom geopolitycznym i ekonomicznym zachodzącym w podobnym okresie, np. nowo przyjętych do Unii Europejskiej krajów z grupy socjalistycznych państw Europy Środkowej i Wschodniej⁶ lub państw półwyspu bałkańskiego⁷.

2. Specyfikacja modelu i metoda pomiaru efektywności

Głównym celem tego artykułu jest oszacowanie efektywności technicznej banków komercyjnych w Polsce. W literaturze z zakresu mikroekonomii efektywność techniczna może być interpretowana jako miara wskazująca, w jakim relatywnym stopniu bank gospodaruje swoimi zasobami (nakładami) w procesie pozyskiwania produktu. Miernik ten informuje o możliwościach zwiększenia produkcji, gdy bank, angażując ustalony zestaw nakładów, efektywnie by je wykorzystywał. Pomiar ten jest względny, gdyż opiera się na konstrukcji granicznej funkcji produkcji na podstawie całego zbioru danych, która stanowi benchmark dla określenia potencjalnie maksymalnej produkcji, możliwej do uzyskania dla badanego banku. Miernik efektywności technicznej jest ilorzem produkcji obserwowanej dla banku i tej maksymalnej, określonej na podstawie granicznej (mikroekonomicznej) funkcji produkcji. Do opisu potencjalnej nieefektywności banków wykorzystano stochastyczne modele graniczne, które zostały zaproponowane równocześnie w pracach Aigner, Lovell i Schmidt⁸ oraz Meeusen i Van Den Broeck⁹. W przypadku danych przekrojowo-czasowych stochastyczny model graniczny dla i -tego banku ($i=1, \dots, N$) w okresie t ($t=1, \dots, T$) można zapisać w następujący sposób:

krajach europejskich, „Wiadomości Statystyczne” 2014, nr 11, s. 30–47; J. Skrzypek, M. Trojak, *Pomiar efektywności banków w Polsce z wykorzystaniem stochastycznej analizy granicznej*, „Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica” 2014, vol. 3, t. 303, s. 201–216; M. Pawłowska, *Wpływ zagranicznych banków macierzystych na rentowność ich fili i oddziałów w Polsce podczas kryzysu finansowego*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych, Szkoła Główna Handlowa” 2017, nr 47, s. 143–156; S. Kozak, A. Wierzbowska, *Bank efficiency and concentration of the banking sector in the CEE countries*, „Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Polityki Europejskie, Finanse i Marketing” 2019, nr 22, s. 77–89.

⁶ M. Kosak, P. Zajc, J. Zoric, *Bank efficiency differences in the new EU member states*, „Baltic Journal of Economics” 2009, 9(2), s. 67–90; A. Andries, B. Capraru, *Competition and efficiency in EU 27...*, *op. cit.*; J. L. Gallizo, J. Moreno, M. Salvador, *The Baltic banking system in the enlarged European Union: the effect of the financial crisis on efficiency*, „Baltic Journal of Economics” 2017, 18, s. 1–24.

⁷ Y. Fang, I. Hasan, K. Marton, *Bank Efficiency in Transition Economies: Recent Evidence from South-Eastern Europe*, „Bank of Finland Research Discussion Paper” 2011, No. 5.

⁸ D. Aigner, C.A.K. Lovell, P. Schmidt, *Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Models*, „Journal of Econometrics” 1977, 6.

⁹ W. Meeusen, J. Van Den Broeck, *Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error*, „International Economic Review” 1977, 8.

$$y_{i,t} = h(x_{i,t}; \beta) + v_{i,t} + u_{i,t}, \quad (1)$$

gdzie: $y_{i,t}$ oznacza logarytm naturalny produktu, h jest funkcją produkcji o określonej postaci, $x_{i,t}$ jest wektorem zawierającym logarytmy nakładów, β jest wektorem k parametrów podlegających oszacowaniu, $v_{i,t}$ jest błędem losowym o rozkładzie normalnym ze średnią 0 i stałą wariancją, tj. $v_{i,t} \sim N(0, \sigma_v^2)$ natomiast $u_{i,t}$ jest nieujemną zmienną losową reprezentującą nieefektywność.

W przypadku postaci funkcji $h(x_{i,t}; \beta)$ zastosowano funkcję translogarytmiczną, która jest bardzo często wykorzystywana w literaturze¹⁰. W przypadku i -tego banku w okresie t przyjmie ona następującą postać (poniższa funkcja jest rozbudowana o dodatkowo trend liniowy):

$$h(x_{i,t}, \beta) = \beta_0 + \sum_{j=1}^J \beta_j \cdot x_{i,t,j} + \sum_{j=1}^J \sum_{j \geq g} \beta_{j,g} \cdot x_{i,t,j} \cdot x_{i,t,g} + \beta_{trend} \cdot t, \quad (2)$$

gdzie: j oznacza j -ty nakład ($j=1, \dots, J$), w tych badaniach $J=3$. Warto sprawić, aby parametry β_j były bezpośrednio interpretowalne w kategoriach elastyczności funkcji produkcji względem wybranego j -tego czynnika (analogicznie jak w przypadku funkcji Cobba i Douglasa). W tym celu należy dokonać odpowiedniej transformacji nakładów i dzięki temu uzyskuje się elastyczności dla tzw. hipotetycznego (przeciętnego) banku, którego produkt i nakłady są równe średniej geometrycznej tychże zmiennych policzonych na podstawie wszystkich obserwacji w próbie.

W konsekwencji przyjmuje się, że $x_{i,t,j} = \frac{z_{i,t,j}}{\bar{z}_j}$ gdzie: \bar{z} jest średnią wartością nakładu j policzoną ze wszystkich obserwacji. Czyli $\bar{z}_j = \frac{\sum_{m=1}^M z_{i,t,j}}{M}$, gdzie: $z_{i,t,j}$ to logarytm j -tego nakładu, a M jest iloczynem N i T . Dodatkowo rozważa się pomiar produkcji i zużycie czynników produkcji na skali logarytmicznej, więc efektywność techniczna i -tego banku w okresie t jest liczona jako:

$$TE_{i,t} = \exp(-u_{i,t}). \quad (3)$$

W literaturze jest wiele koncepcji proponujących opis nieefektywności w kategoriach statystycznych. Przykładowo, w pracy Battese i Coelli¹¹ zaproponowano, aby nieefektywność zmieniała się w czasie w sposób systematyczny według następującej formuły:

¹⁰ J. Osiewalski, J. Marzec, *Bayesowska analiza efektywności kosztowej oddziałów banku: założenia i wyniki*, [w:] *Prognozowanie w zarządzaniu firmą*, Prace Naukowe AE we Wrocławiu (808), 1998; M. Kosak, P. Zajc, J. Zoric, *Bank efficiency differences...*, *op. cit.*; Y. Fang, I. Hasan, K. Marton, *Bank Efficiency in Transition Economies...*, *op. cit.*; A. Andries, B. Capraru, *Competition and efficiency...*, *op. cit.*; J. Skrzypek, M. Trojak, *Pomiar efektywności banków w Polsce z wykorzystaniem...*, *op. cit.*; S. Kozak, A. Wierzbowska, *Bank efficiency and concentration...*, *op. cit.*

¹¹ G.E. Battese, T.J. Coelli, *Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India*, „Journal of Productivity Analysis”, 1992.

$$u_{i,t} = f(t) \cdot u_i = \exp[-\eta(t - T)] \cdot u_i, \quad (4)$$

gdzie: u_i jest niezależną między obserwacjami i zadaną tym samym rozkładem prawdopodobieństwa zmienną losową. Autorzy ci zaproponowali dla u_i rozkład normalny $N(\mu, \sigma_u^2)$, który podlega ucięciu w zerze, aby spełniony był warunek $u_i \geq 0$. Natomiast η jest nieznanym dodatkowym parametrem podlegającym szacowaniu i odpowiadającym za kierunek zmiany efektywności w czasie. Jeżeli $\eta > 0$, to efektywność i -tej obserwacji rośnie w kolejnych okresach, natomiast gdy $\eta < 0$, to efektywność maleje po czasie. Szczególny przypadek gdy $\eta = 0$, oznacza, że efektywność jest stała we wszystkich badanych okresach. Jeżeli w rozkładzie definiującym nieefektywność przyjmujemy, że wartość oczekiwana rozkładu bazowego (μ) jest równa zero ($\mu = 0$), to wtedy efektywność jest zadana rozkładem półnormalnym $u_{i,t} \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ (ang. *half-normal*), natomiast jeżeli ta wartość oczekiwana jest dowolna (w praktyce różna od zera), to rozkład ten jest określany jako ucięty rozkład normalny $u_{i,t} \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$ (ang. *truncated*).

W części empirycznej rozważano cztery przypadki zastosowanego stochastycznego modelu granicznego (wzór 2), które różnią się założeniami dotyczącymi nieefektywności $u_{i,t}$.

Tabela 1. Definicja rozważanych modeli

Nazwa modelu	Założenia	Interpretacja
Model 1	$\mu = \eta = 0$	Nieefektywność stała po czasie, rozkład półnormalny.
Model 2	$\mu \neq 0 \wedge \eta = 0$	Nieefektywność stała po czasie, ucięty rozkład normalny.
Model 3	$\mu = 0 \wedge \eta \neq 0$	Nieefektywność zmienna po czasie, rozkład półnormalny.
Model 4	$\mu \neq 0 \wedge \eta \neq 0$	Nieefektywność zmienna po czasie, ucięty rozkład normalny.

Źródło: opracowanie własne za G.E. Battese, T.J. Coelli, *Frontier Production Functions...*, *op. cit.*

Zastosowana w niniejszym artykule metoda została pierwotnie zaproponowana w latach 90. XX wieku, jednakże jest ona wciąż wykorzystywana do badań empirycznych z zakresu efektywności przedsiębiorstw¹². Stochastyczne modele graniczne są jednak wciąż rozwijane, a więc podlegają dalszym modyfikacjom¹³.

¹² Por. m.in. J. Marzec, A. Pisulewski, *The Measurement of Time-Varying Technical Efficiency and Productivity Change in Polish Crop Farms*, „German Journal of Agricultural Economics” 2019; S. Kozak, A. Wierzbowska, *Bank efficiency and concentration...*, *op. cit.*; A. Andries, B. Capraru, *Competition and efficiency...*, *op. cit.*; M. Kosak, P. Zajc, J. Zoric, *Bank efficiency differences...*, *op. cit.*

¹³ Np. O. Badunenko, S. Kumbhakar, *Economies of scale, technical change and persistent and time-varying cost efficiency in Indian banking: Do ownership, regulation and heterogeneity matter?*, „European Journal of Operational Research, Elsevier” 2017, vol. 260(2); S. Kumbhakar, H. Wang, A. Horncastle, *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*, Cambridge University Press, 2015;

Na potrzeby tego artykułu opisana metoda zostanie wykorzystana do oszacowania efektywności technicznej banków komercyjnych w Polsce. Jednak nie jest ona unikatowa dla badań z zakresu bankowości. Metoda szacowania funkcją produkcji wypracowanej na gruncie mikroekonomii ma charakter ogólny i może być z powodzeniem stosowana do analiz przedsiębiorstw z różnych branż, np. rolnictwa¹⁴. Jednakże dla każdej branży inaczej będą zdefiniowane zarówno produkty, jak i poszczególne nakłady. Kolejna część artykułu przedstawia sposób konstrukcji zmiennych objaśnianej (produktu) i objaśniających (nakładów) w kontekście wykorzystania funkcji produkcji do analizy banków komercyjnych.

3. Opis danych charakteryzujących sektor banków komercyjnych

3.1. Źródło danych

Dane wykorzystane w artykule pochodzą z bazy Orbis Bank Focus, która jest rozszerzeniem kolekcji zwanej BankFocus¹⁵. Baza ta jest własnością Bureau van Dijk, należącej do grupy Moody's Analytics. Orbis Bank Focus zawiera informacje dotyczące ponad 44 000 banków, instytucji ubezpieczeniowych i nie-bankowych instytucji finansowych pochodzących z całego świata. Baza zawiera dane finansowe pochodzące ze sprawozdań finansowych oraz inne informacje o charakterze niefinansowym (np. adresy spółek).

W przypadku danych dla sektora bankowości komercyjnej w Polsce rozważany zbiór danych ma charakter przekrojowo-czasowy i obejmuje obserwacje dotyczące 24 polskich banków komercyjnych w latach 2011–2018 (z 32 aktywnych banków na koniec 2018 roku¹⁶). Informacje sprzed 2011 roku były dostępne jedynie dla pojedynczych banków, co w konsekwencji mogłoby powodować problemy z reprezentatywnością tak uzyskanej próby dla tego podokresu. Badany zbiór ma charakter panelu niezbilansowanego, tj. liczba dostępnych obserwacji w czasie dla poszczególnych banków jest różna. Wynika to z pewnych obiektywnych przyczyn, np. z fuzji łączących istniejące już banki lub powstawania nowych banków w tym okresie. Niestety, tylko w przypadku 13 banków informacje były dostępne dla całego okresu. W przypadku pozostałych 12 najkrótszy dostępny zakres danych obejmował 4 lata. Ogólnie przeciętna długość dostępnego szeregu czasowego wynosiła 7 lat. Ostatecznie zbiór danych obejmował 169 indywidualnych obserwacji.

Początkowo próba obejmowała 35 banków komercyjnych. Jednak 10 banków, głównie tych o małej wielkości mierzonej aktywami ogółem, nie zostało objętych badaniem,

W. Greene, *The Econometric Approach to Efficiency Analysis*, [w:] *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Change*, Oxford University Press, 2008.

¹⁴ Por. np. J. Marzec, A. Pisulewski, *The Measurement of Time-Varying Technical Efficiency...*, *op. cit.*

¹⁵ <https://banks.bvdinfo.com/version-2020922/home.serv?product=OrbisBanks>

¹⁶ Komisja Nadzoru Finansowego, *Raport o sytuacji banków w 2018 r.*, 2019.

ze względu na brak dostępnych informacji. Należy jednak zaznaczyć, że próba składająca się z 24 banków jest wystarczająco reprezentatywna, aby wnioskować na jej podstawie o głównych procesach zachodzących w rozważanym sektorze bankowym. Wniosek ten sformułowano na podstawie analizy udziałów wartości aktywów ogółem banków znajdujących się w próbie w aktywach całego sektora banków komercyjnych, które obliczono dla każdego z badanych okresów. Udziały te są bardzo wysokie, i w badanym okresie wykazują niewielką zmienność w zakresie pomiędzy 86% a 91%. W celu uzyskania informacji o wielkości sektora banków komercyjnych wykorzystano roczne raporty Komisji Nadzoru Finansowego, które dotyczą sytuacji sektora bankowego w Polsce¹⁷.

Wspomniana baza Orbis Bank Focus udostępnia informacje z różnych typów sprawozdań finansowych. Jednak najbardziej użyteczne są te pochodzące ze sprawozdań jednostkowych (nieskonsolidowanych). Wykorzystanie tych sprawozdań ma zapewnić jak największą spójność posiadanego zbioru danych¹⁸. W przypadku braku danych ze sprawozdań jednostkowych skorzystano z informacji pochodzących ze sprawozdań skonsolidowanych.

3.2. Konstrukcja zmiennych i zatrudnienia

W analizach efektywności ekonomicznej dopuszcza się sytuację, w której banki działają nieefektywnie w tym sensie, że nie optymalizują określonego wymiernego celu ze względu na pewne ograniczenia wewnętrzne lub zewnętrzne. Takim celem może być maksymalizacja produkcji, minimalizacja kosztu lub maksymalizacja zysku. W przedstawionych badaniach wykorzystano koncepcję mikroekonomicznej funkcji produkcji zaadaptowaną na potrzeby sektora banków komercyjnych. W konsekwencji konieczne jest określenie produktów, czynników wytwórczych oraz ich pomiar. Definicja produktu (zmiennej objaśnianej) i nakładów (zmiennych objaśniających) zastosowana w artykule jest zgodna z teorią zaproponowaną pierwotnie w pracy Sealey i Lindley¹⁹. Wykorzystano podejście określane w literaturze jako podejście intermediacyjne²⁰. Jest ono obecnie powszechnie stosowane w pracach dotyczących analizy efektywności sektora bankowego wykorzystujących stochastyczne modele graniczne²¹. Zgodnie z tym podejściem produkty w postaci przede wszystkim udzielonych kredytów i inwestycji w papiery wartościowe są

¹⁷ Komisja Nadzoru Finansowego, *Raport o sytuacji banków w 2014 r.*, 2015; Komisja Nadzoru Finansowego, *Raport o sytuacji banków w 2015 r.*, 2016; Komisja Nadzoru Finansowego, *Raport o sytuacji banków w 2017 r.*, 2018; Komisja Nadzoru Finansowego, *Raport o sytuacji banków w 2018 r.*, *op. cit.*

¹⁸ M. Kosak, P. Zajc, J. Zoric, *Bank efficiency differences...*, *op. cit.*

¹⁹ C.W. Sealey, J.T. Lindley, *Inputs, Outputs and a Theory of Productions and Cost at Depository Financial Institutions*, „Journal of Finance” 32, 1977.

²⁰ Zob. np. J. Marzec, *Produkty, czynniki produkcji i funkcja kosztów...*, *op. cit.*

²¹ Np. M. Kosak, P. Zajc, J. Zoric, *Bank efficiency differences...*, *op. cit.*; Y. Fang, I. Hasan, K. Marton, *Bank Efficiency in Transition Economies...*, *op. cit.*; J. Skrzypek, M. Trojak, *Pomiar efektywności banków w Polsce z wykorzystaniem...*, *op. cit.*; J.L. Gallizo, J. Moreno, M. Salvador, *The Baltic banking system in the enlarged European Union...*, *op. cit.*

uzyskiwane przy wykorzystaniu nakładów, najczęściej kapitału fizycznego²², finansowego i pracy. Szczegółowy opis poszczególnych zmiennych jest zaprezentowany w tabeli 2.

Tabela 2. Opis i klasyfikacja wykorzystanych zmiennych

Typ zmiennej	Nazwa	Kod zmiennej	Opis
Objaśniana	Kredyty i inne inwestycje (produkt)	Prod	<ul style="list-style-type: none"> • Papiery wartościowe (brutto) • Inwestycje w jednostki zależne • Kredyty (brutto)
Objaśniająca	Nakład fizyczny	St	<ul style="list-style-type: none"> • Aktywa trwałe • Własność intelektualna • Inne aktywa
	Depozyty (nakład finansowy)	Fin	<ul style="list-style-type: none"> • Depozyty (brutto)
	Zatrudnienie (nakład pracy)	L	<ul style="list-style-type: none"> • Liczba pracowników

Źródło: opracowanie własne.

Baza Orbis Bank Focus zawiera kompleksowe informacje dotyczące sytuacji finansowej banków. Jednakże są w niej istotne braki dotyczące informacji o liczbie pracowników. W konsekwencji często w badaniach, wykorzystujących tę bazę jako źródło danych, stosuje się uproszczenie polegające na tym, że nakład pracy jest zastępowany przez wartość aktywów ogółem²³. Takie podejście nie wydaje się uzasadnione z ekonomicznego punktu widzenia. Na potrzeby zaprezentowanych badań pozyskano dane o zatrudnieniu, wykorzystując informacje pochodzące bezpośrednio z bankowych sprawozdań finansowych lub informacji prasowych. Jednakże w pewnych przypadkach konieczne było szacowanie wielkości zatrudnienia wykorzystując dane o innych zmiennych ekonomicznych pośrednio informujących o skali zatrudnienia. Przykładowo, dla i -tego banku w okresie t zatrudnienie było szacowane z wykorzystaniem następującej formuły:

²² Czynniki ten jest również określany jako „nakład stały”. Mając na uwadze to, że ten nakład ma kluczowe znaczenie w teorii mikroekonomii, gdy definiuje się krótkookresową i długookresową funkcję produkcji, zdecydowano się na termin „nakład fizyczny”.

²³ M. Kosak, P. Zajc, J. Zoric, *Bank efficiency differences...*, op. cit.; A. Andries, B. Capraru, *Competition and efficiency...*, op. cit.; J. Skrzypek, M. Trojak, *Pomiar efektywności banków w Polsce z wykorzystaniem...*, op. cit.; J. L. Gallizo, J. Moreno, M. Salvador, *The Baltic banking system in the enlarged European Union...*, op. cit.; S. Kozak, A. Wierzbowska, *Bank efficiency and concentration...*, op. cit.

$$Praca_{i,t} = \frac{\text{Koszty pracownicze}_{i,t}}{\text{Przeciętny koszt jednostkowy}_i}, \quad (5)$$

gdzie: koszty pracownicze oznaczają wydatki związane z płacami pracowników, będącymi składnikiem rachunku zysków i strat. Natomiast przeciętny koszt jednostkowy wyraża średnią arytmetyczną ilorazów kosztów pracowniczych i liczby zatrudnionych osób w przypadku okresów, w których liczba pracowników była znana z innych dostępnych źródeł. Głównym ograniczeniem tej aproksymacji zatrudnienia jest założenie o stałości poziomu płac, tj. zmiana w wielkości kosztów pracowniczych jest rezultatem jedynie zmiany w liczbie zatrudnionych. Założenie to nie uwzględnia zmiany polityki płacowej danego banku. Zastosowanie tego podejścia umożliwia jednak wykorzystanie pracy jako czynnika produkcji, co jest spójne w teorią ekonomii, w przeciwieństwie do wykorzystania aproksymanty w postaci wielkości aktywów. Ponadto prowadzi to do interpretowalnych wyników (w kontekście kosztu pracy).

W tabeli 3 porównano koszt pracy jako przeciętne miesięczne wynagrodzenie w banku policzony z wykorzystaniem oszacowanej liczby pracowników i aktywów ogółem (czyli wydatki na płace zostały wydzielone przez obie te wartości). Dodatkowo zaprezentowano iloraz liczby pracowników i aktywów ogółem. Jeżeli ten iloraz byłby stały w czasie, to wtedy wartość aktywów ogółem byłaby dobrą aproksymatą liczby pracowników. Jednakże – por. tabela 3 – iloraz jest relatywnie stały do roku 2016, po którym następuje jego istotny wzrost, co w konsekwencji prowadzi do konkluzji, że aktywa ogółem nie są wystarczającą dobrą pozycją w bilansie do aproksymacji zatrudnienia.

Tabela 3. Przeciętny miesięczny koszt zatrudnienia pracownika liczony różnymi metodami w latach 2011–2018 (wartości w PLN)

Wyszczególnienie	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Płace/liczba pracowników (w tys.)	7,74	8,60	9,06	8,88	9,79	9,41	10,17	9,81
Płace/aktywa ogółem	2,99	3,28	3,91	3,64	3,87	3,5	3,21	2,41
Liczba pracowników/aktywa ogółem	2,59	2,62	2,32	2,44	2,53	2,69	3,17	4,07

Źródło: obliczenia własne.

Przeciętnie bank w badanym okresie udzielił 12 mld euro kredytów (co traktuje się jako produkt), wykorzystując do tego 11 mld euro posiadanych depozytów oraz 194 mln kapitału fizycznego. W tymże okresie bank przeciętnie zatrudniał prawie 6 tysięcy pracowników.

Tabela 4. Charakterystyki opisowe dla zmiennych z lat 2011–2018

Zmienna	Średnia	Kwantyle rozkładu empirycznego		
		10	50	75
Kredyty i inne inwestycje (w mln euro)	12 068	2 924	8 079	15 682
Nakład fizyczny (w mln euro)	195	28	70	232
Depozyty (w mln euro)	11 126	3 076	7 570	13 964
Zatrudnienie (w osobach)	5 843	1 420	4 895	6 637

Źródło: opracowanie własne.

4. Wyniki

W tabeli 5 przedstawiono oceny parametrów wraz z błędami szacunku (w nawiasach) dla wszystkich rozważanych czterech specyfikacji modeli (tabela 1). Modele te oszacowano wykorzystując pakiet statystyczny R²⁴ i dostępną bibliotekę *frontier*²⁵. Szczegółowy opis pakietu i teorii związanej z mikroekonomiczną funkcją produkcji jest zaprezentowany w pracy A. Henningsen²⁶. W dalszej części tabeli dla każdego modelu przedstawiono: logarytm wiarygodności, wartość średnią z ocen mierników efektywności obliczonych dla wszystkich banków i wartość efektu skali (RTS) wraz z błędem policzoną dla przeciętnego banku. W celu diagnostyki każdego z modeli przeprowadzono testowanie, czy są podstawy do zredukowania funkcji translogarytmicznej do prostszej funkcji typu Cobba i Douglasa. W tym celu wykorzystano test ilorazu wiarygodności. Dodatkowe parametry σ^2 oraz γ reprezentują odpowiednio ogólną zmienność sumy obu składników losowych ($\sigma_v^2 + \sigma_u^2$) i udział nieefektywności w tejże zmienności. W konsekwencji wariancja nieefektywności (σ_u^2) jest równa iloczynowi σ^2 i γ .

Ważnym wnioskiem jest spostrzeżenie, że w ramach każdego rozważanego modelu uzyskano relatywnie zbliżone wyniki. Warto zwrócić uwagę, że modele 3 i 4 (nieefektywność zmienia się w czasie) mają o wiele większą wartość logarytmu wiarygodności w porównaniu z modelami 1 i 2 (nieefektywność jest stała w rozważanym okresie). Jednocześnie ocena parametru η jest silnie różna od zera i dodatnia. Zatem dopuszczenie monotonicznej zmienności w czasie dla nieefektywności (w konsekwencji η jest dodatkowym parametrem w modelach 3 i 4) znajduje odzwierciedle-

²⁴ R Core Team, *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <http://www.R-project.org/>, 2013.

²⁵ T. Coelli, A. Henningsen, *frontier: Stochastic Frontier Analysis*. R package version 1.1–2. <https://CRAN.R-Project.org/package=frontier>, 2017

²⁶ A. Henningsen, T. Czepak, *Introduction to Econometric Production Analysis with R (Fourth Draft Version)*, Department of Food and Resource Economics, University of Copenhagen, 2019.

Tabela 5. Wyniki estymacji

Parametr	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Wyraz wolny	-0,08 (0,06)	0 (0,13)	0,18 (0,1)	0,31 (0,08)
ln(St)	0,04 (0,04)	0,02 (0,05)	0,07 (0,04)	0,07 (0,04)
ln(Fin)	0,80 (0,05)	0,79 (0,06)	0,83 (0,05)	0,81 (0,04)
ln(L)	0,13 (0,06)	0,17 (0,07)	0,07 (0,05)	0,10 (0,05)
(ln(St))^2	-0,002 (0,05)	0,02 (0,06)	0,0007 (0,04)	0,005 (0,04)
(ln(Fin))^2	-0,03 (0,05)	-0,03 (0,05)	0,03 (0,05)	0,04 (0,05)
(ln(L))^2	0,09 (0,07)	0,09 (0,08)	0,08 (0,07)	0,07 (0,07)
ln(St) * ln(Fin)	-0,02 (0,09)	-0,05 (0,09)	-0,10 (0,09)	-0,14 (0,09)
ln(St) * ln(L)	-0,05 (0,11)	-0,07 (0,11)	-0,03 (0,1)	-0,01 (0,1)
ln(Fin) * ln(L)	0,07 (0,07)	0,10 (0,08)	0,07 (0,07)	0,09 (0,08)
trend	0,03 (0,01)	0,03 (0,01)	-0,03 (0,01)	-0,04 (0,01)
σ^2	0,08 (0,02)	0,06 (0,01)	0,04 (0,005)	0,04 (0,004)
γ	0,42 (0,15)	0,24 (0,14)	0,01 (0,02)	0,005 (0,004)
η	-	-	0,45 (0,1)	0,43 (0,05)
μ	-	0,23 (0,15)	-	0,03 (0,01)
Dodatkowe statystyki				
Logarytm wiarygodności	11,59	12,24	20,03	21,84
Średnia efektywność	0,87	0,79	0,89	0,85
Efekt skali (błąd)	0,97 (0,03)	0,97 (0,03)	0,97 (0,02)	0,98 (0,03)
Test ilorazu wiarygodności				
Chi2 (p-value)	32,09 (0,00)	33,32 (0,00)	31,16 (0,00)	34,78 (0,00)

Źródło: obliczenia własne.

nie w wynikach estymacji. Test ilorazu wiarygodności zdecydowanie wskazuje, że dane odrzucają hipotezę, iż do opisu procesu produkcji wystarczy funkcja typu Cobba i Douglasa. Spośród wszystkich rozważanych specyfikacji, najwyższą wartość ma najogólniejszy model 4, więc wyniki uzyskane z wykorzystaniem tego modelu będą zaprezentowane bardziej szczegółowo w dalszej części artykułu.

Przeciętna efektywność techniczna dla wszystkich specyfikacji wynosi około 0,85, czyli sektor bankowy jest w 85% efektywny i, korzystając z obecnie posiadanych zasobów, może wygenerować dodatkowe 17,65% produktu. Taki poziom efektywności należy ogólnie uważać za bardzo wysoki. Z drugiej strony wartość współczynnika efektu skali (RTS) jest mniejsza od 1, co oznacza malejące korzyści (efekt) skali. Może to świadczyć o dojrzałości polskiego sektora bankowego, tj. wyjścia poza okres intensywnego rozwoju, który charakteryzował się rosnącym efektem skali (RTS>1). Jednakże, gdy sformułuje się hipotezę zerową o stałych korzyściach skali, to z uwagi na relatywnie duży błąd szacunku uzyska się wnioszek, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, iż RTS=1. Ze statystycznego punktu widzenia oznacza to, że banki działają w pełni racjonalnie w odniesieniu do skali produkcji (zgodnie z teorią ekonomii). Bardziej szczegółowa analiza efektywności oraz pomiar elastyczności funkcji produkcji względem nakładów została zaprezentowana w następnych sekcjach.

4.1. Analiza efektywności

W tabeli 6 przedstawiono podstawowe statystyki opisowe dla ocen efektywności technicznej (TE), obliczone dla wszystkich banków (w każdym okresie) w ramach każdego spośród czterech modeli.

Tabela 6. Efektywność – statystyki opisowe

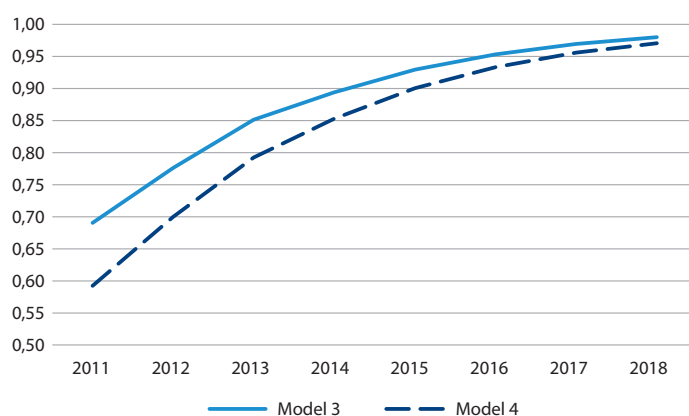
Efektywność	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Średnia	0,87	0,79	0,89	0,85
Odchylenie standardowe	0,07	0,07	0,11	0,13
Mediana	0,89	0,78	0,93	0,89
Minimum	0,68	0,65	0,32	0,32
Maksimum	0,97	0,94	1,00	0,99

Źródło: obliczenia własne.

Dla modeli 1 i 2 minimalna wartość TE wynosi odpowiednio: 0,68 i 0,65, przy medianie aż 0,89 i 0,78. W przypadku dwóch pozostałych modeli (3 i 4) minimalna wartość jest istotnie mniejsza (około 0,32). Jest to rezultat przyjętej formuły dla

TE z dodatkowym parametrem (trendem), który wprowadza pewną ewolucję efektywności w czasie (jej monotoniczny wzrost albo spadek). Mediana dla tych dwóch specyfikacji wynosi około 0,9. Ta wartość sugeruje, że mimo początkowej niskiej efektywności dla niektórych banków, rośnie ona bardzo szybko (tak jak można to zauważyć na rysunku 1).

Rysunek 1. Zmiana efektywności w czasie dla modeli 3 i 4 (średnia efektywność z wartości dla banków)



Źródło: obliczenia własne.

Polskie banki komercyjne charakteryzują się wysokim średnim poziomem efektywności na poziomie 85%. Warto również zaznaczyć, że współczynnik zmienności, liczony jako iloraz odchylenia standardowego i średniej wartości TE obliczonych na podstawie ocen dla wszystkich banków, jest relatywnie niski dla wszystkich modeli (średnio 11%), co sugeruje, że taki wysoki poziom jest cechą wspólną dla wszystkich banków. Pozwala to wyciągnąć wniosek o wysokiej relatywnej efektywności technicznej całego sektora polskich banków komercyjnych.

W tabeli 7 przedstawiono szczegółowe wyniki uzyskane w ramach modelu 4.

Tabela 7. Oszacowania efektywności na podstawie wyników z modelu 4

Bank	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Alior Bank	0,48	0,62	0,73	0,81	0,87	0,92	0,95	0,96
Bank BPH	0,64	0,74	0,82	0,88	0,92	NA*	NA	NA
Bank Handlowy w Warszawie	0,51	0,65	0,75	0,83	0,89	0,93	0,95	0,97
Bank Millennium	0,65	0,76	0,83	0,89	0,93	0,95	0,97	0,98

Tabela 7 – cd.

Bank	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Bank Ochrony Środowiska	0,57	0,69	0,79	0,86	0,90	0,94	0,96	0,97
Bank Polska Kasa Opieki	0,53	0,66	0,76	0,84	0,89	0,93	0,95	0,97
Bank Polskiej Spółdzielczości	0,31	0,47	NA	0,73	0,81	0,87	0,92	0,94
Euro Bank	0,74	0,82	0,88	0,92	0,95	0,97	0,98	NA
Getin Noble Bank	0,65	0,75	0,83	0,89	0,92	0,95	0,97	0,98
HSBC Bank Polska	NA	NA	0,74	0,82	0,88	0,92	0,95	NA
ING Bank Śląski	0,57	0,69	0,79	0,85	0,90	0,94	0,96	0,97
mBank	0,83	0,88	0,92	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99
Nest Bank	NA	NA	0,76	0,84	0,89	0,93	0,95	0,97
Raiffeisen Bank Polska	0,59	NA	0,80	0,86	0,91	0,94	0,96	NA
Santander Bank Polska	0,56	0,68	0,78	0,85	0,90	0,93	0,96	0,97
SGB Bank	NA	NA	0,71	0,80	0,86	0,91	0,94	0,96
Bank Poczty	NA	NA	0,76	0,84	0,89	0,93	0,95	0,97
Deutsche Bank Polska	NA	NA	0,84	0,89	0,93	0,95	0,97	0,98
Bank BGZ BNP Paribas	0,55	0,68	0,78	0,85	0,90	0,93	0,96	0,97
Credit Agricole	NA	0,60	0,72	0,81	0,87	0,91	0,94	0,96
Bank Gospodarstwa Krajowego	0,49	0,62	0,74	0,82	0,88	0,92	0,95	0,96
PKO Bank Hipoteczny	NA	NA	NA	NA	0,89	0,92	0,95	0,97
mBank Hipoteczny	0,88	0,92	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99
PKO Bank Polski	0,52	0,65	0,76	0,84	0,89	0,93	0,95	0,97
Podstawowe statystyki opisowe								
Średnia	0,59	0,70	0,79	0,85	0,90	0,93	0,96	0,97
Odchylenie standardowe	0,13	0,11	0,06	0,05	0,03	0,02	0,02	0,01
Mediana	0,57	0,68	0,78	0,85	0,90	0,93	0,95	0,97
Minimum	0,31	0,47	0,71	0,73	0,81	0,87	0,92	0,94
Maksimum	0,88	0,92	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99
Liczba obserwacji	17	17	22	23	24	23	23	20

* NA oznacza, że w danym roku dane dla określonego banku nie były dostępne.

Źródło: obliczenia własne.

Zgodnie z przyjętą postacią funkcji (efektywność zmienna po czasie) i znakiem oszacowanego parametru eta (η), efektywność poszczególnych banków rośnie w czasie. W 2011 roku przeciętny poziom efektywności wynosił 0,59, i w trakcie badanego okresu wzrósł do średniego poziomu wynoszącego 0,97. Na podstawie powyższych wyników zdecydowano się dodatkowo sprawdzić, czy pochodzenia kapitału dominującego (krajowego czy zagranicznego) ma wpływ na przeciętny poziom efektywności oraz, czy istnieje różnica w przeciętnym poziomie efektywności pomiędzy bankami dużymi a małymi.

Podział banków na krajowe i zagraniczne został dokonany na podstawie raportu KNF o sytuacji sektora bankowego w 2018 roku²⁷. Zgodnie z tym raportem następujące banki w próbie charakteryzują się dominującym kapitałem polskim: Alior Bank, Bank Ochrony Środowiska, Bank Polska Kasa Opieki, Bank Polskiej Spółdzielczości, Getin Noble Bank, SGB Bank, Bank Pocztowy, Bank Gospodarstwa Krajowego, PKO Bank Hipoteczny, PKO Bank Polski.

Natomiast w przypadku podziału banków na „małe” i „duże” zdecydowano się na wykorzystanie wielkości aktywów ogółem. W każdym roku uszeregowano banki malejące ze względu na wielkość aktywów, a połowa największych banków została zakwalifikowana jako banki „duże”.

Uzyskane wyniki na podstawie powyższych klasyfikacji są zaprezentowane w tabeli 8.

Tabela 8. Przeciętna efektywność ze względu na pochodzenie kapitału dominującego i wielkość banku (na podstawie wyników z modelu 4)

Bank	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Pochodzenie kapitału dominującego								
Polski	0,51	0,64	0,76	0,82	0,88	0,92	0,95	0,97
Zagraniczny	0,65	0,74	0,81	0,87	0,91	0,94	0,96	0,98
Wielkość banku								
Duży	0,60	0,69	0,79	0,85	0,90	0,93	0,95	0,97
Mały	0,59	0,71	0,79	0,86	0,90	0,94	0,96	0,97

Źródło: obliczenia własne.

Banki z kapitałem dominującym pochodzenia zagranicznego mają przeciętnie wyższą efektywność niż banki z kapitałem krajowym. Większa różnica (na poziomie 14 punktów procentowych) pojawiła się w roku 2011, w kolejnych latach malejąc, i w 2018 wynosiła jedynie 1 punkt procentowy. Jednak ta zależność może wynikać

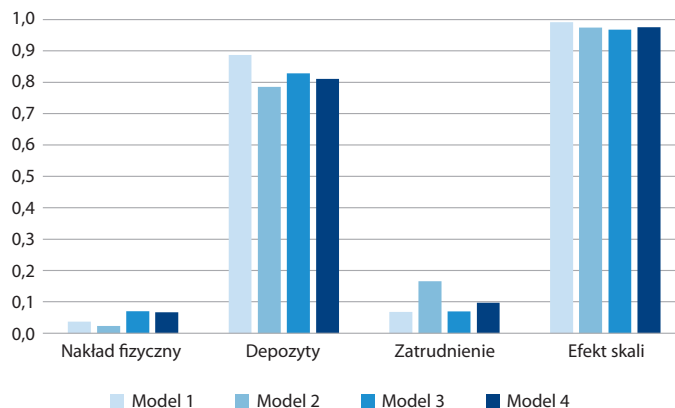
²⁷ Komisja Nadzoru Finansowego, *Raport o sytuacji banków w 2018 r.*, op. cit.

z przyjętej postaci funkcji, gdzie efektywność wszystkich banków rośnie z czasem i różnice w poziomie efektywności pomiędzy poszczególnymi bankami maleją. Nie ma znaczących różnic w przeciętnej efektywności pomiędzy bankami małymi a dużymi, różnica ta średnio wynosi 1 punkt procentowy.

4.2. Elastyczność

Rysunek 2 przedstawia elastyczność poszczególnych nakładów i korespondujący z nimi efekt skali, obliczone dla przeciętnego banku z wykorzystaniem każdego rozważanego modelu.

Rysunek 2. Porównanie przeciętnych elastyczności na podstawie wyników z modelu 4

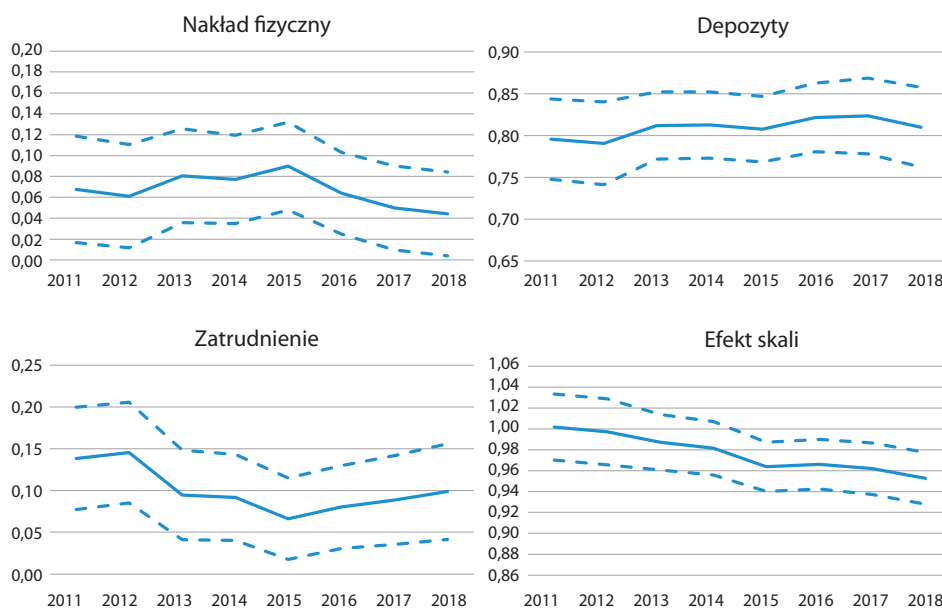


Źródło: opracowanie własne.

Oszacowany poziom elastyczności poszczególnych nakładów i efekt skali jest bardzo podobny dla wszystkich rozważanych modeli. Zgodnie z oczekiwaniem, największy wkład w proces produkcyjny banku mają depozyty (wartość elastyczności powyżej 0,8). Elastyczności pozostałych dwóch nakładów, tj. zatrudnienia i nakładu fizycznego, są o wiele niższe (odpowiednio: około 0,1 i 0,05). Ranking nakładów ze względu na poziom elastyczności odpowiada intuicyjnemu rozumieniu roli i znaczeniu tychże czynników w procesie produkcyjnym banku. Depozyty są głównym „surowcem”; wielkość udzielonych kredytów i inwestycji jest od nich uzależniona. Podlegają one przetworzeniu przez pracowników banku (zatrudnienie) w poszczególnych oddziałach banku, z wykorzystaniem m.in. posiadanego oprogramowania informatycznego (nakład fizyczny). Jak już wspomniano, wartość współczynnika efektu skali jest na poziomie wskazującym na stałe korzyści skali, aczkolwiek część banków charakteryzuje się malejącymi efektami skali (średnia wartość współczynnika RTS jest niższa od 1).

Wykresy na rysunku 3 prezentują zmianę w czasie poziomu elastyczności (linia ciągła) wraz z skonstruowanymi przedziałami ufności na podstawie błędów szacunku (linie przerywane). Dolny przedział ufności został policzony jako różnica oszacowanej elastyczności i błędu, natomiast górny przedział – jako suma tych wartości. Poziom elastyczności jest oszacowany dla przeciętnego banku dla każdego T .

Rysunek 3. Zmiany elastyczności w czasie dla modelu 4



Źródło: opracowanie własne.

Elastyczność depozytów jest relatywnie stała w czasie i wynosi około 0,85. W przypadku nakładu fizycznego i zatrudnienia poziom elastyczności nie wykazuje żadnego stałego trendu. Ponadto dla obu nakładów, a zwłaszcza nakładu fizycznego, oszacowane przedziały ufności są relatywnie duże. Może być to spowodowane stosunkowo małym, lecz równocześnie niezbędnym udziałem tych nakładów w procesie tworzenia produktu. Warto również zwrócić uwagę na jednoznaczne zmniejszanie się korzyści ze zmiany skali produkcji. Wynik ten wstępnie potwierdza postawioną wcześniej hipotezę o wchodzeniu polskiego sektora banków komercyjnych w etap „dojrzałości”.

Podsumowanie

W artykule poddano analizie zagadnienie efektywności technicznej polskiego sektora banków komercyjnych z wykorzystaniem stochastycznych modeli granicznych. W trakcie analizy rozważano różne specyfikacje modelu, w których efektywność była stała lub zmienna po czasie oraz warianty z różnymi rozkładami statystycznymi, definiującym efektywność (półnormalny i ucięty normalny). Wszystkie rozważane specyfikacje prowadziły do jakościowo podobnych wyników. Ogólna efektywność techniczna całości polskiego sektora banków komercyjnych jest wysoka – na poziomie około 85%. Jednak sektor charakteryzuje się stałymi lub malejącymi korzyściami skali, co można interpretować jako oznakę jego dojrzałości. Zbadano również ważność poszczególnych nakładów w procesie produkcyjnym. Zgodnie z oczekiwaniem, najistotniejszym nakładem są depozyty. Można je interpretować jako główny surowiec, z którego banki uzyskują aktywa generujące przychód (kredyty).

Celem dalszych pogłębionych badań będzie zagadnienie międzynarodowych porównań zróżnicowania efektywności technicznej i kosztowej banków komercyjnych na podstawie danych pochodzących także z innych krajów Europy Środkowo-Wschodniej.

Bibliografia

Wydawnictwa zwarte

Greene W., *The Econometric Approach to Efficiency Analysis*, [w:] *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Change*, Oxford University Press, 2008.

Henningsen A., Czekaj T., *Introduction to Econometric Production Analysis with R (Fourth Draft Version)*, Department of Food and Resource Economics, University of Copenhagen, 2019.

Komisja Nadzoru Finansowego, *Raport o sytuacji banków w 2014 r.*, 2015.

Komisja Nadzoru Finansowego, *Raport o sytuacji banków w 2015 r.*, 2016.

Komisja Nadzoru Finansowego, *Raport o sytuacji banków w 2017 r.*, 2018.

Komisja Nadzoru Finansowego, *Raport o sytuacji banków w 2018 r.*, 2019.

Kumbhakar S., Wang H., Horncastle A., *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*, Cambridge University Press, 2015.

Marzec J., *Produkty i czynniki produkcji w badaniach efektywności kosztowej banków*, [w:] *Zastosowania rozwiązań informatycznych w bankowości*, A. Gospodarowicz (red.), Prace Naukowe AE we Wrocławiu nr 797, 1998.

Marzec J., *Ekonometryczna analiza efektywności kosztów w bankach komercyjnych*, rozprawa doktorska (maszynopis) napisana pod kierunkiem prof. dr hab. Jacka Osiewalskiego, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, 2000.

Osiewalski J., Marzec J., *Bayesowska analiza efektywności kosztowej oddziałów banku: założenia i wyniki*, [w:] *Prognozowanie w zarządzaniu firmą*, Prace Naukowe AE we Wrocławiu (808), 1998.

Artykuły prasowe

Aigner D., Lovell C.A.K., Schmidt P., *Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Models*, „Journal of Econometrics” 6, 1977.

Andries A., Capraru B., *Competition and efficiency in EU 27 banking systems*, „Baltic Journal of Economics” 2012, 12(1).

Andries A.M., *The Determinants of Bank Efficiency and Productivity Growth in the Central and Eastern European Banking Systems*, „Eastern European Economics” 2011, 49(6).

Badunenko O., Kumbhakar S., *Economies of scale, technical change and persistent and time-varying cost efficiency in Indian banking: Do ownership, regulation and heterogeneity matter?*, „European Journal of Operational Research, Elsevier” 2017, vol. 260(2).

Barburski J., *Ekonometryczny pomiar efektywności ekonomicznej instytucji finansowych. Stochastyczny model graniczny*, „Bank i Kredyt” 2010, 41 (1).

Barburski J., *Alternatywna koncepcja pomiaru efektywności zysków jako kryterium oceny działalności banków*, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” 2012, nr 51.

Barburski J., *Szacowanie efektywności ekonomicznej na przykładzie oddziałów banku*, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” 2017, 5(89/1).

Battese G.E., Coelli T.J., *Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India*, „Journal of Productivity Analysis” 1992.

Fang Y., Hasan I., Marton, K., *Bank Efficiency in Transition Economies: Recent Evidence from South-Eastern Europe*, „Bank of Finland Research Discussion Paper” 2011, No. 5.

Gallizo J.L., Moreno J., Salvador M., *The Baltic banking system in the enlarged European Union: the effect of the financial crisis on efficiency*, „Baltic Journal of Economics” 2017, 18.

Kosak M., Zajc P., Zoric J., *Bank efficiency differences in the new EU member states*, „Baltic Journal of Economics” 2009, 9(2).

Kozak S., Wierzbowska A., *Bank efficiency and concentration of the banking sector in the CEE countries*, „Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Polityki Europejskie, Finanse i Marketing” 2019, nr 22.

Marzec J., Osiewalski J., *Pomiar efektywności kosztowej banków: zarys metodologii*, „Folia Oeconomica Cracoviensia” 1996–1997, t. 39–40, PAN – Oddział w Krakowie.

Marzec J., *Produkty, czynniki produkcji i funkcja kosztów w badaniach efektywności kosztowej banków*, „Ekonomista” 1999, 3.

Marzec J., *Modelowanie procesu produkcji banków i badanie ich efektywności kosztowej*, „Ekonometria Czasu Transformacji”, A.S. Barczak (red.), Wydawnictwo Uczelniane Akademii Ekonomicznej w Katowicach, 1998.

Marzec J., Osiewalski J., *Bayesian inference on technology and cost efficiency of bank branches*, „Bank i Kredyt” 2008, nr 9.

Marzec J. Pisulewski, A., *The Measurement of Time-Varying Technical Efficiency and Productivity Change in Polish Crop Farms*, „German Journal of Agricultural Economics” 2019.

Meeusen W., Van Den Broeck J., *Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error*, „International Economic Review” 1977, 8.

Pawłowska M., *Poziom konkurencji i efektywność a koncentracja na polskim rynku bankowym*, „Materiały i Studia” 192, NBP, Warszawa 2005.

Pawłowska M., *Determinanty rentowności polskich banków. Czy paradygmat structure-conduct-performance działa w polskim sektorze bankowym?*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych/Szkoła Główna Handlowa” 2016, nr 41.

Pawłowska M., *Wpływ zagranicznych banków macierzystych na rentowność ich fili i oddziałów w Polsce podczas kryzysu finansowego*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych, Szkoła Główna Handlowa” 2017, nr 47.

Sealey C.W., Lindley J.T., *Inputs, Outputs and a Theory of Productions and Cost at Depository Financial Institutions*, „Journal of Finance” 1977, 32.

Skrzypek J., Trojak M., *Analiza porównawcza efektywności banków przy wykorzystaniu modelu granicznego kosztów w wybranych krajach europejskich*, „Wiadomości Statystyczne” 2014, nr 11.

Skrzypek J., Trojak M., *Pomiar efektywności banków w Polsce z wykorzystaniem stochastycznej analizy granicznej*, „Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica” 2014, vol. 3, t. 303.

Bazy danych

<https://banks.bvdfinfo.com/version-2020922/home.serv?product=OrbisBanks>

Materiały internetowe

Coelli T., Henningse A. n., *frontier: Stochastic Frontier Analysis. R package version 1.1-2*. <https://CRAN.R-Project.org/package=frontier>, 2017.

R Core Team, *R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing*, Vienna, Austria. <http://www.R-project.org/>, 2013.