

Rentowność banków komercyjnych działających w Polsce w latach 1995-2001 a bieżące decyzje menedżerskie i skumulowane w czasie skutki tych decyzji*

Krzysztof Jackowicz, Wojciech Kuryłek

Od momentu zapoczątkowania reform zmierzających do odbudowy w Polsce działającego na zasadach rynkowych sektora banków komercyjnych upłynęło już ponad 14 lat. W tym czasie banki tworzone od nowa, jak też podmioty wywodzące się z gospodarki socjalistycznej musiały określić strategię działania w zmiennej sytuacji, wybrać ścieżki rozwoju, dokonać pozycjonowania na kształtującym się rynku usług bankowych. Prezentowany artykuł podejmuje próbę odpowiedzi na pytanie, na ile w tych wysoce specyficznych warunkach – transformującej się gospodarki – dla wyników gospodarowania banków ważne były bieżące decyzje menedżerskie i ich skumulowane skutki. Wpisuje się tym samym generalnie w nurt już istniejących rozważań nad efektywnością banków komercyjnych w Polsce (Nikiel, Opiela, 2002; Mielnik, Ławrynowicz, 2001; Kopczewski, 2000; Gospodarowicz, 2000).

Naszą analizę rozpoczynamy w 1995 r., kiedy polski sektor banków komercyjnych po trudnych pierwszych latach przekształceń rynkowych osiągnął poprawę i stabilizację swojej kondycji finansowej, kończymy zaś w 2001 r. Górna granica horyzontu analizy, w przeciwieństwie do dolnej, nie jest wyznaczona przesłankami natury ekonomicznej, ale wynika z zakończenia bu-

dowy bazy danych – stanowiącej podstawę badania – w końcu 2002 r. Horyzont badawczy obejmuje zatem lata 1995-2001, w których powinny być już wyraźnie widoczne skumulowane skutki przeszłych decyzji kierownictw banków. Jednocześnie – ze względu na wciąż wysoką dynamikę zmian w sektorze i jego otoczeniu – dużą wagę powinny zachować bieżące decyzje menedżerskie.

W zakresie podmiotowym analizą objęliśmy banki komercyjne. Z podmiotów sektora bankowego nie uwzględniliśmy banków spółdzielczych. Ich udział w aktywach sektora bankowego w Polsce w horyzoncie analizy nigdy bowiem nie przekroczył 5%. Ponadto skala i charakter działalności banków spółdzielczych sprawiają, że badanie determinant kształtowania ich rentowności razem z bankami komercyjnymi nie znajduje, w naszej opinii, uzasadnienia merytorycznego.

Dalsze rozważania zostały ujęte w sześciu podpunktach. W pierwszym z nich omawiany jest dorobek literatury przedmiotu. W drugiej części pokazana została konstrukcja zmiennej objaśnianej i zmiennych objaśniających, a także zaprezentowano hipotezy dotyczące spodziewanego lub możliwego kierunku wpływu tych ostatnich na rentowność banków. Podpunkt trzeci charakteryzuje użyty zestaw danych i zasady wyodrębnienia próbek w populacji banków. Opis zastosowanych procedur ekonometrycznych i otrzymanych rezultatów badawczych przynoszą części czwarta i piąta. Ostatni,

* Autorzy artykułu pragną podziękować drowi Oskarowi Kowalewskiemu za współpracę na etapie przygotowań do przeprowadzenia badania oraz za zgodę na wykorzystanie bazy danych stworzonej wraz z Krzysztofem Jackowiczem.

szósty podpunkt podsumowuje rozważania poprzez zwrócenie uwagi na te ze sformułowanych wniosków, które w ocenie autorów mogą być istotne dla akcjonariuszy banków i ekip menedżerskich.

I. Dorobek literatury przedmiotu

Problem mierzenia efektywności finansowej banków doczekał się wielu rozwiązań, począwszy od czysto jakościowych, a skończywszy na wykorzystujących bogactwo technik ilościowych. Obie te formy opisu są komplementarne, a narzędzia ilościowe służą często do wyprowadzania wniosków o charakterze jakościowym.

Najprostsze techniki pomiaru efektywności wykorzystują analizę wskaźnikową bazującą na danych ze sprawozdań finansowych banków. Obejmują one m. in. badanie takich wskaźników, jak ROE, ROA czy udział kosztów w aktywach. Mimo że miary te często są krytykowane (zob. DeYoung i Hasan, 1998) ze względu na ich niską wartość informacyjną oraz słabe osadzenie w teorii mikroekonomii, są one powszechnie używane, głównie ze względu na ich prostotę oraz czytelność. Do następnej generacji miar efektywności wyrosłej z powyższych należą z jednej strony miary odnoszące się do wartości rynkowych, takie jak: EVA, MVA czy q Tobina (zob. Griffith, Fogelberg i Weeks, 2002), a z drugiej – mutacje standardowych miar uwzględniające ryzyko finansowe danej instytucji, takie jak AROA¹ (zob. Valnek, 1999).

Bardziej skomplikowane techniki pomiaru efektywności przedsiębiorstw, w tym banków, wyrosły na gruncie mikroekonomicznej teorii producenta oraz ekonometrii i badań operacyjnych. Część z nich opiera się na podejściu parametrycznym, obejmującym estymację funkcji kosztów lub zysków dla całego sektora, a następnie określenie efektywności (kosztów lub zysków) danego przedsiębiorstwa na podstawie odległości jego rzeczywistych kosztów lub zysków od poziomów optymalnych dla całego sektora. Podejście to rozwija się szczególnie w ostatnich latach, a interesującą dyskusję na ten temat wraz z wieloma przykładami praktycznych zastosowań można znaleźć we wielu pracach: Maudos, Pastor, Perez and Quesada (2002), DeYoung i Hasan (1998), Berger i Mester (1997). Na podstawie danych empirycznych okazało się, że wybór postaci funkcyjnej, techniki mierzenia i estymacji w niewielkim stopniu wpływa na średnią efektywność sektora oraz ranking przedsiębiorstw ustalany według powyższych miar efektywności (zob. Berger, Mester, 1997).

W praktyce często wykorzystuje się również modele nieparametryczne, niezakładające żadnej specjalnej postaci funkcji kosztów bądź zysków. Opierają się one na szacowaniu za pomocą technik programowania li-

niowego granicy produktywności całego sektora, a następnie mierzeniu efektywności poszczególnych przedsiębiorstw na podstawie ich „odległości” od tej granicy (frontier). Najpopularniejszą metodą wykorzystywaną w tym celu jest Data Envelopment Analysis (DEA), pozwalająca zdekomponować miarę efektywności na tzw. efektywność czysto techniczną (pure technical efficiency) oraz efektywność skali (scale efficiency) (zob. Pastor, Perez i Quesada, 1997). Jednak nie zawsze można stosować i tę – jakby się mogło wydawać – uniwersalną technikę (zob. McKillop, Glass, Ferguson, 2002).

Oprócz pomiaru efektywności niezwykle ważną kwestią jest również precyzyjne określenie, jakie czynniki miały znaczący wpływ na jej kształtowanie się w badanym okresie. Element ten jest nieodłączną częścią badań rozważanego typu. Najczęściej stosowane rozwiązanie sprowadza się do oszacowania równania regresji zmiennych mogących wyjaśniać wybraną miarę efektywności oraz wybrania tych, które są ekonomicznie oraz statystycznie istotne. Do szacowania można używać różnych technik w zależności od rodzaju wybranej miary efektywności, począwszy od OLS, poprzez model probitowy (zob. Hunter i Srinivansan, 1990), a skończywszy na modelu tobitowym (zob. McKillop, Glass i Ferguson, 2002).

Zdecydowana większość literatury przedmiotu poświęcona jest badaniu efektywności banków w krajach rozwiniętych (głównie Stanach Zjednoczonych oraz państwach Europy Zachodniej). Do tej pory zdecydowanie mniej uwagi poświęcano krajom rozwijającym się lub też rynkom wschodzącym. Wynikało to częściowo z mniejszej roli tych systemów bankowych w globalnej gospodarce, a częściowo również ze słabszej dostępności niezbędnych danych. Dlatego do tej pory nasza wiedza o procesach zachodzących w tych systemach jest dosyć ograniczona. Przenoszenie wniosków z badań dla gospodarek rozwiniętych na grunt rynków wschodzących może natomiast okazać się wysoce niebezpieczne.

Badania efektywności systemu bankowego w krajach rozwijających się skupiają się głównie na wyjaśnianiu roli prywatyzacji banków państwowych oraz efektywności banków zagranicznych w porównaniu z krajowymi. Do prac podejmujących tego rodzaju problemy należy zaliczyć m.in. badania przeprowadzone dla polskiego sektora bankowego przez Mondscheana i Opiełę (1999) oraz Nikiel i Opiełę (2002). Z badania Nikiel i Opieł (2002) wynika m. in., że głównym czynnikiem determinującym efektywność banków nie jest to, czy są one bankami polskimi, czy zagranicznymi, ale to, na jakim segmencie rynku się koncentrują. Badania efektywności dla węgierskiego systemu bankowego zostały wykonane przez Hasan i Marton (2000)². Poka-

¹ ROA/Odchylenie standardowe ROA.

² Prace: Hasana i Martona (2000), Leavena (1999) oraz Ozkan-Gunay'a (1997) omawiane są na podstawie artykułu E. M. Nikiel i T. P. Opieł (2002).

Tabela 1 Zmienne objaśniające, sposób ich obliczania, interpretacja ekonomiczna, oczekiwany lub możliwy kierunek oddziaływania

Oznaczenie zmiennej	Sposób obliczania	Interpretacja ekonomiczna, oczekiwany lub możliwy kierunek wpływu na zmienną zależną
Wybory menedżerskie i specyfika działalności odzwierciedlona w pozycjach bilansowych		
DPW/NPN	Iloraz dłużnych papierów wartościowych oraz należności od klientów i sektora budżetowego (podmiotów niefinansowych)	W horyzoncie analizy udział dłużnych papierów wartościowych w majątku banków komercyjnych w Polsce zmalał z nieco ponad 30% w 1995 r. do około 20% w 2001 r. W strukturze dłużnych papierów wartościowych zdecydowanie przeważały w całym okresie instrumenty wyemitowane przez Skarb Państwa lub Narodowy Bank Polski. Stanowiły one średnio 90% wartości omawianego portfela. Wobec powyższego zdefiniowany wskaźnik odzwierciedla przede wszystkim wybory w zakresie ryzyka aktywów dokonywane przez zarządy. W pewnej mierze oddaje też specyfikę działalności banku (skumulowany efekt decyzji kierowniczych), ponieważ ze względu na strukturę klienteli banki detaliczne z reguły charakteryzowały się wyższym udziałem dłużnych papierów wartościowych w aktywach. Wpływ omawianej zmiennej na skorygowaną rentowność banków może zależeć od fazy cyklu koniunkturalnego. W fazie wzrostu bardziej opłacalne jest rozwijanie akcji kredytowej ze względu na wyższą marżę oraz ujemny wpływ wzrostu stóp procentowych na ceny obligacji. Z kolei w fazie osłabienia koniunktury korzystniejsze jest powiększanie udziału w aktywach portfela bezpiecznych, dłużnych papierów wartościowych.
ZPF/ZPN	Iloraz zobowiązań wobec instytucji finansowych oraz zobowiązań wobec klientów i sektora budżetowego	Wskaźnik ten, wobec niewielkiego stopnia rozwoju rynku obligacji banków w Polsce, odzwierciedla zasadniczy podział w strukturze finansowania banków komercyjnych związany z charakterem ich działalności (hurtowa, detaliczna). Zważywszy, że rynek pieniężny jest droższym źródłem finansowania, można się spodziewać negatywnego wpływu tego wskaźnika na zmienną zależną, jeśli wraz z podwyższonym kosztem finansowania nie występuje, np. obniżony poziom kosztów działania lub zwiększona zdolność do generowania przychodów.
(NPF-ZPF) / A	Różnica między należnościami od instytucji finansowych a zobowiązaniami wobec instytucji finansowych odniesiona do wartości aktywów	Zmienna ta silniej niż ZPF/ZPN ukazuje potencjalny dyscyplinujący (poprzez koszty finansowania) wpływ rynku pieniężnego. Obrazuje też charakter pozycji danego podmiotu na rynku pieniężnym (pożyczkodawcy netto lub pożyczkobiorcy netto). Jeśli dyscyplinujące działania innych instytucji finansowych są skuteczne, to banki zadłużające się w znacznym stopniu na rynku pieniężnym są zmuszone dla osiągnięcia docelowej rentowności i zapewnienia stabilności źródeł finansowania do osiągania odpowiednio wysokich przychodów. W takim przypadku należy się spodziewać negatywnej zależności wskaźnika i zmiennej objaśnianej. Jeśli zaś wspomniany system dyscyplinujący nie działa efektywnie, to przy braku czynników kompensujących, o których była mowa powyżej, należy oczekiwać zależności dodatniej.
ZB/ZT	Iloraz zobowiązań bieżących oraz zobowiązań terminowych	Struktura zobowiązań wedle kryterium warunków umowy depozytowej ma duże znaczenie dla rodzajów kosztów ponoszonych przez bank (odsetkowe, działania) i wysokości przychodów z tytułu prowizji i opłat oraz powiązanej z rachunkami bieżącymi możliwości sprzedaży innych produktów bankowych. Biorąc pod uwagę, że udział depozytów bieżących w depozytach ogółem, a w ślad za tym wartość ilorazu ZB/ZT można odczytywać jako miernik siły rynkowej, prawdopodobne wydaje się wystąpienie pozytywnej korelacji ze zmienną objaśnianą.
$\Delta A (t-1) / A (t-2)$	Względny przyrost aktywów w poprzednim okresie obrachunkowym	Szybki przyrost wartości aktywów jest z reguły sygnałem realizacji przez bank agresywnej strategii rozwoju. Może on, ale nie musi, wiązać się z dwoma niekorzystnymi zjawiskami: rozluźnieniem kryteriów polityki kredytowej i jednocześnie wystąpieniem ryzyka moralnego w postępowaniu deponentów korzystających z dobrodziejstw systemu ubezpieczenia depozytów. W przypadku dużego natężenia opisanych zjawisk negatywny wpływ znacznego względnego przyrostu aktywów na osiąganą rentowność powinien być widoczny już w kolejnym okre-

Oznaczenie zmiennej	Sposób obliczania	Interpretacja ekonomiczna, oczekiwany lub możliwy kierunek wpływu na zmienną zależną
		sie obrachunkowym. Jeśli natomiast silny przyrost aktywów jest wyłącznie wynikiem sukcesów rynkowych banku, to można oczekiwać, że dodatniej zależności między zmienną objaśnianą a objaśniającą będzie towarzyszyć pozytywna korelacja rentowności osiąganey w kolejnych okresach.
$\Delta RMT(t-1)/RMT(t-2)$	Względny przyrost rzeczowego majątku trwałego w poprzednim okresie obrachunkowym	Obraną konstrukcją wskaźnika uzasadnia to, że inwestycje (przy dodatniej wartości wskaźnika) lub dezinwestycje (przy jego ujemnej wartości) w zakresie rzeczowego majątku trwałego z opóźnieniem ujawniają swój wpływ na poziom kosztów działania lub zdolność do generowania przychodów. Zastosowanie jednorocznego opóźnienia sprawia, że bardziej prawdopodobne jest zanotowanie negatywnego (poprzez przyrost kosztów działania) niż pozytywnego (poprzez wzrost zdolności do generowania przychodów) oddziaływania na zmienną objaśnianą.
Wybory menedżerskie i specyfika działalności odzwierciedlona w rachunku zysków i strat oraz zestawieniu pozycji pozabilansowych		
WZP/WZO	Iloraz wyniku z tytułu prowizji oraz wyniku z tytułu odsetek	Wskaźnik ten w syntetyczny sposób odzwierciedla strukturę aktywności banków (skutek obecnych i przeszłych wyborów menedżerskich). Jego obecność w zestawie zmiennych objaśniających stwarza możliwość przetestowania hipotezy, że większy nacisk na świadczenie usług generujących przychody prowadzi korzystnie wpływa na rentowność.
KD/A	Iloraz kosztów działania i wartości aktywów banku	Związek między poziomem kosztów działania (osobowych i rzeczowych), mierzonym względem wartości majątku, a rentownością aktywów nie jest na gruncie teoretycznym jednoznaczny. Z jednej strony wyższy poziom kosztów działania może prowadzić do niższej rentowności poprzez silne obciążenie wypracowanego wyniku działalności bankowej. Z drugiej strony ponoszenie relatywnie wysokich kosztów działania może być usprawiedliwione odpowiednio zwiększoną zdolnością do generowania przychodów.
UZP/A	Iloraz udzielonych zobowiązań pozabilansowych i wartości majątku banku	Zmienna ta, podobnie jak WZP/WZO, stara się uchwycić znaczenie rozłożenia akcentów w strukturze aktywności banku. Różnica między nimi sprowadza się do tego, że WZP/WZO bazuje na danych z rachunku zysków i strat o efektach osiągniętych na różnych obszarach działalności, a obecnie omawiana wykorzystuje dane o skali zaangażowania zasobów banku w działalność bilansową i pozabilansową. Ponadto udzielone zobowiązania pozabilansowe dotyczące finansowania i o charakterze gwarancyjnym, uwzględnione w konstrukcji drugiej z nich, nie wyczerpują katalogu produktów i usług bankowych decydujących o wysokości wyniku z tytułu prowizji. Z jednej strony wzrost wolumenu udzielonych zobowiązań pozabilansowych może być źródłem dodatkowych przychodów, z drugiej zaś może generować wysokie koszty wynikające z nieumiejętnego radzenia sobie z tego ryzykiem pozycji pozabilansowych.
Struktura własności banku i procesy konsolidacyjne		
WP	1 – gdy na koniec roku bank był własnością prywatną, 0 – w pozostałych przypadkach.	Zmienna ma ukazywać wpływ struktury własności i związanej z tym struktury zarządzania na efekty gospodarowania. Włączenie jej do zbioru zmiennych objaśniających umożliwi empiryczne przetestowanie hipotezy, że banki będące własnością prywatną ze względu ściślejszy nadzór właścicielski są bardziej rentowne niż banki bezpośrednio lub pośrednio kontrolowane przez Skarb Państwa
BPK	1 – gdy w danym okresie bank połączył się z innym bankiem, 0 – w pozostałych przypadkach.	Zadaniem tak zdefiniowanej zmiennej jest uchwycenie skutków procesów konsolidacyjnych od strony bieżących kosztów ich dokonania, co powoduje, że zasadniczo oczekujemy negatywnej wartości oszacowanego dla niej parametru. Silniejszy niż zwykle nadzór właścicielski w okresie konsolidacji lub starania kierownictwa o przejściowe podniesienie rentowności mogą jednak doprowadzić do zanotowania dodatniej wartości oszacowanego parametru

Oznaczenie zmiennej	Sposób obliczania	Interpretacja ekonomiczna, oczekiwany lub możliwy kierunek wpływu na zmienną zależną
PPK	1- gdy w poprzednim okresie bank połączył się z innym bankiem, 0 – w pozostałych przypadkach	Druga ze zmiennych objaśniających dotycząca procesów konsolidacyjnych stwarza szansę określenia siły wpływu kosztowych i przychodowych następstw połączeń na rentowność działania. Im szybsze tempo realizacji korzyści z połączenia i silniejsza motywacja po stronie menedżerów, by szybko uzasadnić ekonomiczną racjonalność połączenia, tym większa jest szansa, że zmienna ta będzie pozytywnie wpływać na skorygowaną rentowność aktywów. Ze względu na zaledwie jednoroczne opóźnienie bardziej prawdopodobne wydaje się jednak wystąpienie negatywnego oddziaływania.
Miejsce banku w systemie		
UB	Iloraz aktywów danego banku i aktywów systemu	Wskaźnik pokazuje udział banku w sektorze i może posłużyć do identyfikacji zależności skali działania oraz rentowności. Jeśli wraz ze skalą działania maleje poziom kosztów jednostkowych działania i spada koszt pozyskania kapitałów obcych (zgodnie z doktryną „zbyt duży, by upaść”), to można oczekiwać pozytywnej zależności tej zmiennej i skorygowanej rentowności aktywów.
Sytuacja w sektorze bankowym		
WHH	Wskaźnik Herfindahla-Hirschmana dla aktywów banków	Wprowadzenie wskaźnika Herfindahla-Hirschmana ma na celu kontrolę skutków koncentracji działalności bankowej, a zatem i natężenia konkurencji między bankami, dla rentowności banków komercyjnych.
SDO	Stopa dochodu odsetkowego dla sektora banków komercyjnych	Zmienna ma odzwierciedlać zmiany jednej z podstawowych determinant rentowności tradycyjnego pośrednictwa depozytowo-kredytowego. Ze względu na to, że w Polsce zasadniczą rolę wciąż odrywa wynik z tytułu odsetek w kształtowaniu wyniku działalności bankowej, spodziewamy się otrzymać dodatnią wartość odpowiedniego parametru. W przypadku mniejszych banków, z powodu ograniczonych możliwości dywersyfikacji działalności, powinniśmy obserwować silniejszą zależność osiągniętej rentowności od analizowanej zmiennej.
Sytuacja ogólnogospodarcza		
PKB	Procentowy przyrost realnego PKB	Dynamika ogólnogospodarcza może określać rentowność banków głównie poprzez wpływ na sytuację finansową ich klientów. Z reguły szybki wzrost gospodarczy prowadzi do polepszenia jakości portfeli kredytowych oraz wzrostu wartości właścicielskich papierów wartościowych. Dobrej koniunkturze często towarzyszy jednak wzrost stóp procentowych, który może wywoływać spadek wartości portfeli papierów dłużnych.
INF	Procentowy wzrost cen towarów i usług konsumpcyjnych	W okresie analizy tempo wzrostu cen w Polsce było znaczące i niejednakowe w poszczególnych latach. Natężenie procesów inflacyjnych w znacznej mierze określało kształt polityki pieniężnej banku centralnego. Ta zaś współdecydowała o rentowności dłużnych papierów wartościowych, ich cenach, koszcie kredytów bankowych, a przez to także o sytuacji finansowej klientów banku.
Rentowność osiągnięta w poprzednim okresie obrachunkowym		
WRA (t-1)	Odchylenie standardowe kursu koszyka walut a	Zmienność kursu walutowego z jednej strony kształtuje skalę zagrożenia ryzykiem walutowym banku i jego klientów. Z drugiej, umiejętnie wykorzystana, może być źródłem dodatkowych przychodów.
OKW	Wartość zmiennej zależnej opóźniona o jeden okres	Znak oszacowanego dla tej zmiennej parametru i jego statystyczna istotność pozwolą się wypowiedzieć, w jakiej mierze bieżąca rentowność jest wynikiem obecnych wyborów menedżerskich, a w jakim stopniu jest skutkiem decyzji przeszłych. Umożliwią też, przynajmniej częściowo, odpowiedź na pytanie, czy w polskim sektorze bankowym występowały trwale różnice w jakości zarządzania. Statystyczna istotność tej zmiennej może również oznaczać, że na początku analizowanego okresu występowały różnice w efektywności działania banków

⁴ Koszyk składa się z USD oraz EUR, których udziały są równe. W latach poprzedzających pojawienie się euro (przed 1999 r.), autorzy bazowali na tzw. syntetycznym kursie euro stworzonym na podstawie wag poszczególnych walut wchodzących w skład europejskiej waluty.

Źródło: opracowanie własne.

zują one m. in., że banki zagraniczne są bardziej efektywne pod względem zysków niż krajowe banki państwowe oraz prywatne. Do podobnego wniosku dochodzi Ozkan-Gunay (1997) w badaniach przeprowadzonych dla Turcji. Z kolei Leaven (1999) na podstawie analizy danych dla Tajlandii oraz Rezvanian i Mehdian (2002) dla Singapuru wyciągają m. in. wniosek, że banki duże i średnie są bardziej efektywne niż małe. Ponadto większość tych badań wskazuje na dodatnie skorelowanie różnych miar efektywności banków w tych krajach (m.in. ROA, ROE, miar parametrycznych i nieparametrycznych), co w pewnym stopniu uzasadnia wybraną przez nas technikę mierzenia efektywności.

II. Konstrukcja zmiennej objaśnianej i zmiennych objaśniających

W prowadzonej analizie za miarę efektywności banków przejęliśmy, zgodnie z dość powszechnie obowiązującą w bankowości konwencją, wskaźnik rentowności aktywów (ROA). Dokonałiśmy jednak jego korekty o koszt kapitału własnego. Celem jej wprowadzenia była przynajmniej częściowa eliminacja uprzywilejowania w ujęciu rachunkowym banków o dobrym wyposażeniu kapitałowym. Miara ta jest bliska EVA (Economic Value Added), z tą różnicą, że w koszcie kapitału nie uwzględnia premii za ryzyko. Z drugiej jednak strony jest wciąż modyfikacją popularnego wskaźnika ROA, w kategoriach którego określane są zadania w planach finansowych banków. Ponadto, mimo wielu różnych podejść do pomiaru efektywności badania empiryczne dowodzą, że z reguły dają one pozytywnie skorelowane wyniki (zob. Rezvanian i Mehdian, 2002; Nikiel i Opieła, 2002; Maudos, Pastor, Perez i Quesada, 2002; Stiroh, 2000; Berger, Mester, 1997).

Sposób obliczania skorygowanego wskaźnika rentowności (ROA) – odgrywającego rolę zmiennej zależnej we wszystkich szacowanych modelach – prezentuje wzór (1):

$$WRA_{it} = \frac{WFB_{it}}{A_{it}} - \frac{KW_{it}}{A_{it}} r_t \quad (1),$$

gdzie: indeksy dolne it wskazują na wielkości zanotowane dla i -tego banku w okresie obrachunkowym t , WFB – oznacza wynik finansowy brutto wypracowany przez bank, A – wartość aktywów, KW – bilansową wartość kapitałów własnych, r_t jest zaś średnią stopą dochodu trzymiesięcznych bonów skarbowych zanotowaną w okresie t .

Ostateczny skład użytego zestawu zmiennych objaśniających jest wynikiem nie tylko chęci odzwierciedlenia bieżących decyzji menedżerskich oraz ich skumulowanych w czasie skutków, ale także ograniczeń nakładanych przez dostępne dane. Obejmuje on oprócz zmiennych dotyczących poszczególnych podmiotów zmienne kontrolne odzwierciedlające przekształcenia wspólnych dla wszystkich banków warunków działania. Tabela 1 przedstawia definicje użytych zmiennych, podaje ich interpretację ekonomiczną oraz zawiera sugestie co do oczekiwanego lub możliwego wpływu na zmienną zależną.

III. Charakterystyka źródeł danych

Podstawowym źródłem danych były roczne, jednostkowe, audytowane sprawozdania finansowe. Sprawozdania te pochodziły w zdecydowanej większości z Monitorów Polskich B, częściowo zaś z raportów rocznych nadesłanych na naszą prośbę przez banki komercyjne. Baza danych za lata 1994-2000 powstała w ramach projektu badawczego nr 5 H02C 041 21 finansowanego w latach 2001-2002 przez Komitet Badań Naukowych, realizowanego przez K. Jackowicza i O. Kowalewskiego. Została ona uzupełniona przez autorów artykułu w 2002 r. dostępnymi do początku grudnia sprawozdaniami za 2001 r. oraz o wybranych informacjach dotyczących 1993 r., niezbędnymi do konstrukcji zmien-

Tabela 2 Liczba banków komercyjnych działających w Polsce obecnych w bazie danych i uwzględnionych w badaniu

Lata	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	Suma/ Średnia
Liczba banków działających na koniec								
poszczególnych lat według danych GINBa	81	81	81	83	77	73	69	545
Liczba sprawozdań jednostkowych								
w bazie danych	76	81	81	79	76	71	60	524
Liczba banków uwzględnionych								
w konstrukcji modeli ekonometrycznych	67	69	68	68	67	67	51	457
Procent aktywów banków komercyjnych								
utrzymywanych przez banki uwzględnione								
w badaniu (w %)	97,10%	99,42%	99,26%	97,44%	99,23%	94,42%	97,88%	97,82%

^abez banków w stanie organizacji

Źródło: dane GINB oraz obliczenia własne.

Tabela 3 Zasady wyróżnienia próby

Oznaczenie	Definicja opisowa próby	Kryterium podziału próby	Liczba obserwacji
UB 21	Banki o mniejszej skali działania	UB mniejsze bądź równe 0,3%	219
UB 22	Banki o większej skali działania	UB większe od 0,3%	238
UB 31	Banki o małej skali działania	UB mniejsze bądź równe 0,2%	167
UB 32	Banki o średniej skali działania	UB większe od 0,2% i mniejsze bądź równe 0,7%	149
UB 33	Banki o dużej i bardzo dużej skali działania	UB większe od 0,7%	141
KW 21	Banki o gorszym wyposażeniu kapitałowym	KW/A mniejsze bądź równe 11%	225
KW 22	Banki o lepszym wyposażeniu kapitałowym	KW/A większe od 11%	232
KW 31	Banki o słabej i średniej bazie kapitałowej	KW/A mniejsze bądź równe 9%	150
KW 32	Banki o adekwatnej bazie kapitałowej	KW/A większe niż 9% i mniejsze bądź równe 14%	152
KW 33	Banki o silnej bazie kapitałowej	KW/A powyżej 14%	155

Źródło: opracowanie własne

nych opóźnionych. Występowanie zmiennych opóźnionych w czasie spowodowało ograniczenie liczby banków uwzględnionych przy konstrukcji modeli ekonometrycznych w stosunku do liczby podmiotów obecnych w bazie danych. Przedstawiona w poprzednim podpunkcie konstrukcja tej grupy zmiennych sprawiła, że banki mogły być przez nas uwzględnione dopiero od trzeciego roku obrotowego. Dalsza, nieznacząca w większości lat, redukcja liczby banków w próbie spowodowana była brakiem możliwości skalkulowania wartości wszystkich zmiennych objaśniających. Liczbę banków komercyjnych funkcjonujących w Polsce na koniec poszczególnych lat horyzontu analizy, liczbę banków obecnych w bazie danych i liczbę banków, których charakterystyki wykorzystaliśmy w procesie estymacji modeli, prezentuje tabela 2. Jak wynika z zamieszczonych w niej danych, w zdecydowanej większości przypadków wyłączenia dotyczyły małych podmiotów.

Dla podmiotów, które powstały w wyniku połączenia dwóch lub większej liczby banków krajowych, wartości zmiennych opóźnionych obliczaliśmy na podstawie hipotetycznych bilansów oraz rachunków zysków i strat powstałych w drodze prostego sumowania odpowiednich pozycji sprawozdań konsolidujących się podmiotów.

Podstawą określenia wartości zmiennych binarnych, odzwierciedlających strukturę własności oraz decyzje kierownictw banków o połączeniu z inną instytucją bankową były publikacje Generalnego Inspektoratu Nadzoru Bankowego (GINB). W stosunku do początkowych lat horyzontu analizy wymagały one jednak zasadniczego uzupełnienia, którego dokonaliśmy za pomocą informacji zaczerpniętych z dziennika „Rzeczpospolita” oraz raportów rocznych banków. Dane o tempie wzrostu PKB i wzrostu cen zaczerpnęliśmy z Roczników Statystycznych GUS, o odchyleniu standardowym kursu walut z serwisu Reuters, o stopie dochodu odsetkowego ponownie z Roczników Statystycznych GUS i publikacji GINB, o wartościach wskaźnika Herfindahla-Hirschmana z pracy Jackowicza i Kowalewskiego

(2002). Średni poziom stóp dochodu skarbowych instrumentów dłużnych niezbędny do obliczenia wartości zmiennej zależnej pochodził z bazy danych OECD.

W przypadku danych panelowych obejmujących siedmioletni okres analizy za wskazane uznaliśmy wyróżnienie próby banków według dwóch kryteriów: udziału w aktywach systemu bankowego (zmienna UB) i stopnia sfinansowania kapitałem własnym aktywów (zmienna KW/A –)³. W tym celu dokonaliśmy graficznej analizy rozkładu empirycznego liczby banków pod względem skali działania i wyposażenia kapitałowego. Szczegółowe zasady dokonania podziału na próby prezentuje tabela 3. O słuszności dokonania wyboru przekonali nas *ex post* wyniki estymacji parametrów modeli dla podgrup i przeprowadzonych testów Chowa.

IV. Model ekonometryczny

Wpływ poszczególnych zmiennych objaśniających na skorygowaną rentowność aktywów banków został określony metodą najmniejszych kwadratów według jednorównaniowego modelu wielowymiarowej regresji liniowej. Wybór modelu jednorównaniowego niesie ze sobą ryzyko skorelowania reszt i zmiennych objaśniających, co może prowadzić do tego, że otrzymane metodą najmniejszych kwadratów estymatory nie będą miały pożądanych właściwości statystycznych. Użycie (eliminujących powyższy problem) wielorównaniowych modeli opisujących jednoczesne zachowanie różnych wskaźników wymaga jednak dostatecznie dużej próby. Uwzględnienie w badaniu wielu aspektów działania banków oraz zmian w ich otoczeniu czyni jednak takie podejście, przy wykorzystaniu opi-

³ Kryteria te są wykorzystywane w literaturze przedmiotu. Przykładowo Mondschean i Opiela (1999) zastosowali podział banków ze względu na ich wyposażenie kapitałowe, a Mitchell (1989) wykorzystwała klasyfikację banków według wielkości sumy bilansowej.

sanego zestawu danych, niemożliwym do zastosowania. Pominięcie w modelu istotnych zmiennych objaśniających mogłoby prowadzić do niezgodności otrzymanych estymatorów parametrów, a także do obciążenia estymatorów ich wariancji, co uniemożliwiłoby wnioskowanie statystyczne. Z drugiej strony uwzględnienie w modelu zmiennych nieistotnych prowadzi do utraty efektywności uzyskanych estymatorów, nie psując ich pozostałych pożądanych właściwości statystycznych.

Określenie średniego wpływu zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą w latach 1995–2001 wymaga oszacowania modelu regresji na podstawie panelu danych z tych lat. Macierze zmiennych objaśniających dla poszczególnych lat oznaczymy przez:

$$X_t = [1, x_t^1, \dots, x_t^{19}] \text{ dla } t = 1995, \dots, 2001.$$

$$\text{Przyjmując oznaczenia: } Y = \begin{bmatrix} Y_{1995} \\ \vdots \\ Y_{2001} \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} X_{1995} \\ \vdots \\ X_{2001} \end{bmatrix}, \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1995} \\ \vdots \\ \varepsilon_{2001} \end{bmatrix},$$

otrzymujemy następujący panelowy model regresji;

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

gdzie: $\beta_t = [\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{19}]^T$ – wektor szacowanych parametrów.

Przedmiotem zainteresowania autorów jest również poznanie oddziaływania zmiennych objaśniających na skorygowaną rentowność w próbach wyodrębnionych ze względu na udział rynkowy zaliczonych do nich instytucji oraz stopień sfinansowania kapitałami własnymi aktywów. Dla każdej z powyższych prób otrzymujemy w ten sposób oddzielne równanie regresji.

Dla danych przekrojowych (*cross-section*) oraz panelowych bardzo częstym problemem jest brak podstaw do zakładania równości wariancji reszt (tj. homoskedastyczności), czyli występowanie ich tzw. heteroskedastyczności. Heteroskedastyczność powoduje m. in., że uzyskane estymatory wariancji parametrów są obciążone, co uniemożliwia poprawne wnioskowanie statystyczne. Do testowania heteroskedastyczności używamy trzech podstawowych testów: Goldfelda-Quanta, Breuscha-Pagana oraz White'a. Odrzucenie hipotezy o homoskedastyczności oznacza konieczność szacowania macierzy kowariancji parametrów modelu za pomocą estymatora White'a. Pozwala to na przeprowadzenie podstawowego wnioskowania co do statystycznej istotności parametrów modelu.

W modelach szacowanych na podstawie danych panelowych może wystąpić również zjawisko autokorelacji. Jej obecność, podobnie jak w przypadku heteroskedastyczności, prowadzi do obciążenia estymato-

Tabela 4 Statystyki opisowe dla pełnego panelu danych i wyróżnionych w nim prób (w %)

Podgrupa Zmienne	1995 – 2001		UB 21		UB 22		UB 31		UB 32		UB 33	
	średnia	odchylenie standardowe	średnia	odchylenie standardowe	średnia	odchylenie standardowe	średnia	odchylenie standardowe	średnia	odchylenie standardowe	średnia	odchylenie standardowe
WRA	-1,10	4,54	-2,44	5,96	0,13	1,92	-2,87	6,65	-0,67	2,17	0,54	1,72
DPW/NPN	86,58	560,40	117,95	805,58	57,71	74,60	52,03	83,92	150,95	974,73	59,47	59,83
ZPF/ZPNa	2167,26	33203,76	4385,56	47922,09	126,05	312,19	5183,15	54789,03	792,83	3671,96	47,66	69,00
(NPF-ZPF)/A	-3,81	25,72	-5,72	27,21	-2,05	24,19	-4,05	26,69	-7,46	30,43	0,32	17,31
ZB/ZT	28,69	25,11	27,89	29,58	29,43	20,18	28,04	31,55	25,25	20,97	33,10	19,41
$\Delta A(t-1)/A$												
(t-2)	71,86	217,98	95,35	307,13	50,24	60,62	83,66	311,36	88,16	186,12	40,65	42,09
WZP/WZOa	104,30	1650,63	25,81	46,82	176,53	2286,76	27,42	52,74	259,19	2890,12	31,69	55,36
UZP/A	13,67	16,51	9,24	14,40	17,75	17,29	7,86	14,13	14,55	13,95	19,63	19,20
KD/A	4,24	1,99	5,24	2,28	3,33	1,06	5,47	2,40	3,85	1,45	3,20	0,90
$\Delta RMT/A(t-1)/RMT(t-2)$	55,21	234,67	32,80	88,99	59,32	310,61	32,94	96,66	44,84	157,71	64,66	371,90
WP	84,46	36,26	89,95	30,13	79,41	40,52	90,42	29,52	91,28	28,32	70,21	45,90
BPKb	4,38	20,48	4,46	6,76	7,98	27,16						
PPKb	3,72	18,95	4,46	6,76	6,72	25,09						
UB	1,50	3,20	0,13	0,08	2,76	4,04	0,09	0,05	0,38	0,13	4,34	4,63
WRA (t-1)	-1,37	5,29	-3,11	6,77	0,22	2,54	-3,57	7,48	-0,97	3,13	0,80	1,94
Podgrupa Zmienne	1995 – 2001		KW 21		KW 22		KW 31		KW 32		KW 33	
	średnia	odchylenie standardowe	średnia	odchylenie standardowe	średnia	odchylenie standardowe	średnia	odchylenie standardowe	średnia	odchylenie standardowe	średnia	odchylenie standardowe
WRA	-1,10	4,5	-0,82	5,60	-1,37	3,19	-1,09	6,77	-0,06	1,37	-2,13	3,55
DPW/NPN	86,58	560,40	127,99	5,60	46,76	79,76	171,15	969,47	40,51	38,99	49,91	92,99
ZPF/ZPNa	2167,26	33203,76	620,16	3070,84	3654,60	46404,37	782,42	3713,91	435,36	2786,80	5205,82	56828,10
(NPF-ZPF)/A	-3,81	25,72	-3,83	27,96	-3,79	23,42	-2,32	29,00	-6,01	22,11	-3,10	25,65
ZB/ZT	28,69	25,11	27,34	21,83	29,99	27,89	27,28	23,26	30,01	21,69	28,77	29,64
$\Delta A(t-1)/A(t-2)$	71,86	217,98	72,88	291,76	70,87	107,57	83,54	353,42	68,32	108,88	64,02	89,51
WZP/WZOa	104,30	1650,63	31,84	45,48	173,97	2311,55	32,23	51,80	261,23	2860,94	20,16	54,20
UZP/A	13,67	16,51	9,95	12,27	17,25	19,10	8,07	9,91	16,06	19,35	16,75	17,29
KD/A	4,24	1,99	4,06	1,99	4,42	1,98	4,16	2,24	3,84	1,37	4,71	2,16
$\Delta RMT/A(t-1)/RMT(t-2)$	55,21	234,67	48,24	298,79	45,04	143,28	58,91	363,52	35,76	54,58	45,35	170,79
WP	84,46	36,26	83,04	37,62	85,84	34,94	79,33	40,63	88,82	31,62	85,16	35,66
BPK b	4,38	20,48	4,02	19,68	4,72	21,25	4,00	19,66	7,24	26,00	1,94	13,82
PPK b	3,72	18,95	4,46	20,70	3,00	17,11	4,00	19,66	6,58	24,87	0,65	8,03
UB 1,50	3,20	2,11	4,18	0,91	1,62	2,42	4,79	1,48	2,12	0,63	1,45	
WRA (t-1)	-1,37	5,29	-0,67	6,06	-2,05	4,34	-0,78	7,29	-0,15	1,96	-3,14	4,77

^a Wysokie wartości średnie i odchylenia standardowe wskaźnika wynikają z pojawienia się jego ekstremalnych wartości dla kilku podmiotów sektora bankowego w końcowych latach analizowanego okresu.

^b Brak wartości średnich i odchylen dla podgrup UB31, UB 32 i UB 33 wynika stąd, że dla wszystkich podmiotów należących do pierwszej z nich dana zmienna objaśniająca przyjmowała wyłącznie wartość zerową, zachodziła więc potrzeba jej wyłączenia ze zbioru zmiennych objaśniających.

Źródło: opracowanie własne

Tabela 5 Wyniki estymacji modeli dla pełnego panelu danych oraz wyróżnionych w nim podprób

Podgrupa	Cała próba 1995-2001	UB21	UB22	UB31	UB32	UB33	KW 21	KW 22	KW 31	KW 32	KW 33
Zmienna:	Parametr	Parametr	Parametr	Parametr	Parametr	Parametr	Parametr	Parametr	Parametr	Parametr	Parametr
CONST	-0,0602	-0,0827	-0,0107	-0,1038	-0,0123	-0,0489	-0,0943	-0,0287	-0,1411	-0,0469	-0,023
DPW/NPN	-0,0002**	-0,0002**	-0,0026	-0,0019	0,0000	-0,0021	-0,0001	-0,0074***	0,0000	-0,0031	-0,0079**
ZPF/ZPN	0,0000***	0,0000***	0,0002	0,0000**	0,0000	-0,0005	0,0000	0,0000***	0,0000	0,0000	0,0000***
(NPF-ZPF) /A	-0,0065	-0,0055	-0,0003	0,0018	-0,0052	-0,0055	-0,0139*	-0,0019	-0,0185*	-0,0012	-0,0033
ZB/ZT	0,0007	0,0018	0,0121***	0,004	-0,0073	0,0053	-0,0039	0,0094	-0,0109	0,0072	0,0101
ΔA (t-1) /A (t-2)	0,0000	-0,0001	0,0015	0,0000	-0,0005	0,002	-0,0005 **	0,0023*	-0,0005**	0,0002	0,0029
WZP/WZO	0,0001***	0,0156***	0,0000***	0,0149 **	0,0000***	-0,0009	0,0142**	0,0000***	0,0150**	0,0001*	-0,002
UZP/A	-0,0012	-0,0051	0,0001	0,001	0,0012	-0,0013	-0,0072	-0,0005	0,0269	-0,0038	-0,0002
KD/A	-0,4930**	-0,8076 ***	0,0061	-0,8396 **	-0,0413	0,0732	-0,9553***	-0,2837	-1,1875 ***	-0,1497 **	-0,2831
ΔRMT/A (t-1)/											
/ RMT (t-2)	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0006	-0,0015***	0,0002 *	0,0000	-0,0009 **	-0,0002	-0,0023	-0,0008 *
WP	-0,0021	-0,0128	-0,0004	-0,011	0,0063	0,0000	-0,0063	-0,0036	-0,0039	-0,0023	-0,0037
BPK	0,0008	0,0172	-0,0017				0,0058	-0,0032	0,0122	-0,0012	-0,0102
PPK	0,0061*	-0,0013	0,0043				0,0035	0,0082	-0,0051	-0,0009	0,0524***
UB	0,0049	3,2899	0,0335*	8,0813	-0,4972	0,0391 **	-0,0446	0,1773 **	-0,0333	0,0972 *	0,1396
WRA (t-1)	0,5437 ***	0,4902 ***	0,5371 ***	0,4792 ***	0,4689 ***	0,5999 ***	0,5493 ***	0,3915 ***	0,5260 ***	0,3475 ***	0,3638***
WHH	0,3454	0,1998	0,0957	0,1642	0,2366	0,3137	0,6916	0,0296	1,0594	0,2977	-0,0394
SDO dla sektora	1,2459*	2,7845 **	-0,1439	3,5046 **	-0,8068	0,4513	1,3055	1,5478**	1,2771	0,6221	1,6486
PKB	-0,0132	0,0062	0,0441	0,0881	0,0752	0,0636	-0,0282	0,1859	-0,0461	0,0048	0,2567
INF	-0,0424	-0,1698	0,0436	-0,2558	0,1285	-0,0073	0,0424	-0,1972*	0,148	-0,0089	-0,2443
OKW	0,0315	0,0577	-0,0286	0,0344	0,0313	-0,0224	0,1357	-0,1204	0,2105	0,0326	-0,145

*, **, *** oznaczają statystyczną istotność zmiennych odpowiednio na poziomie 10, 5 i 1.
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 6 Diagnostyka modeli oszacowanych dla pełnego panelu danych i wyróżnionych w nim podgrup

Aspekt diagnostyki	Model	Cała próba	UB 21	UB 22	UB 31	UB 32	UB 33	KW 21	KW22	KW31	KW32	KW33
Podstawowe	Liczba obserwacji	457	219	238	167	149	141	225	232	150	152	155
statystyki	R2	0,577	0,573	0,671	0,584	0,538	0,638	0,665	0,525	0,697	0,534	0,48
	R2 skorygowany	0,559	0,532	0,643	0,537	0,478	0,588	0,634	0,482	0,653	0,467	0,407
	F (Test Walda)	31,362	14,041	23,431	12,316	8,981	12,754	21,381	12,314	15,737	7,97	6,557
	F P-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0
Testowanie braku współliniowości	Współliniowość niezależnych ^a	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO
	Ortogonalność reszt ^a	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO
Testowania homoskedastyczności	Test Goldfelda-Quandt ^a	O	O	BPO	O	O	BPO	O	BPO	O	BPO	BPO
	Test Breuscha – Pagana ^a	O	O	O	O	O	O	O	O	O	BPO	O
	Test White'a a	O	O	O	N	N	N	O	O	N	N	N
Testowanie normalności	Skośność reszt	-2,306	1,074	-0,064	-0,891	-1,749	0,587	-1,136	-1,612	-0,541	-0,146	-1,401
	Kurtozja reszt	32,262	17,007	4,651	14,463	12,87	7 340	26,916	12,591	17,735	3,124	9,326
	Test Jarque-Beraa	O	O	O	O	O	O	O	O	O	BPO	O
	Test Kołmogorowa ^a	O	O	BPO	O	O	BPO	O	O	O	BPO	O
Testowanie stabilności parametrów	Test Chowa ^a	O	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO	BPO

* Symbol O oznacza odrzucenie, a BPO brak podstaw do odrzucenia hipotezy dotyczącej prawdziwości poszczególnych założeń klasycznego modelu regresji liniowej (braku współliniowości, homoskedastyczności, normalności reszt oraz stabilności parametrów). Symbol N oznacza brak możliwości przeprowadzenia odpowiedniego testu.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7 *Rezultaty testów Chowa dla równości oszacowanych parametrów w poszczególnych podpróbach*

	KW – 3 podpróby			UB – 3 podpróby		
	KW 31 ~ KW 32 ~ KW 33			UB 31 ~ UB 32 ~ UB 33		
Statystyka F	4,694			2,544		
P-value	0,000			0,000		
	KW 31 ~ KW 32	KW 32 ~ KW 33	KW 31 ~ KW 33	UB 31 ~ UB 32	UB 32 ~ UB 33	UB 31 ~ UB 33
Statystyka F	10,504	33,134	3,840	2,456	92,802	3,243
P-value	0,000	0,000	0,000 0,001	0,000	0,000	
	KW – 2 podpróby			UB – 2 podpróby		
	KW 21 ~ KW 22			UB 21 ~ UB 22		
Statystyka F	3,030			2,146		
P-value	0,000			0,003		

Symbol A-B oznacza testowanie łącznej równości współczynników regresji w podpróbach A i B.

Źródło: opracowanie własne.

rów wariacji parametrów, co uniemożliwia prawidłowe wnioskowanie statystyczne. Jednak jej testowanie na bazie danych, którymi dysponują autorzy, jest niemożliwe ze względu na bardzo krótkie szeregi czasowe⁴.

Normalność reszt jest z kolei szczególnie istotna w małych próbach, gdyż odrzucenie hipotezy o jej występowaniu uniemożliwia użycie jakichkolwiek powszechnie znanych procedur wnioskowania statystycznego. Jednak w dużych próbach przy założeniu „dobrego zachowania regresorów” asymptotyczna normalność estymatorów parametrów uzyskanych metodą najmniejszych kwadratów nie zależy od normalności składników resztowych⁵. W celu lepszej diagnostyki modeli autorzy zastosowali dwa testy normalności: Jarque-Bera i Kołmogorowa, oraz przedstawili oszacowania wartości skośności oraz kurtozy reszt⁶. Dodatkowo autorzy sprawdzili, czy w próbie nie występuje bliska współliniowość zmiennych objaśniających⁷, która mogłoby prowadzić do błędów numerycznych. Stabilność modeli została zweryfikowana za pomocą powszechnie używanego testu Chowa.

V. Otrzymane rezultaty badawcze

Modele ekonometryczne szacowane były, jak już zaznaczyliśmy, dla całej próby oraz podgrup banków wyodrębnionych przy zastosowaniu kryteriów: skali działania banków oraz ich wyposażenia kapitałowego. Analizy i interpretacji otrzymanych rezultatów dokonaliśmy zestawiając model oszacowany dla pełnego panelu da-

nych z modelami oszacowanymi dla wspomnianych powyżej podgrup.

Podstawowe statystyki opisowe dla zmiennej zależnej i zmiennych niezależnych (z wyjątkiem zmiennych kontrolnych ilustrujących warunki działania w poszczególnych latach) w przypadku całej próby i wyodrębnionych w niej podgrup przedstawia tabela 4. Wartości oszacowanych parametrów oraz informacje pozwalające określić statystyczną istotność poszczególnych zmiennych i wyniki diagnostyki jakości modeli, zawierają tabele 5 i 6.

Zastosowanie prostych metod opisu statystycznego, jak dowodzą dane z tabeli 4, pozwala zaobserwować kilka interesujących zjawisk. Po pierwsze, skorygowana rentowność aktywów jest najniższa i wyraźnie ujemna dla małych banków należących do podgrup: UB 21 i UB 31, najwyższa zaś dla podgrupy dużych podmiotów oznaczonej symbolem UB 33. Zależność ta utrzymuje się także po zastąpieniu we wzorze (1) średniej krótkookresowych stóp procentowych średnią stóp długookresowych. Po tej modyfikacji średnia skorygowana rentowność dla pełnego panelu danych wynosi -0,82%, zaś dla podgrup UB 21 i UB 31 odpowiednio -2,13% i -2,55%. W przypadku podziału banków według wyposażenia kapitałowego podobna wyrazista zależność nie występuje, choć i tu daje się zauważyć, że gorsza skorygowana rentowność aktywów cechuje lepiej wyposażone banki z podprób (KW 22, a zwłaszcza KW 33). Jeśli przyjąć stopę dochodu instrumentów bez ryzyka za minimalną wymaganą przez akcjonariuszy, to należy stwierdzić, że w latach 1995-2001 banki komercyjne w Polsce jako całość oraz w większości z wyróżnionych podgrup nie osiągały tej minimalnej rentowności. Zjawisko to dotyczyło w szczególności banków o małym udziale w rynku, które nie były w stanie wykorzystać korzyści skali oraz zakresu działania. Po drugie, banki o słabszej bazie kapitałowej z grup KW 21 i KW 31 zgodnie z oczekiwa-

⁴ Tylko 7 lat obserwacji (1995-2001).

⁵ Wynika to z modyfikacji Centralnego Twierdzenia Granicznego.

⁶ Dla rozkładu normalnego zawsze skośność wynosi 0, a kurtoza równa jest 3.

⁷ Na podstawie obserwacji maksymalnej co do wartości bezwzględnej korelacji występującej między regresorami oraz minimalnej wartości własnej macierzy $X^T X$ z równań regresji.

niami charakteryzują się najwyższymi wartościami ilorazu dłużnych papierów wartościowych oraz należności od klientów i sektora budżetowego. Jedną z przyczyn tego stanu rzeczy mogą być obowiązujące regulacje ostrożnościowe w zakresie adekwatności kapitałowej, przypisujące zerową wagę ryzyka instrumentom skarbowym. Po trzecie, poziom kosztów działania w stosunku do wartości majątku kształtuje się najmniej korzystnie w podgrupach małych banków UB 21 i UB 31, głównie ze względu na brak odpowiedniej skali działania. Po czwarte, w działalności pozabilansową najsilniej angażują duże banki (UB 33) oraz przynajmniej średnio wyposażone kapitałowo (KW 22, KW 32, KW 33). Po piąte, banki lepiej wyposażone kapitałowo mają niższe średnie udziały w aktywach systemu.

Otrzymane modele charakteryzują się zbliżoną jakością statystyczną. Współczynniki determinacji R^2 , z wyjątkiem podgrupy KW 33, zawierają się w przedziale od 0,5 do 0,7. W większości analizowanych modeli przeprowadzone testy dały podstawy do odrzucenia hipotez o homoskedastyczności składnika losowego i normalności reszt. Parametry modelu wyestymowanego na podstawie całej próby okazały się niestabilne, w przeciwieństwie do parametrów modeli wyestymowanych dla podprób.

Oszacowanie parametrów modeli dla podgrup banków o odmiennej wielkości i wyposażeniu kapitałowym oraz analiza statystycznej istotności zmiennych objaśniających przekonują nas przede wszystkim o znacznym zróżnicowaniu determinant skorygowanej rentowności aktywów w tych grupach. Obserwację tę potwierdzają przedstawione w tabeli 7 wyniki testów Chowa. We wszystkich rozpatrywanych przypadkach istniały podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej o równości współczynników regresji.

Negatywne oddziaływanie stosunkowo wysokiego udziału dłużnych papierów wartościowych w aktywach względem należności kredytowych od sektora niefinansowego (oznaczenie DPW/NPN) zaznacza się w sposób statystycznie istotny w całej próbie oraz w podpróbach charakteryzujących się wyższą (KW 22) i wysoką (KW 33) wartością ilorazu kapitałów własnych i majątku ogółem. Jest także widoczne, chociaż mniej, w przypadku małych i średnich banków tworzących podgrupę UB 21. Dla całej próby niska bezwzględna wartość oszacowanego parametru sprawia jednak, że zmienna DPW/NPN – ilustrująca w ogólnym zarysie strukturę aktywów dochodowych banków – ma niewielkie znaczenie ekonomiczne mimo statystycznej istotności. W przypadku podgrup KW 22 i KW 33 wartości bezwzględne wyestymowanych parametrów są znacznie wyższe. Przyczyn tego stanu rzeczy można upatrywać w tym, że ulokowanie znacznej części pozyskanych kapitałów w dłużnych papierach wartościowych (w Polsce emitowanych głównie przez Skarb Państwa i Narodowy Bank Polski) oznacza obranie zdecy-

dowanie bezpiecznej strategii inwestycyjnej, a w przypadku banków dobrze dokapitalizowanych – najprawdopodobniej niewykorzystanie możliwości podejmowania ryzyka w stosunku do ograniczeń regulacyjnych (norm adekwatności kapitałowej) oraz określonego wewnętrznie zapotrzebowania na kapitały własne (na kapitał ekonomiczny). Innymi słowy sugeruje to, że banki o mocnej bazie kapitałowej przyjmują zbyt bezpieczne, nieoptymalne strategie inwestycyjne. Warto jednak podkreślić, że w żadnej z wyróżnionych grup nie zanotowano pozytywnego, statystycznie istotnego oddziaływania omawianej zmiennej niezależnej na skorygowaną rentowność majątku banków.

Wyższy iloraz wyniku z tytułu prowizji oraz wyniku z tytułu odsetek (oznaczenie WZP/WZO) wpływa statystycznie istotnie i ekonomicznie znacząco pozytywnie na skorygowany wskaźnik rentowności aktywów dla banków słabiej wyposażonych kapitałowo (KW 21 i KW 31) oraz banków małych (UB 21 i UB 31). W przypadku banków o średnim stopniu sfinansowania aktywów kapitałami własnymi (KW 32), małych i średnich banków z podgrup UB 22 i UB 32 oddziaływanie jest statystycznie istotne, ale finansowo nieistotne lub na granicy finansowej istotności (podgrupa KW 32). Obserwowana dość silna pozytywna zależność analizowanej zmiennej niezależnej i zmiennej objaśnianej dla banków słabo wyposażonych kapitałowo może wynikać z funkcjonowania mechanizmów dyscypliny rynkowej. Banki o niskiej bazie kapitałowej są, przy innych warunkach takich samych, bardziej narażone na ryzyko niewypłacalności. Stąd też płacą wyższe ceny przy pozyskiwaniu kapitału obcego, co w efekcie zmniejsza w ich przypadku rentowność sfery odsetkowej (zawęża marżę odsetkową) i stawia w uprzywilejowanej pozycji te spośród nich, które w większej mierze oferują produkty przynoszące przychody prowizyjne. Dla małych banków nasuwa się inne wyjaśnienie. Tradycyjne pośrednictwo depozytowo-kredytowe jest szczególnie atrakcyjne wtedy, gdy bank działa na dużą skalę. Maleją wówczas jednostkowe koszty działania, ale także zyskuje się dostęp do stosunkowo tanich (w sensie kosztów odsetkowych, a nie kosztów działania) depozytów detalicznych. Małe banki z powyższych względów nie są zatem w stanie wypracować konkurencyjnej marży odsetkowej (bez podejmowania bardzo wysokiego ryzyka). Ponownie działa to na korzyść tych spośród nich, które świadczą wyspecjalizowane usługi, najczęściej przynoszące przychody o charakterze prowizyjnym. W przypadku małych banków nie można oczywiście wykluczyć oddziaływania opisanych powyżej mechanizmów dyscypliny rynkowej, choćby z tego powodu, że mają one z naturalnych przyczyn mniejsze możliwości dywersyfikacji aktywności.

Zmienna obrazująca pozycję banku na rynku międzybankowym (oznaczenie (NPF-ZPF) /A) wyraźnie negatywnie oddziałuje na skorygowaną rentowność

majątku w przypadku podmiotów najsłabiej wyposażonych kapitałowo (KW 21 i KW 31). Oznacza to, że banki ze wspomnianych podgrup, o wyższym poziomie zobowiązań wobec instytucji finansowych względem należności od nich, są przeciętnie bardziej rentowne. Biorąc pod uwagę, że zobowiązania wobec innych instytucji finansowych uchodzą za droższe źródło finansowania niż zobowiązania wobec klientów i sektora budżetowego (podmiotów niefinansowych), wyjaśnienie otrzymanej zależności się komplikuje. Wydaje się jednak, że prawdziwa może być w interesującym nas przypadku następująca hipoteza. Otóż, jeśli bank ma słabą bazę kapitałową, to może być oceniany jako wiarygodny, jeśli mimo to odnosi sukcesy rynkowe, których wyrazem jest m. in. wysoka rentowność aktywów. Stąd tylko banki rentowne (z innych przyczyn niż tu uwzględnione) o niskim wyposażeniu kapitałowym mogą zaciągać zobowiązania wobec innych instytucji finansowych o znacznej wartości i po rozsądnym koszcie. Zidentyfikowany związek ma zatem, w naszym przekonaniu, charakter asocjacji, ukrywającej prawdziwą, niezidentyfikowaną zależność przyczynowo-skutkową.

Iloraz zobowiązań wobec podmiotów finansowych i niefinansowych oznaczenie ZPF/ZPN) jest statystycznie istotny dla całej próby i czterech z dziesięciu wyróżnionych podgrup banków (UB 21, UB 31, KW 22, KW 33). Podgrupy te składają się z banków małych i dobrze wyposażonych kapitałowo. Obserwacja ta nie dziwi, jeśli przypomnimy sobie, że narzędzia opisu statystycznego pozwoliły nam stwierdzić, że lepiej wyposażone kapitałowo banki w Polsce mają średnio niższe udziały w aktywach systemu. Dla żadnej z wymienionych podgrup nie można jednak uznać wpływu tej zmiennej za znaczący w sensie ekonomicznym.

Szybki przyrost aktywów (oznaczenie $\Delta A(t-1)/A(t-2)$) może być, jak wynika z tabeli 1, przejawem rozluźnienia polityki kredytowej, któremu towarzyszy zjawisko ryzyka moralnego (moral hazard). Rozluźnienie polityki kredytowej zwykle zapowiada zaś problemy finansowe w przyszłości. Zasada ta wydaje się znajdować potwierdzenie w wynikach obliczeń dla grup najsłabiej wyposażonych kapitałowo banków w Polsce: KW 21 i KW 31. W ich przypadku negatywne oddziaływanie opóźnionego o jeden okres względnego wzrostu aktywów na rentowność majątkową jest statystycznie istotne, choć jego siła finansowa nie jest duża. Opóźniony przyrost aktywów pozytywnie statystycznie istotnie i ekonomicznie znacząco wpływa natomiast na skorygowaną rentowność aktywów w grupie banków o solidniejszej bazie kapitałowej (KW 22). W przypadku podgrupy KW 22 pozytywne oddziaływanie na rentowność aktywów ma zatem zarówno udział rynkowy, jak i tempo przyrostu aktywów. Odmienne kierunki związku omawianej zmiennej objaśniającej ze zmienną objaśnianą w grupach banków o różnym stopniu sfinansowania aktywów kapitałami własnymi prawdopo-

dobnie zdecydował o jej nieistotności w modelu estymowanym na podstawie pełnego panelu danych.

Opóźniony o jeden okres obrachunkowy względny przyrost rzeczowego majątku trwałego (oznaczenie $\Delta RMT(t-1)/RMT(t-2)$) statystycznie istotnie, ale nominalnie nieznacznie negatywnie oddziaływał na rentowność majątkową banków najlepiej wyposażonych kapitałowo (KW 22 i KW 33) i podmiotów średniej wielkości (UB 32). Występowanie tych związków można przypisać, w naszej ocenie, próbom wchodzenia w Polsce przez niektóre podmioty dobrze wyposażone kapitałowo, o średniej skali działania na rynek detaliczny, na którym były nieobecne lub obecne w niewielkim stopniu. Podmioty takie z jednej strony dysponowały odpowiednią siłą ekonomiczną, z drugiej zaś dostatecznie dużą już skalą działania, by móc realistycznie myśleć o sukcesie strategii rozwoju działalności detalicznej. Podejmowane próby musiały być kosztowne i zaciążyć, przynajmniej w krótkiej perspektywie (a z taką mamy do czynienia ze względu na konstrukcję analizowanej zmiennej), na wynikach finansowych.

Iloraz kosztów działania (osobowych i rzeczowych) oraz aktywów (oznaczenie KD/A) w większości rozpatrzonych przypadków ma statystycznie istotny i ekonomicznie znaczący negatywny wpływ na skorygowaną wartość wskaźnika rentowności majątkowej. Należy jednocześnie podkreślić, że w żadnej z podgrup ponoszenie wyższych kosztów działania nie zaowocowało większą zdolnością do generowania przychodów, a więc w żadnej z nich nie było ekonomicznie uzasadnione. Biorąc pod uwagę wysokie wartości bezwzględne oszacowanych parametrów, obniżanie kosztów działania należy uznać za podstawową metodę podnoszenia efektywności funkcjonowania banków. Najsilniejsze negatywne oddziaływanie wysokich – względem wartości majątku – kosztów działania wystąpiło w bankach słabiej i najsłabiej wyposażonych kapitałowo (KW 21 i KW 31) oraz małych i najmniejszych (UB 21 i UB31). Znacznie słabiej zaznaczyło się w grupie banków o średnim stopniu sfinansowania aktywów kapitałami własnymi (KW 32). Warto zaznaczyć, że dla banków o dobrej bazie kapitałowej (podgrupy KW 33 i KW 22), jak też podgrup składających się z podmiotów o dużym udziale rynkowym (UB22, UB 32 i UB 33) zmienna ta – bardzo ważna dla modelu oszacowanego na podstawie całej próby – traciła statystyczną istotność. W wyjaśnieniu obserwowanego stanu rzeczy skłaniamy się ku tezie, że niedostateczna skala działania małych banków nie pozwala im urentownić ponoszonych kosztów, gdyż nie mogą wykorzystać efektu skali działania. Próby urentownienia kosztów działania przez podmioty słabo wyposażone kapitałowo są natomiast utrudniane regulacjami kapitałowymi.

Przeprowadzone w poprzednim okresie obrachunkowym procesy konsolidacyjne (PPK) przyczyniały się do istotnego podniesienia rentowności aktywów w ca-

łej próbie i w bankach o najmocniejszej bazie kapitałowej (KW 33), a więc podgrupie podmiotów szczególnie predestynowanych do przejmowania innych banków. Wspomniane oddziaływanie było przy tym znacznie silniejsze (blisko dziesięciokrotnie) w podgrupie KW 33 niż w całej próbie. Najprostszym wyjaśnieniem uzyskanych rezultatów jest to, że oznaczają one szybką realizację korzyści z połączenia, poprzez np. redukcję zbędnych placówek i wynikający stąd spadek zatrudnienia. Doświadczenie jednak uczy, że redukcje sieci i personelu, choć pojawiają się, następują wolniej, a zatem dają wyraźne korzyści kosztowe z opóźnieniem większym niż rok. Przychylamy się więc do hipotezy, że oprócz wymienionej powyżej przyczyny mógł dodatkowo zadziałać czynnik wzmoczonej kontroli ze strony akcjonariuszy, z natury rzeczy istotniejszy w przypadku banków dobrze wyposażonych kapitałowo. W rok po połączeniu zarząd podmiotu przejmującego lub nowo powstałego znajduje się pod presją i musi wykazać się zasadnością połączenia poprzez realizację lub przekroczenie (w sensie pozytywnym) planów finansowych. Może to skutkować zjawiskami pozytywnymi – wyższą jakością zarządzania – ale też negatywnymi, np. zwiększoną skłonnością do sterowania wynikiem finansowym w roku po konsolidacji.

Udział w systemie bankowym (oznaczenie UB), zasadniczo statystycznie nieistotny, istotnie pozytywnie wpływa na wskaźnik rentowności aktywów w największych bankach (UB 22 i UB 33) oraz lepiej (KW 22) i średnio wyposażonych kapitałowo (KW 32). Pierwsze z nich prawdopodobnie osiągają korzyści skali poprzez szersze rozłożenie kosztów działania, korzystają z niższych kosztów finansowania związanych z dostępem do tańszych źródeł finansowania w postaci depozytów detalicznych i objęciem ich domysłą siatką bezpieczeństwa w ramach doktryny „zbyt duży, by upaść”. Trudniej jest znaleźć przekonujące wyjaśnienie silnej pozytywnej zależności obserwowanej w przypadku podgrup KW 22 i KW 32. Wytłumaczeniem tego zjawiska może być ponownie niedostateczne wykorzystanie posiadanej bazy kapitałowej do ekspansji rynkowej przez podmioty dobrze dokapitalizowane.

Stopa dochodu odsetkowego (oznaczenie SDO) zanotowana w danym okresie w sektorze bankowym jako całości statystycznie istotnie i finansowo znacząco pozytywnie wpływa na rentowność aktywów w modelu oszacowanym na podstawie pełnego zestawu obserwacji oraz w podgrupie banków lepiej wyposażonych kapitałowo (KW 22) i podgrupach składających się z małych banków (UB 21, UB 31). Nieistotność tej zmiennej w przypadku podmiotów słabo wyposażonych kapitałowo wynika prawdopodobnie z większego wpływu na ich rentowność indywidualnych problemów, np. z jakością kredytów, niż warunków ogólnogospodarczych. Brak związku SDO dla sektora z rentownością dużych banków wiąże się natomiast zapewne z większymi

możliwościami dywersyfikacji działalności i rekompensowania utraty dochodów odsetkowych innymi rodzajami dochodów (z operacji finansowych, prowizyjnymi, dywidendami, w tym od podmiotów zależnych).

Opóźniona o jeden okres skorygowana rentowność aktywów (oznaczenie WRA ($t - 1$)) jest statystycznie istotnie pozytywnie skorelowana ze zmienną zależną w całej próbie i wszystkich wyróżnionych w niej podgrupach. Sugeruje to znaczny stopień zdeterminowania obecnej rentowności przez słuszność decyzji powziętych w przeszłości. Może też wskazywać na występowanie trwale zróżnicowanej w poszczególnych bankach jakości zarządzania lub na znaczenie strategicznego upozycjonowania się banków na rynku (skumulowanego efektu decyzji menedżerskich, a w przypadku banków działających przed 1989 r. – czynników historycznych). Na poziomie operacyjnym istnienie silnego związku bieżącej rentowności aktywów z notowaną w poprzednim okresie może np. wynikać z odczuwania w kolejnych okresach obrachunkowych długofalowych skutków nietrafnych decyzji inwestycyjnych, powodujących obniżenie jakości aktywów.

VI. Podsumowanie

W podsumowaniu artykułu skoncentrujemy uwagę na tych wnioskach badawczych, które mogą mieć największe znaczenie dla właścicieli banków oraz ekip menedżerskich. Oczywiście naszym celem nie jest sugerowanie konkretnych rozwiązań, zmierzających do poprawy rentowności. Proces zarządzania bankiem jest bowiem zbyt skomplikowany, by badanie ekonometryczne dla danych o charakterze panelowym, obejmujących większość sektora bankowego bądź duże podgrupy wchodzących w jego skład podmiotów, mogło dostarczyć gotowych wskazówek, jak właściwie postępować. Sądziemy jednak, że zaobserwowane zależności mogą uzupełniać informacyjne podstawy decyzji menedżerów bankowych i ocen dokonywanych przez akcjonariuszy.

Po pierwsze, banki komercyjne o niskim udziale w aktywach systemu charakteryzują się najniższymi wartościami skorygowanej rentowności majątkowej. W ich przypadku silnie widoczny jest negatywny wpływ wysokiego, względem sumy bilansowej, poziomu kosztów działania. Wyraźnie odczuwalne jest też pozytywne oddziaływanie rozwijania sfer działalności generujących przychody prowizyjne. Po drugie, dla banków o słabszej bazie kapitałowej – osiągających średnio stosunkowo korzystną rentowność aktywów – tak jak dla banków małych – istotne są: ścisła kontrola kosztów działania i dywersyfikacja źródeł przychodów. Po trzecie, wydaje się, że podmioty o dobrym wyposażeniu kapitałowym postępują suboptymalnie, prowadząc konserwatywną politykę inwestycyjną i stosując ostrożne strategie wzrostu. Świadczy

o tym zidentyfikowana w ich przypadku pozytywna zależność między udziałem rynkowym a przyrostem procentowym aktywów oraz negatywna: między zakresem inwestycji w dłużne papiery wartościowe a zmienną objaśnianą. Po czwarte, z badania wynika, że małe banki komercyjne w Polsce są szczególnie podatne na wpływ zmian ogólnej sytuacji sektora, zwłaszcza opłacalności tradycyjnego pośrednictwa depozytowo-kredytowego. Po piąte, otrzymane rezul-

taty wskazują, że banki świadomie przyjmujące pozycję pożyczkobiorcy netto na rynku pieniężnym lub zmuszone do tego specyfiką działania, a jednocześnie niedysponujące wysokimi kapitałami własnymi powinny brać pod uwagę, że koszt i stabilność tego rodzaju źródła finansowania zależą w znacznej mierze od osiągniętej rentowności działania. Po szóste, efektywność działania banków objętych badaniem charakteryzowała się dużą inercyjnością.

Wykorzystana pozycje literatury przedmiotu

1. A. N. Berger, L. J. Mester (1997): *Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions?* „Journal of Banking and Finance” 21, s. 865-947.
2. R. DeYoung, L. Hasan (1998): *The performance of de novo commercial banks: A profit efficiency approach.* „Journal of Banking and Finance”, 22, s. 565-587.
3. M. Gospodarowicz (2000): *Procedury analizy i oceny banków.* Warszawa Narodowy Bank Polski, Materiały i Studia zeszyt nr 103.
4. J. M. Griffith, L. Fogelberg, H. S. Weeks (2002): *CEO Ownership, Corporate Control and Bank Performance.* „Journal of Economics and Finance”, 26 (number 2, Summer), s. 170-183.
5. I. Hasan, K. Marton (2000): *Development and Efficiency of the Banking Sector in a Transitional Economy: Hungarian Experience.* Bank of Finland Institute for Economies in Transition Discussion Papers 7.
6. W. C. Hunter, A. Srinivasan (1990): *Determinants of De Novo Bank Performance.* Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review (March/April), s. 14-25.
7. K. Jackowicz, O. Kowalewski (2002): *Koncentracja działalności sektora bankowego w Polsce w latach 1994-2000.* Warszawa Narodowy Bank Polski, Materiały i Studia, zeszyt nr 143.
8. T. Kopczewski (2000): *Efektywność technologiczna i kosztowa banków komercyjnych w Polsce w latach 1997-2000.* Warszawa, Narodowy Bank Polski, zeszyt nr 113.
9. L. Leaven (1999): *Risk and Efficiency in East Asian Banks.* World Bank Working Papers, No. 2255, December.
10. J. Maudos, J. M. Pastor, F. Perez, J. Quesada (2002): *Cost and profit efficiency in European banks.* „Journal of International Financial Markets, Institutions and Money”, 12, s. 33-58.
11. D. S. McKillop, J. C. Glass, C. Ferguson (2002): *Investigating the cost performance of UK unions radial and non-radial measures.* „Journal of Banking and Finance”, 26, s. 1563-1591.
12. M. Mielnik, M. Ławrynowicz (2001): *Badanie efektywności technicznej banków komercyjnych w Polsce metodą DEA.* „Bank i Kredyt”, maj, s. 52-64.
13. K. Mitchell (1989): *Interest Rate Risk at Commercial Banks: An Empirical Investigation.* „The Financial Review” (August), s. 431-455.
14. T. S. Mondschean, T. P. Opiela (1999): *Bank Time Deposit Rates and Market Discipline in Poland: The Impact of State Ownership and Deposit Insurance Reform.* „Journal of Financial Services Research”, 15 (No. 3), s. 179-196.
15. E-M. Nikiel, T. P. Opiela (2002): *Customers Type and Bank Efficiency in Poland: Implications for Emerging Market Banking.* „Contemporary Economic Policy”, 20 (No. 3, July), s. 255-271.
16. E. N. Ozkan-Gunay (1997): *Measuring cost efficiency for Turkish commercial banks: The stochastic cost frontier approach.* „Review of Social, Economic and Administrative Studies”, 11/1,2, s. 189-210.
17. J. M. Pastor, F. Perez, J. Quesada (1997): *Efficiency analysis in banking firms: An international comparison.* „European Journal of Operational Research”, 98, s. 395-407.

18. R. Rezvanian, S. Mehdian (2002): *An examination of cost structure and production performance of commercial banks in Singapore*. „Journal of Banking & Finance”, 26, s. 79-98.
19. K. J. Stiroh (2000): *How did bank holding companies prosper in the 1990's?* „Journal of Banking and Finance” 24, s. 1703-1745.
20. T. Valnek (1999): *The comparative performance of mutual building societies and stock retail banks*. „Journal of Banking and Finance”, 23, s. 925-938.