

Analiza efektów skali w sektorze banków z zastosowaniem metod statystycznych

*Małgorzata Pawłowska, Teresa Słaby**

Wstęp

W ostatnich kilkunastu latach obserwuje się dynamiczny rozwój zastosowania metod ilościowych w finansach i bankowości. Ich podstawą są zaawansowane metody matematyczne i statystyczne. Efektywne zastosowanie tych metod stało się możliwe dzięki dynamicznemu rozwojowi technologii informatycznych, m.in. komputerowych pakietów statystycznych, co pozwoliło mu na wykorzystanie wielu nowych narzędzi analiz, bogato ilustrowanych graficznie.

Należy jednak nadmienić, że wybór określonych metod statystycznych wymaga spełnienia wielu założeń, aby ich zastosowanie było prawidłowe i merytorycznie uzasadnione. Ponadto, proste metody opisu i wnioskowania statystycznego, np. parametryczne lub nieparametryczne testy, pozwalają pogłębić wnioski oraz utrzymać „w mocy” empiryczne wyniki zastosowania skomplikowanych modeli ekonometrycznych. **Należy jednak zwrócić uwagę na to, że sprawdzanie określonych założeń stosowalności metod statystycznych jest rzadko stosowane lub często wręcz pomijane.**

W praktyce analiz statystycznych, np. wykorzystujących procedury wariacyjne, podstawowym pytaniem o charakterze metodologicznym jest: czy spełniony jest warunek stosowania w ogóle procedury jedno-

lub wieloczynnikowej analizy wariancji, jakim jest jednorodność warunkowych wariancji. Należy zastosować jeden w wybranych testów, np. Hartleya, Cochrańa lub Bartletta. Mają one z kolei „swoje” własne założenia wymagające ich prawidłowego zastosowania, np. test Hartleya wymaga spełnienia warunku jednakowej liczby jednostek obserwacji na każdym poziomie czynnika klasyfikacyjnego¹.

Jeszcze poważniejsze jest założenie niezależności prób losowych i normalności rozkładów estymatorów. W praktyce warunki te są praktycznie niespełniane już na etapie pozyskiwania danych (dane z jednorazowej próby są dzielone na nielosowe podzbiory jednostek, o różnej częstości występowania). Badanie normalności rozkładu zmiennej zależnej np. za pomocą testu Shapiro-Wilka rzadko potwierdza zgodność badanych rozkładów z teoretycznym rozkładem normalnym. Często zdarzają się sytuacje, że analitycy pomijają założenia o normalności rozkładów estymatorów i stosują metody, w których założenie to jest konieczne do posługiwania się wybranym narzędziem analizy statystycznej.

Co zatem pozostaje analitykom, którzy rzetelnie chcą stosować określone narzędzia statystyczne?

Przede wszystkim, należy sprawdzać, czy żądane założenia są spełnione. W przypadku ich niespełnienia

* Autorki dziękują panu dr. P. Boguszewskiemu za uwagi i sugestie do niniejszego artykułu.

¹ Por. A. Luszniwicz, T. Słaby: *Statystyka. Teoria i zastosowania*. Warszawa 2003 C. H. Beck, s. 207.

niektórzy powołują się na stwierdzenie, że np. „konsekwencje nawet całkiem poważnego naruszenia założenia jednorodności wariancji nie mają charakteru krytycznego², co poprowadzi jednak do bagatelizowania warunków spełnialności założeń. Poprawnym rozwiązaniem tego problemu jest poszukiwanie innego testu, który nie opiera się np. na założeniach o jednorodności wariancji grupowych. Gdy rozkład odbiega od rozkładu normalnego albo niewiele wiadomo na temat rozkładu zmiennej zależnej w populacji lub populacja jest nie-liczna³, można stosować testy nieparametryczne⁴, tzw. niezależne od rozkładu np. Kruskala-Wallisa.

W odniesieniu do testów statystycznych istnieje wiele pomocnych narzędzi, których dostarczyły pakiety komputerowe, ułatwiając podejmowanie decyzji bez użycia tablic rozkładów teoretycznych.

W niniejszym artykule przedstawiono przykład poprawnie zastosowanego wybranego testu statystycznego dla uzyskania „pewności” uzyskanych wyników miar efektywności uzyskanych za pomocą metody Data Envelopment Analysis (DEA)⁵ w analizie fuzji i przejęć w polskim sektorze bankowym.

W analizie tej skupiono się jedynie na jednej grupie przesłanek fuzji i przejęć⁶, tj. istnieniu efektów skali. W związku z tym starano się odpowiedzieć na następujące pytania: czy postępujący proces konsolidacji między bankami jeszcze sprzyja zwiększaniu ich efektywności poprzez wykorzystywanie rosnących efektów skali⁷, tj. efektu synergii. Porównania wielkości aktywów banków komercyjnych działających w krajach o podobnym obszarze i podobnej liczbie ludności⁸, wyraźnie wynika, że aktywa polskich banków są dużo mniejsze. Dlatego w niniejszym artykule na podstawie

analizy miar efektywności banków starano się uzasadnić tezę, że banki komercyjne w Polsce pod koniec w 2002 r. i 2003 r. działały w obszarze rosnących efektów skali, co pozwalałoby na kontynuowanie procesu fuzji i przejęć w sektorze sprzyjających poprawie efektywności banków. Teza została poddana empirycznej weryfikacji, w której pomocne były testy statystyczne.

Poniżej zaprezentowano przykład zastosowania metod ilościowych do analizy fuzji i przejęć w latach 2002-2003. Test prezentowany w tym przykładzie należy do testów parametrycznych, zwanych także testami związanymi z rozkładami parametrów w populacji⁹ (dotyczących np. średnich arytmetycznych). W poniższym przykładzie zaprezentowano jego poprawne zastosowanie, które wzmocniło wnioski otrzymane w wyniku zastosowania metody DEA do oceny efektywności skali banków w latach 2002-2003.

Konsolidacja w polskim sektorze bankowym w latach 2002-2003

W 2002 r. doszło do sześciu fuzji i przejęć, wśród których do najważniejszych należy zaliczyć połączenie Powszechnego Banku Kredytowego SA z Bankiem Przemysłowo-Handlowym SA, będące efektem fuzji ich właścicieli, tj. Banku Austria Creditanstalt i Hypo-Vereinsbanku. W efekcie tego połączenia powstał trzeci co do wielkości bank w Polsce. Ponadto doszło do połączenia Banku Inicjatyw Społeczno-Ekonomicznych SA z Bankiem Cukrownictwa CUKROBANK SA. W 3 bankach (Banku Społem SA, Banku Wschodnim SA oraz Wschodnim Banku Cukrownictwa SA) Komisja Nadzoru Bankowego była zmuszona ustanowić zarządy komisaryczne, w efekcie czego doszło do powstania Eurobanku SA. W 2003 r. nastąpiły kolejne fuzje i przejęcia. Trzy małe banki: Bank Wschodni SA, Bank CZEŚTOCHOWA SA i LG Petro Bank SA, zostały połączone z innymi bankami (odpowiednio Bankiem Społem SA¹⁰, NORDEA BANKIEM POLSKA SA i BRE Bankiem SA) (por. tabela 1). Liczba banków komercyjnych w Polsce w 2003 r. zmniejszyła się z 62 na koniec 2002 r. do 60, w tym prowadzących działalność operacyjną z 59 do 58.

Należy zauważyć, że największe nasilenie procesów konsolidacyjnych miało miejsce między 1999 r. a 2001 r.¹¹ Natomiast 2003 r. osłabiło tempo konsolidacji z udziałem największych banków w Polsce i na świecie. Oczekuje się jednak nowej fali transakcji M&A w grupie największych banków na świecie (np. Bank of America, HVB, Commerzbank), co może mieć wpływ na konsolidację polskiego sektora bankowego. W związku z tym interesująca wydaje się odpowiedź na pytanie, czy dalsze hipotetyczne fuzje mogłyby dalej sprzyjać

² Por. „Statistica”, 1997, tom I, s. 1749.

³ Cz. Domański: *Testy statystyczne*. Warszawa 1990 Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, s. 147.

⁴ Jedną z ważniejszych grup testów nieparametrycznych wykorzystuje tylko znak danych. Wszystkim pomiarom powyżej pewnej ustalonej wartości, jak np. mediana, przypisuje się znak plus, a wszystkim pomiarom poniżej tej wartości – znak minus. Inna grupa testów nieparametrycznych wykorzystuje rangowanie danych. Wyniki eksperymentu zastępuje się ich rangami 1, 2, ..., N. Następnie przeprowadza się operacje statystyczne na rangach. Testy nieparametryczne można poklasyfikować według trzech kryteriów, zależnie od tego: (1) czy test wykorzystuje znaki rangi, (2) czy porównane grupy są próbami niezależnymi, czy skorelowanymi (pomiaru powtarzalne) oraz (3) czy porównywane są dwie grupy czy więcej grup ($k = 2, k \geq 2$).

⁵ Metodę tę zaproponowali po raz pierwszy A. Charnes, W.W. Cooper, A. Rhodes: *Measuring the efficiency of decision making units*. „European Journal of Operational Research”, 1978. W metodzie DEA definiuje się miarę produktywności jako iloraz wyników do nakładów. Za pomocą programowania liniowego tworzy się krzywą efektywności danego obiektu. Obiekty uważa się za efektywne technicznie. Jeżeli znajdują się na krzywej efektywności, jeżeli znajdują się poniżej krzywej efektywności, są nieefektywne technicznie.

⁶ Należy zauważyć, że przesłanek fuzji i przejęć jest dużo więcej. Można tu wymienić np. dywersyfikację ryzyka, regulacje nadzorcze oraz międzynarodowe fuzje i przejęcia obejmujące banki macierzyste (zagranicznych inwestorów w polskich bankach).

⁷ W przypadku sektora bankowego pojęcie efektów skali odnosi się do wielkości banku, mierzonej rozmiarami jego aktywów.

⁸ Np. w Hiszpanii, gdzie koncentracja aktywów mierzona wskaźnikiem CR5 jest na podobnym poziomie jak w Polsce (w końcu 2002 r. w Polsce wynosiła 53%, a w Hiszpanii 52%) aktywa banków są wielokrotnie większe.

⁹ Por. Cz. Domański, op.cit., s. 14.

¹⁰ Bank zmienił nazwę na Euro Bank SA.

¹¹ M. Pawłowska: *Wpływ fuzji i przejęć na efektywność w sektorze banków komercyjnych w Polsce w latach 1997-2001*. „Bank i Kredyt” nr 2/2003.

Tabela 1 Połączenia banków w latach 2002-2003

Bank po połączeniu lub przejęciu	Banki uczestniczące w procesie M&A
	2002
Bank Przemysłowo-Handlowy - PBK SA	Powszechny Bank Kredytowy SA połączył się z Bankiem Przemysłowo-Handlowym SA
Kredyt Bank SA	Kredyt Bank SA przejął przedsiębiorstwo bankowe Polski Kredyt Bank SA
Bank Polskiej Spółdzielczości SA*	Gospodarczy Bank Południowo Zachodni SA przejął Małopolski Bank Regionalny SA, Warmińsko-Mazurski Bank Regionalny SA, Bank Unii Gospodarczej, Lubelski Bank Regionalny SA, Rzeszowski Bank Regionalny SA, Dolnośląski Bank Regionalny
Gospodarczy Bank Wielkopolski SA	Gospodarczy Bank Wielkopolski SA połączył się z Pomorsko-Kujawski Bankiem Regionalnym SA.
Bank Inicjatyw Społeczno-Ekonomicznych SA	Bank Inicjatyw Społeczno-Ekonomicznych SA połączył się z Cukrobankiem SA
Bank Gospodarstwa Krajowego SA	Bank Gospodarstwa Krajowego SA przejął przedsiębiorstwo bankowe Bud-Bank.
2003	
BRE SA	BRE SA przejął Bank Częstochowa SA
NORDEA BANK POLSKA SA	NORDEA BANK POLSKA SA przejął LG Petro Bank SA
Bank Przemysłowo-Handlowy PBK SA	Bank Przemysłowo-Handlowy PBK SA przejął Spółdzielczy Bank Rozwoju „Samopomoc Chłopska”

* Do 12 marca 2002 r. Gospodarczy Bank Południowo-Zachodni SA.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: „Sytuacja finansowa banków. Synteza, 2002, 2003, GINB.

poprawie efektywności sektora bankowego. W niniejszym badaniu wzięto pod uwagę jedynie przesłanki fuzji i przejęć związane z występowaniem efektu skali.

Koncepcja efektywności banków i metody jej pomiaru

Ważnym zagadnieniem jest pomiar skutków fuzji i przejęć. W literaturze nie można znaleźć jednoznacznego stwierdzenia o ogólnym wzroście zysków w wyniku przejęć. Zdarzają się zatem fuzje i przejęcia, które przyniosły wzrost zysków, ale nie jest to zjawisko oczywiste¹². Istnieją natomiast opracowania stwierdzające wzrost efektywności technicznej w wyniku procesu konsolidacji m.in. dla polskiego sektora bankowego¹³.

Badanie efektywności technicznej i produktywności banków komercyjnych, które ma dosyć szerokie zastosowanie w analizie przedsiębiorstw, jest również coraz częściej stosowane w analizie sektora bankowego.

Pojęcie efektywności jest dosyć szerokie, istnieje wiele definicji efektywności. W literaturze poświęconej badaniu efektywności banku komercyjnego rozróżnia się: efektywność kosztową (ang. *cost-efficiency*), efektywność dochodową (ang. *profit-efficiency*) i efektywność techniczną (ang. *productive efficiency, technical efficiency*).

¹² J. Prokop: *Przyczynki do teorii przejmowania kontroli nad spółkami akcyjnymi*. Warszawa 2001 SGH „Monografie i Opracowania” 487, s. 22.

¹³ Por. Group of Ten Report on Consolidation in the Financial Sector (January 2001): www.bis.org, www.imf.org, www.oecd.org, s. 254 oraz M. Pawłowska: *Wpływ fuzji i przejęć na efektywność w sektorze banków komercyjnych w Polsce w latach 1997-2001*. „Bank i Kredyt” nr 2/2003, s. 32.

Pojęcie efektywności technicznej wprowadzili Debreu (1951)¹⁴ i Farrell (1957)¹⁵, którzy badali różnicę pomiędzy stwierdzonym poziomem produkcji danego przedsiębiorstwa a granicą jego rzeczywistych możliwości produkcyjnych. Farrell jako pierwszy użył pojęcia „efektywność techniczna danego obiektu” i określił ją jako relację między produktywnością danego obiektu a produktywnością obiektu efektywnego.

Straty efektywności banku mogą być również skutkiem niedostatecznego wykorzystania istniejących korzyści skali. Ich występowanie lub ich brak powinno wpłynąć na kształtowanie się struktury i optymalnej wielkości banku¹⁶. W przypadku sektora bankowego pojęcie efektów skali odnosi się do wielkości banku mierzonej najczęściej wielkością jego aktywów. Pozytywne lub negatywne efekty skali wskazują na ile wielkość badanego banku jest bliska optimum¹⁷, czy np. połączenie z innymi jednostkami mogłoby przynieść ze sobą wzrost efektywności.

Uważa się, że dla sektora bankowego specyficznymi przyczynami powstawania efektów skali są:

¹⁴ G. Debreu: *The Coefficient of Recourse Utilization*. „Econometrica” 19 (3) (July, 1951), s. 273-292.

¹⁵ M.J. Farrell: *The Measurement of Productive Efficiency*. „Journal of the Royal Statistical Society”, Series A, 1957, vol. 120 (3), s. 253-290.

¹⁶ M. Zychowicz: *Ocena korzyści skali z zastosowaniem metody DEA*. „Bank” nr 6/2001, s. 46.

¹⁷ Por. Group of Ten Report on Consolidation in the Financial Sector (January 2001), The IMF and the OECD: www.bis.org, www.imf.org, www.oecd.org, s. 248.

– rosnąca wraz ze wzrostem wielkości banku możliwość podziału pracy i specjalizacji,

– redukcja ryzyka depozytów, proporcjonalna do wzrostu sumy bilansowej, niosąca powiększenie wielkości kont. Koszty administracyjne pozostają przy tym stałe mimo zwiększenia wielkości depozytów¹⁸.

W zależności od rodzaju analizowanej efektywności wyróżniamy następujące podejścia do pomiaru efektywności: tradycyjne wskaźnikowe, parametryczne (oparte na metodach ekonometrycznych), nieparametryczne (oparte na programowaniu matematycznym).

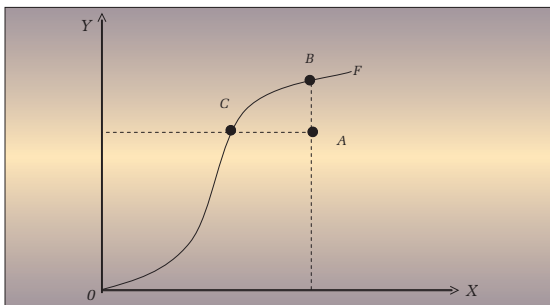
Nieparametryczny pomiar efektywności jest m.in. możliwy przy wykorzystaniu deterministycznej metody DEA.

Miara efektywności skali (e_s)¹⁹ w tej metodzie jest zdefiniowana jako iloraz miary efektywności uzyskanej przy założeniu stałych efektów skali (e_{crs}) do miary efektywności uzyskanej przy założeniu zmiennych efektów skali (e_{vrs}), tj. $e_s = \frac{e_{crs}}{e_{vrs}}$.

Rosnące korzyści skali (w technologii definiowanej jako zbiór wyników) występują wtedy, gdy powiększamy nakłady o tę samą liczbę a razy, a otrzymany wynik zwiększa się o ponad a razy²⁰.

Miary efektywności technicznej i efektywności skali ilustrują wykresy 1 i 2.

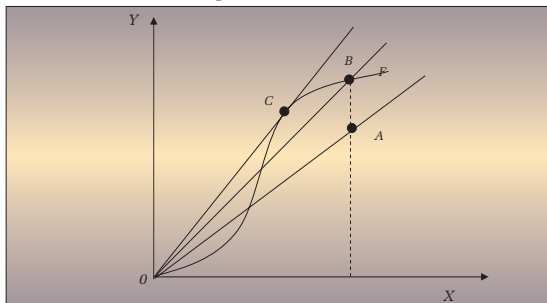
Wykres 1 Krzywa efektywności i efektywność techniczna



Źródło: opracowanie własne na podstawie: T. Coeli, D. S. Prasada Rao, G. E. Battese (1997), s. 4.

W przypadku, gdy dysponujemy jednym nakładem (X) i jednym wynikiem (Y) krzywa OF na wykresie 1, przechodząca przez punkty C i B reprezentuje krzywą efektywności. Krzywa ta stanowi zbiór obiektów o wielkości nakładów (X) i wyników (Y), które osiągnęły maksymalne możliwe do osiągnięcia wyniki przy danym poziomie nakładów. Wszystkie kombinacje nakładów i wyników technologicznie możliwych znajdują się pomiędzy osią OX a krzywą efek-

Wykres 2 Produktywność, efektywność techniczna i efektywność skali



Źródło: opracowanie własne na podstawie: T. Coeli, D. S. Prasada Rao, G. E. Battese (1997), s. 5.

tywności OF . Obiekt A jest nieefektywny, natomiast obiekty C i B są efektywne technicznie. Obiekt operujący w punkcie A jest nieefektywny, ponieważ przy tej samej wartości nakładów mógłby zwiększyć wyniki do punktu B lub przy tym samym poziomie wyników mógłby zmniejszyć nakłady tak jak efektywny punkt C .

Obiekt A przy poziomie nakładów X^A osiąga wynik Y^A . Produktywność obiektu A wynosi Y^A/X^A , ale istnieje lepsze wykorzystanie danego nakładu X^A przez obiekt B , który przy tym samym poziomie nakładów uzyskał wynik większy, $Y^B > Y^A$ (por. wykres 2). Obiekt B ma większą produktywność niż A , natomiast obiekt C dysponuje maksymalną produktywnością w danym warunkach technologicznych. Efektywność techniczna obiektu B wynosi 1, natomiast efektywność techniczna obiektu A jest mniejsza od 1. Efektywność skali zarówno dla obiektu A , jak i B jest mniejsza od 1. Obiekt C jest optymalny pod względem wielkości. Dla wielkości nakładu X^C mniejszego od X^A obiekt C optymalnie wykorzystał nakład X^C do osiągnięcia wyniku Y^C . Efektywność techniczna i efektywność skali obiektu C wynoszą 1.

Wyniki badania efektywności technicznej dla lat 2002-2003

– podejście nieparametryczne

Na podstawie analizy empirycznej wspartej odpowiednim testem statystycznym, starano się uzasadnić tezę, że banki komercyjne w latach 2002 i 2003 działały na obszarze rosnących efektów skali, co pozwalałoby na kontynuowanie procesu fuzji i przejęć w sektorze bankowym, sprzyjających poprawie efektywności banków.

W celu zbadania efektywności technicznej i skali polskich banków komercyjnych wykorzystano nieparametryczną metodę DEA uznaną za dobrze estymującą efektywność gospodarek w warunkach transformacji²¹.

¹⁸ M. Gospodarowicz: *Procedury analizy i oceny banków komercyjnych*. Warszawa 2000 Narodowy Bank Polski, „Materiały i Studia, zeszyt 113, s. 13.

¹⁹ Por. M. Pawłowska: *Wpływ fuzji i przejęć na efektywność w sektorze banków komercyjnych w Polsce w latach 1997-2001*. „Bank i Kredyt” nr 2/2003, s. 26.

²⁰ H.R. Varian: *Mikroekonomia*. Warszawa 1999 Wydawnictwo Naukowe PWN, s. 339.

²¹ D.A. Grigorian, V. Manole: *Determinants of Commercial Bank Performance in Transition: An Application of Data Envelopment Analysis*. „IMF Working Paper”, WP/02146, s. 18.

Dotychczasowe wyniki przeprowadzonych badań efektywności za pomocą nieparametrycznej metody DEA wykazały, że **nieznaczny wzrost miar efektywności technicznej oraz produktywności w bankach komercyjnych w analizowanym okresie był spowodowany procesami fuzji i przejęć oraz wzrostem udziału kapitału zagranicznego w sektorze.**

W latach 1997-2001 odnotowano nieznaczną poprawę efektywności technicznej i skali w polskim sektorze banków komercyjnych, która została zahamowana w 2002 r. (por. tabela 1 w załączniku)²². Wzrost średniej miary efektywności skali (e_s) w latach 1997-2001 odzwierciedlał pozytywne efekty przemian ekonomicznych, zachodzących w całym systemie bankowym. W 2002 r. miary efektywności technicznej nieznacznie spadły. Przyczynami tego spadku były w znacznej mierze czynniki zewnętrzne, związane ze spowolnieniem gospodarczym, jak również czynniki wewnętrzne, związane ze słabościami w zarządzaniu ryzykiem kredytowym. Rok 2003 przyniósł ponownie poprawę efektywności banków komercyjnych, wyrażającą się wzrostem średnich miar efektywności technicznej, co było spowodowane m.in. ożywieniem gospodarczym i lepszymi wynikami banków (por. tabela 1 w załączniku).

Weryfikacja statystycznej istotności różnic średnich poziomów miar efektywności

W metodzie DEA do ustalenia efektów skali wykorzystuje się miarę efektywności skali (e_s). Jeżeli miara efektywności skali (e_s) jest mniejsza od 1 (tzn. $0 < e_{crs} < e_{vrs} \leq 1$), oznacza to, że jednostka ta jest nieefektywna względem skali zaangażowanych czynników produkcji. Na podstawie uzyskanej efektywności skali (e_s) nie można rozróżnić, w jakim regionie dana jednostka działa, tj. stałych, rosnących lub malejących efektów skali. Aby to określić, należy dokonać odpowiednich porównań z miarą e_{nirs} (miara efektywności przy założeniu nierosnących efektów skali). Jeżeli $e_{crs} = e_{nirs}$, to firma działa na obszarze rosnących efektów skali. Jeżeli $e_{nirs} < e_{crs}$, to firma nie jest efektywna względem skali zaangażowanych czynników produkcji, działa na obszarze malejących efektów skali²³. Fakt występowania efektów skali w polskim sektorze bankowym wykazał m.in. (Kopczewski 2000)²⁴.

Ponadto, na podstawie badania panelowego efektywności technicznej polskiego sektora bankowego dla lat 1997-2002 (wykorzystując analizę *benchmarks*)

wykazano²⁵, że większość analizowanych banków działała w 2002 r. jeszcze na obszarze **rosnących efektów skali. Powyższe stwierdzenie zostało dodatkowo poddane empirycznej weryfikacji za pomocą testów statystycznych.**

Analizując różnice między miarami efektywności technicznej e_{crs} oraz e_{nirs} szukamy odpowiedzi na pytanie, **czy dana różnica między średnimi poziomami mierników z dwóch rozkładów tych miar jest statystycznie nieistotna. Jeśli tak jest, to uzasadniałoby to korzyść z dalszych połączeń banków.** W wyniku statystycznej weryfikacji takiego przypuszczenia oczekiwano by zatem nieodróżnienia hipotezy o identyczności średnich. **Stosowanie powszechnie znanego testu opartego na zmiennej mającej rozkład t-Studenta jest niemożliwe, gdyż hipoteza dotyczy średnich z rozkładów dwóch zmiennych.**

Oceniając zatem statystyczną istotność różnic miar średniej efektywności technicznej e_{crs} , e_{nirs} (zaprezentowanych w tabeli 2) w okresie t poddaje się analizie następującą kwestię:

„czy średnie z rozkładów dwóch miar efektywności technicznej (tzn. e_{crs} oraz e_{nirs}) nie różnią się w ustalonym okresie t (w artykule porównuje się lata 2002 i 2003), co potwierdzałoby tezę o występowaniu rosnących efektów skali w sektorze”.

Badanie stwierdzające występowanie efektów skali w polskim sektorze bankowym za pomocą testu dla k -średnich w latach 2002-2003

W celu stwierdzenia rodzajów efektów skali występujących w polskim sektorze bankowym zastosowano test $q_{\bar{x}}$ ²⁷ dla k średnich. W naszym przypadku stosujemy powyższy test dla $k = 2$, tzn. dla miar efektywności technicznej banków komercyjnych przy założeniu stałych efektów skali e_{crs} i nierosnących efektów skali e_{nirs} . Test ten pozwala porównać istotność różnic średnich z rozkładów dwóch miar efektywności, tzn. e_{crs} oraz e_{nirs} , które należy traktować jako dwie zmienne z dwu-wymiarowej populacji. Wybór tego testu nie jest przypadkowy, ponieważ w takiej **sytuacji nie można zastosować powszechnie używanych testów opartych na rozkładzie zmiennej t-Studenta.**

I. Hipotezę zerową (H_0) oraz alternatywną jednostronną (H_1), formułujemy w następujący sposób²⁷:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \text{ (gdzie } \mu_1 = e_{crs}, \mu_2 = e_{nirs} \text{)} \quad (1.1)$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

II. Statystyka testująca ma następującą postać:

²² Do obliczeń miar DEA zorientowanych na wyniki wykorzystano program dr T. Kopczewskiego napisany w pakiecie komputerowym Gauss.

²³ G. Rogowski: *Metody analizy i oceny banku na potrzeby zarządzania strategicznego*. Poznań 1998 Wydawnictwa Wyższej Szkoły Bankowej.

²⁴ T. Kopczewski: *Efektywność technologiczna i kosztowa banków komercyjnych w Polsce w latach 1997-2000*, część I. Warszawa 2000 Narodowy Bank Polski, „Materiały i Studia”, zeszyt 113, s. 15.

²⁵ M. Pawłowska: *Efektywność, konkurencyjność i koncentracja na polskim rynku bankowym w latach 1997-2002*, związki między pojęciami. „Bank i Kredyt” nr 6/2004.

²⁶ Por. Cz. Domański, op.cit. s. 152.

²⁷ Test dla k -wymiarowej populacji, którą charakteryzuje X_1, X_2, \dots, X_k zmiennych losowych o rozkładzie normalnym. Przy spełnieniu założeń sformułowanych w: Cz. Domański, op.cit., s. 152

$$q_{\bar{x}} = \frac{\bar{X}_2 - \bar{X}_1}{\bar{R}} c \sqrt{n} \quad (1.2)$$

gdzie:

\bar{x}_1, \bar{x}_2 – średnie arytmetyczne z uporządkowanych poziomów miar efektywności technicznej, tj. e_crs oraz e_nirs ;

c – współczynnik o wartości zależnej od k i n (w tym przypadku $k = 2, n = 40$ dla 2002 r., $n = 34$ dla 2003 r.)

\bar{R} – średnia z poszczególnych R_i , czyli tzw. rozstępów w wierszach macierzy $[\bar{x}_{ij} - \bar{x}_j]$;

$$R_i = (x_{ij} - \bar{x}_j)_{\max} - (x_{ij} - \bar{x}_j)_{\min} \quad (1.3)$$

III. Podjęcie decyzji weryfikacyjnej na podstawie porównania obliczonej wartości testu $q_{\bar{x}}$ z q_{α} z odczytanych z odpowiednich tabel. Jeżeli $q_{\bar{x}} \geq q_{\alpha}$, to hipotezę (1.1) odrzucamy na przyjętym poziomie istotności.

Oceny liczbowe testu prezentuje tabela 2.

Wyniki weryfikacji hipotezy (1.1) za pomocą testu potwierdzają rezultaty otrzymane w wyniku zastosowania metody DEA, że banki komercyjne mogą i powinny się nadal łączyć, ponieważ działają na obszarze rosnących efektów skali, tj. mają ciągle zbyt niskie nakłady, aby osiągnąć odpowiednie i optymalne wykorzystanie nakładów do osiągnięcia maksymalnych wyników. Proces konsolidacji sektora bankowego może być więc kontynuowany oraz i będzie on sprzyjał poprawie efektywności technicznej banków.

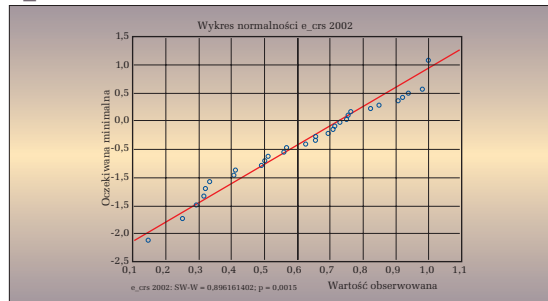
Ocena normalności rozkładów miar efektywności e_crs oraz e_nirs

Zastosowanie testu $q_{\bar{x}}$ wymaga spełnienia założenia o zgodności rozkładów badanych zmiennych z rozkładem normalnym. W tym celu wybrano²⁸ test Shapiro – Wilka z wykorzystaniem statystycznego pakietu komputerowego STATISTICA 6.1, który należy do najczęściej stosowanych testów do weryfikacji hipotezy o normalności rozkładu.

Pakiet komputerowy pozwala na szybką weryfikację dzięki tzw. testowemu prawdopodobieństwu oznaczonemu przez p , którego wartość liczbową jest umieszczana obok wartości statystyki testującej i porównana z przyjętym poziomem istotności α . Jeżeli $\alpha > p$, to odrzuca się hipotezę o normalności rozkładu. Wyniki testu wraz z ilustracją graficzną z pakietu STATISTICA

²⁸ Por. np. M. Dobosz: Statystyczna analiza wyników badań wspomaganą komputerowo. Warszawa 2001 Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, s. 62.

Wykres 3 Wahania normalności zmiennej e_crs w 2002 r.



Źródło: obliczenia własne za pomocą pakietu „STATISTICA 6.1”

6.1 dla rozkładów miary efektywności e_crs w 2002 r. zaprezentowano na wykresie 3.

Test Shapiro-Wilka przyjął następujące wartości dla pozostałych przypadków:

$$e_crs_{2002} = 0,89616; p = 0,0015,$$

$$e_nirs_{2002} = 0,9177; p = 0,0095,$$

$$e_crs_{2003} = 0,9301; p = 0,0317,$$

$$e_nirs_{2003} = 0,7203; p = 0,0000.$$

Tak więc jedynie w przypadku rozkładu e_crs_{2003} nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu i można bezwarunkowo stosować test $q_{\bar{x}}$. Trzeba jednak zauważyć, że rozkłady e_nirs_{2002} oraz e_crs_{2002} „potrzebują” tylko niskich poziomów α , aby spełnić nierówność $\alpha > p$ i utrzymać w mocy hipotezę o normalności rozkładu.

Wnioski

W niniejszym artykule pokazano sposób postępowania w przypadkach wzbogacenia wniosków końcowych wybranymi narzędziami analiz statystycznych. Ich prawidłowe zastosowanie zostało potwierdzone sprawdzeniem warunków ich stosowalności.

Ponadto, merytoryczny wniosek z wyżej opisanego przykładu jest taki, że w związku ze spodziewaną dalszą falą konsolidacji banków w Polsce, wynikającą z połączeń między zagranicznymi inwestorami strategicznymi, można stwierdzić, iż dalsze fuzje i przejęcia w Polsce będą wykorzystywały rosnące efekty skali.

Analiza występowania efektów skali przy zastosowaniu odpowiednich miar efektywności pokazała, że ciągle istnieje możliwość dalszych połączeń wpływających na wzrost efektywności technicznej w bankach działających w Polsce.

Tabela 2 Wyniki testów różnic średnich dla banków komercyjnych dla miar e_crs i e_nirs

Lata	Średnie dla miar:		Liczba banków	Ocena liczbowa testu	Decyzja przy $\alpha = 0,05^*$
	e_crs	e_nirs			
2002	0,72	0,77	40	5,346	Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej
2003	0,73	0,82	34	5,921	Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z tabeli w załączniku oraz poziomu teoretycznego testu $q_{\bar{x}}$. Por. Cz. Domański, op. cit., tablica 47, s. 316.

Załącznik

Tabela 1 Podstawowe statystyki miar efektywności technicznej i skali dla lat 1997-2003

Lata	Statystyki opisowe	<i>e_crs</i>	<i>e_vrs</i>	<i>e_s</i>	<i>e_nirs</i>
1997	Średnia miar	0,64	0,76	0,85	0,75
	Odchylenie standardowe	0,30	0,30	0,18	0,30
	Wartość minimalna	0,10	0,10	0,44	0,10
	Liczba efektywnych banków	13	22	13	22
	Udział efektywnych banków w analizowanej próbie (w %)	24,5	41,5	24,5	41,5
1998	Średnia miar	0,66	0,79	0,84	0,79
	Odchylenie standardowe	0,29	0,29	0,18	0,28
	Wartość minimalna	0,09	0,10	0,41	0,10
	Liczba efektywnych banków	12	25	12	24
	Udział efektywnych banków w analizowanej próbie (w %)	22,6	47,1	22,6	45,2
1999	Średnia miar	0,72	0,82	0,89	0,80
	Odchylenie standardowe	0,27	0,26	0,14	0,27
	Wartość minimalna	0,16	0,18	0,53	0,18
	Liczba efektywnych banków	18	28	17	25
	Udział efektywnych banków w analizowanej próbie (w %)	34,0	52,8	34,0	47,1
2000	Średnia miar	0,73	0,81	0,90	0,78
	Odchylenie standardowe	0,25	0,23	0,12	0,24
	Wartość minimalna	0,31	0,33	0,53	0,31
	Liczba efektywnych banków	18	20	15	21
	Udział efektywnych banków w analizowanej próbie (w %)	34,0	37,7	34,0	39,6
2001	Średnia miar	0,74	0,81	0,93	0,79
	Odchylenie standardowe	0,25	0,25	0,10	0,26
	Wartość minimalna	0,13	0,19	0,67	0,13
	Liczba efektywnych banków	16	21	16	21
	Udział efektywnych banków w analizowanej próbie (w %)	34,0	44,7	34,0	44,6
2002	Średnia miar	0,72	0,83	0,87	0,77
	Odchylenie standardowe	0,25	0,25	0,10	0,26
	Wartość minimalna	0,13	0,19	0,67	0,13
	Liczba efektywnych banków	11	20	11	16
	Udział efektywnych banków w analizowanej próbie (w %)	27,5	50	27,5	40,0
2003	Średnia miar	0,73	0,83	0,88	0,82
	Odchylenie standardowe	0,24	0,26	0,15	0,16
	Wartość minimalna	0,17	0,21	0,48	0,48
	Liczba efektywnych banków	17	21	11	16
	Udział efektywnych banków w analizowanej próbie (w %)	29,0	49	27,5	40,0

Źródło: obliczenia własne, por. M. Pawłowska (2003).

Bibliografia

1. A.N. Berger, L. J. Mester: *Beyond the Black Box: What Explains Differences in the efficiencies of Financial Institutions*. „Journal of Banking and Finance”, nr 21/1997.
2. A. Charnes, W. Cooper, W. Golany, B. Seiford, A. Y. Lewin: *Data Envelopment Analysis, Theory, Methodology and Applications*. London/Boston/Dordrecht 1997, Kluwer Academic Publishers.
3. T. Coeli, R.S. Prasada Rao, G. E. Battese: *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis, Boston/Dordrecht/London 1997*, Kluwer Academic Publishers, s. 3-6.
4. G. Debreu: *The Coefficient of Recourse Utilization*, „Econometrica”, vol. 19 (3) (July).
5. M. Dobosz: *Statystyczna analiza wyników badań wspomaganą komputerowo*. Warszawa 2001 Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT.
6. Cz. Domański: *Testy statystyczne*. Warszawa 1990 PWE.
7. M.J. Farrell: *The Measurement of Productive Efficiency* „Journal of the Royal Statistical Society”, nr 120/1957.
8. M. Gospodarowicz: *Procedury analizy i oceny banków komercyjnych*. „Materiały i Studia NBP”, zeszyt nr 113, 2000.
9. Group of Ten Report on Consolidation in the Financial Sector (January 2001): www.bis.org, www.imf.org, www.oecd.org.
10. G. Lhomme: *What's the „Right Size” for European Banks? Perspectives*, Credit Agricole SA 2000.
11. A. Luszniwicz, T. Słaby: *Statystyka z pakietem komputerowym Statistica PL. Akademia Oeconomica*, Warszawa 2000 Wydawnictwo C.H. Beck.
12. T. Kopczewski: *Efektywność technologiczna i kosztowa banków komercyjnych w Polsce w latach 1997-2000*, część I. Warszawa Narodowy Bank Polski 'Materiały i Studia', zeszyt nr 113.
13. M. Pawłowska: *Wpływ fuzji i przejęć na efektywność w sektorze banków komercyjnych w Polsce w latach 1997-2001*. „Bank i Kredyt” nr 2/2003.
14. M. Pawłowska: *Efektywność, konkurencyjność i koncentracja na polskim rynku bankowym w latach 1997-2002*, związki między pojęciami. „Bank i Kredyt” nr 6/2004.
15. J. Prokop: *Przyczynek do teorii przejmowania kontroli nad spółkami akcyjnymi*. Warszawa 2001 SGH, „Monografie i Opracowania” 487.
16. G. Rogowski: *Metody analizy i oceny banku na potrzeby zarządzania strategicznego*. Poznań 1998 Wydawnictwa Wyższej Szkoły Bankowej.
17. H.R. Varian: *Mikroekonomia*. Warszawa 1999 Wydawnictwo Naukowe PWN.
18. M. Zychowicz: *Ocena korzyści skali z zastosowaniem metody DEA*. „Bank” nr 6/2001.