

Powtarzalność wyników gospodarowania sektora bankowego w Polsce

Krzysztof Jackowicz

Artykuł opisuje zjawisko powtarzalności wyników gospodarowania w sektorze banków komercyjnych w Polsce. Użycie zestawu danych z lat 1994–2004 i tradycyjnej nieparametrycznej metodologii badawczej dostarczyło silnych argumentów na rzecz hipotezy o jego występowaniu. Wartości obliczonych statystyk testowych wskazują na relatywnie większą siłę zjawiska powtarzalności efektów gospodarowania w początkowych i końcowych latach przyjętego horyzontu analizy. Sugerują też, że w jego kształtowaniu istotną rolę odgrywają zmiany ogólnej kondycji sektora.

1. Wprowadzenie

Powtarzalność wyników gospodarowania (ang. *performance persistence*) oznacza tendencję podmiotów gospodarczych do osiągnięcia w kolejnych okresach podobnych rezultatów. W przypadku stałego odnotowywania dobrych wyników mówimy o powtarzalności sukcesu (ang. *winning persistence*), w sytuacji zaś występowania konsekwentnie złych wyników – o powtarzalności porażki (ang. *losing persistence*). Znaczenie zjawiska powtarzalności rezultatów gospodarowania i badań nad nim wynika z kilku przesłanek. Po pierwsze, dla kapitałodawców ewentualna powtarzalność wyników finansowych stanowi jeden z czynników, który powinni oni brać pod uwagę przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych. Po drugie, wyróżnienie przyczyn powtarzalności sukcesu i porażki w różnych branżach ma, przynajmniej potencjalnie, dużą wartość informacyjną dla kadr menedżerskich. Po trzecie, zmiany w czasie natężenia zjawiska powtarzalności efektów gospodarowania rzucają światło na kierunek ewolucji konkurencji panującej na analizowanych rynkach.

Prezentowany artykuł zawiera omówienie wyników pierwszego etapu badań powtarzalności efektów gospodarowania banków komercyjnych działających w Polsce. Przedstawia on bowiem rezultaty weryfikacji hipotezy o występowaniu zjawiska powtarzalności przy użyciu metod nieparametrycznych bazujących na tabelach liczebności warunkowych. Drugi etap badań obejmie próbę ustalenia metodami ekonometrycznymi przyczyn powtarzalności sukcesu i porażki w polskim sektorze bankowym.

Artykuł zbudowany jest z pięciu podpunktów. W podpunkcie drugim dokonuję krótkiego omówienia dotychczasowych wyników badań zjawiska powtarzalności efektów gospodarowania ze szczególnym uwzględnieniem prac dotyczących bankowości. Metodologię badawczą oraz charakterystykę wykorzystanych danych przedstawiam w podpunkcie trzecim. W czwartym podpunkcie prezentuję uzyskane rezultaty badawcze. Artykuł zamyka podsumowanie najważniejszych poczynionych ustaleń.

2. Powtarzalność wyników gospodarowania – krótki przegląd wyników badań

Zdecydowana większość badań empirycznych zjawiska powtarzalności wyników gospodarowania dotyczy instytucji wspólnego inwestowania, tj. różnego rodzaju funduszy inwestycyjnych oraz funduszy i planów emerytalnych. Przykładowo Stephen J. Brown i William N. Goetzmann na podstawie danych z lat 1976–1988 o amerykańskich otwartych funduszach inwestycyjnych ustalili, że powtarzalność osiąganych stóp dochodu występowała w 7 lub 8 (w zależności od użytej metody badawczej) na 12 przeanalizowanych dwuletnich okresów. Dowiedli też, że o zjawisku powtarzalności decydowały głównie wyniki funduszy, które systematycznie nie były w stanie osiągnąć stóp dochodu oferowanych przez indeksy giełdowe (Brown, Goetzmann 1995: 679–698). Kwestię powtarzalności wyników zamkniętych funduszy inwestycyjnych podjęli natomiast w dwóch powiązanych ze sobą tekstach Martina K. Bers i Jeff Madura. Analizowali oni interesujące nas zjawisko zarówno przez pryzmat wartości netto aktywów funduszy, jak i cen rynkowych wyemitowanych przez nie certyfikatów. Wykorzystane w obu opracowaniach dane pochodziły z okresu 1976–1996. Uzyskane rezultaty potwierdziły występowanie silnej powtarzalności stóp dochodu oraz pokazały, że powtarzalność dobrych wyników inwestycyjnych występuje częściej w przypadku funduszy stosujących niskie opłaty, notowanych na NYSE oraz legitymujących się dłuższym czasem funkcjonowania (Bers, Madura 2000a: 33–51; Bers, Madura 2000b: 127–147). Powtarzalność wyników inwestycyjnych funduszy typu *hedge* ma z kolei, w świetle rezultatów badań Vikasa Agarwala i Narayana Y. Naika, charakter krótkookresowy. Obliczenia wykonane na bazie obserwacji z lat 1982–1998 zebranych przez *Hedge Fund Research Inc.* dowiodły bowiem, że zjawisko to zdecydowanie słabnie w miarę wydłużania horyzontu analizy, a najsilniejsze dowody na jego istnienie otrzymujemy przy użyciu kwartalnych stóp dochodu (Agarwal, Naik 2000: 327–342). Ze zreferowanymi ustaleniami dla funduszy typu *hedge* dobrze korespondują wyniki podawane przez Iana Tonksa w odniesieniu do brytyjskich podmiotów zarządzających aktywami planów emerytalnych. Tenże autor stwierdził na podstawie danych dotyczących lat 1983–1987, że powtarzalność stóp dochodu jest silna w horyzoncie jednorocznym i znacznie słabsza w dłuższych okresach (Tonks 2005: 1917–1942).

Spośród prac niemieszczących się w zidentyfikowanym powyżej głównym nurcie literatury przedmiotu z zakresu powtarzalności wyników gospodarowania warto, w moim przekonaniu, omówić w tym miejscu cztery. Dwie pierwsze z uwagi na interesujące wnioski, dwie dalsze z racji znaczenia poznawczego oraz bezpośredniego związku z zasadniczym przedmiotem zainteresowania w tym artykule. Michael S. Young i Richard A. Graff przy wykorzystaniu danych *National Council of Real Estate Investment Fiduciaries* zauważyli, że zjawisko powtarzalności występuje także w przypadku stóp dochodu z inwestycji w nieruchomości. Obserwacja ta dotyczy jednak tylko górnego i dolnego kwartyła rozkładu stóp dochodu zanotowanych w latach 1978–1994 (Young, Graff 1996: 369–381). Ahmed Riahi-Belkaoui i Fouad K. Alnajjar ustalili z kolei, że powtarzalność wyników gospodarowania amerykańskich przedsiębiorstw była w latach 1990–1999 pozytywnie powiązana ze skalą działania, a negatywnie ze stopniem umiędzynarodowienia działalności (Riahi-Belkaoui, Alnajjar 2002: 83–96).

Zagadnienie powtarzalności efektów gospodarowania banków, według wiedzy autora tych słów, podejmują wprost tylko dwa badania. Pierwsze z nich autorstwa Allena N. Bergera, Seta D. Bonime'a, Daniela M. Covitza i Diany Hancock pochodzi z roku 2000 i posługuje się niezwykle obszernym zestawem danych o amerykańskich bankach komercyjnych obejmującym lata 1969–1997. We wszystkich dwuletnich podokresach mieszczących się w łącznym horyzoncie analizy istniały podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej o niezależności obliczonych rocznych miar rentowności. Największe szanse na powtórzenie wyniku finansowego w kolejnym okresie miały przy tym banki lokujące się górnym i dolnym decylym rozkładu rentowności. Badanie mechanizmów odpowiedzialnych za powstawanie zjawiska powtarzalności ujawniło kolejne, ważne prawidłowości. Okazało się bowiem, że ograniczenia konkurencji oddziaływały silniej na powtarzalność porażki, zaś nieprzejrzystość informacyjna banków – na powtarzalność sukcesu. Ważną determinantą rozważanego przez nas zjawiska były ponadto czynniki makroekonomiczne oraz sytuacja ekonomiczna poszczególnych regionów (Berger, Bonime, Covitz, Hancock 2000: 1203–1235). Znacznie skromniejszą bazą danych posłużyli się w opublikowanym w 2004 roku artykule A. Sinan Cebenoyan, Elizabeth S. Cooperman i Charles A. Register. W obszarze ich zainteresowania znalazła się powtarzalność wyników finansowych amerykańskich instytucji oszczędnościowych w latach 1989–1994. Podobnie jak A.N. Berger, S.D. Bonime, D.M. Covitz i D. Hancock, uzyskali oni silne potwierdzenie występowania powtarzalności we wszystkich dwuletnich okresach i w łącznym horyzoncie analizy. Podmioty stale odnoszące sukcesy w przebadanej przez nich próbie charakteryzowały się ponadto wyższą wartością licencji (mierzoną za pomocą ilorazu rynkowej i księgowej wartości kapitałów własnych) i niższym ryzykiem aktywów (Cebenoyan, Cooperman, Register 2004: 56–69).

3. Metodologia badawcza i wykorzystane dane

W opisie metodologii badawczej skoncentruję uwagę na poczynionych założeniach i dokonanych wyborach w zakresie: sposobu pomiaru efektów działania banków, kryteriach zaliczenia poszczególnych podmiotów do grupy podmiotów odnoszących sukces lub grupy podmiotów ponoszących porażkę oraz metodach weryfikacji hipotezy o występowaniu powtarzalności wyników gospodarowania w polskim sektorze bankowym.

Rentowność działania banków komercyjnych mierzona jest w tym artykule w odniesieniu do bilansowej wartości aktywów na dwóch poziomach tworzenia wyniku finansowego: poziomie wyniku działalności bankowej oraz poziomie wyniku finansowego brutto. Otrzymujemy w ten sposób wskaźniki: rentowności operacyjnej, czyli obserwowanej w podstawowym obszarze działania (**OROA**) oraz rentowności brutto aktywów (**ROA**)¹. Punkt odniesienia w ocenie wysokości wskaźników **OROA** i **ROA** ma charakter względny i jest nim obserwowana w danym roku mediana w rozkładzie odpowiedniej miary rentowności. Jeśli w danym okresie obrachunkowym bank notuje rentowność wyższą od mediany, uznawany jest za zwycięzcę i w dalszym rozumowaniu przypisywany jest mu symbol **W**. W przeciwnym przypadku bank zaliczany jest do grupy przegranych i opatrywany symbolem **L**.

Ze zbioru proponowanych w literaturze przedmiotu sposobów testowania hipotezy o powtarzalności wyników gospodarowania wybrałem, jak już zostało zaznaczone we wprowadzeniu, metody nieparametryczne bazujące na tabelach liczebności warunkowych (ang. *contingency tables*). Wspomniane tabele ukazują dla dwuletnich horyzontów analizy liczbę:

- podmiotów, które odniosły sukces w kolejnych dwóch okresach (**WW**),
- podmiotów, które poniosły porażkę w obu rozważanych okresach (**LL**),
- podmiotów, które w pierwszym okresie należały do grupy zwycięzców, a w drugim do grupy przegranych (**LW**),
- podmiotów, które, po porażce w pierwszym okresie, w drugim znalazły się w grupie zwycięzców (**WL**).

Tabele liczebności warunkowych dają możliwość przeprowadzenia dwóch nieparametrycznych testów hipotezy zerowej o braku związku wyniku gospodarowania w okresie bieżącym z rezultatami osiągniętymi w okresie wcześniejszym (por. przede wszystkim Carpenter, Lynch 1999: 349–350; oraz Brown, Goetzmann 1995: 686–687; Agarwal, Naik 2000: 332–333; Tonks 2005: 1924–1925).

Pierwszy z zastosowanych testów hipotezy zerowej bazuje na stopie **CPR** obliczanej według wzoru (1):

$$\text{CPR} = \frac{\text{WW} \times \text{LL}}{\text{WL} \times \text{LW}} \quad (1)$$

Zauważmy, że w przypadku braku powtarzalności wyników gospodarowania prawdopodobieństwo odniesienia sukcesu (poniesienia porażki)

w okresie bieżącym powinno być takie samo dla podmiotów, które w poprzednim roku zostały sklasyfikowane jako zwycięzcy lub przegrani. Stąd hipoteza zerowa koresponduje z wartością $CPR=1$.² W dużych próbach z niezależnymi obserwacjami błąd standardowy logarytmu naturalnego stopy CPR może być oszacowany za pomocą formuły (2):

$$\sigma_{\ln CPR} = \sqrt{\frac{1}{\overline{WW}} + \frac{1}{\overline{WL}} + \frac{1}{\overline{LW}} + \frac{1}{\overline{LL}}} \quad (2).$$

Pozwala to nam określić (wzór 3) wartość statystyki testowej Z :

$$Z = \frac{\ln CPR}{\sigma_{\ln CPR}} \quad (3),$$

która ma rozkład asymptotycznie normalny. Jeśli obliczona na podstawie próby wartość Z statystyki Z spełnia warunek (4):

$$|z| \geq z_a \quad (4),$$

gdzie z_a oznacza wartość krytyczną dla poziomu istotności a , to istnieją podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej o braku powtarzalności wyników gospodarowania.

Drugi test hipotezy zerowej jest uproszczoną, dostosowaną do rozpatrywanego przypadku (klasyfikacji podmiotów w dwóch okresach do dwóch grup przy użyciu jako punktu odniesienia wartości mediany rentowności w każdym z okresów) wersją dobrze znanego z podręczników testu niezależności. Sposób obliczania statystyki **CHI** ilustruje wzór (5):

$$CHI = \frac{\left(\overline{WW} - \frac{N}{4}\right)^2 + \left(\overline{WL} - \frac{N}{4}\right)^2 + \left(\overline{LW} - \frac{N}{4}\right)^2 + \left(\overline{LL} - \frac{N}{4}\right)^2}{\frac{N}{4}} \quad (5),$$

gdzie N – jest liczbą podmiotów działających w obu analizowanych okresach. Zmienna określona formułą (5) ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat z jednym stopniem swobody. Jako że statystyka **CHI** mierzy rozbieżność między rozkładem rzeczywiście zaobserwowanym a oczekiwanym w przypadku braku powtarzalności efektów gospodarowania, tym razem obszar krytyczny będzie miał charakter jednostronny. Odrzucenie hipotezy zerowej możliwe jest zatem, gdy

$$chi \geq chi_{a, 1st.sw.} \quad (6).$$

We wzorze (6) chi jest wartością statystyki **CHI** skalkulowaną na podstawie próby, $chi_{a, 1st.sw.}$ – wartością krytyczną odczytaną dla 1 stopnia swobody i poziomu istotności a .

Informacje niezbędne do wyliczenia wskaźników rentowności pochodzą z bazy danych zbudowanej pierwotnie na potrzeby badania koncentracji

działalności sektora bankowego (Jackowicz, Kowalewski 2002: 35–37), a następnie znacznie poszerzonej w celu analizy funkcjonowania dyscypliny rynkowej (Jackowicz 2004: 129–131) i obecnie – weryfikacji hipotezy o powtarzalności efektów gospodarowania. Dane zawarte we wspomnianej bazie zostały zaczerpnięte z publicznie dostępnych źródeł, głównie raportów rocznych banków i Monitorów Polskich B. Charakter dostępnych danych wyznaczył zakres czasowy i podmiotowy badania. Analiza powtarzalności wyników gospodarowania została przeprowadzona dla lat 1994–2004 i objęła swoim zasięgiem podmioty sektora bankowego z wyjątkiem banków spółdzielczych.

4. Rezultaty badawcze

Liczbę podmiotów sektora bankowego, które w dwuletnich podokresach utrzymały się w grupie zwycięzców, pozostały wśród przegranych oraz zmieniły przynależność grupową przedstawia tabela 1. Zawarte w niej rezultaty obliczeń przynoszą wstępne potwierdzenie występowania zjawiska powtarzalności wyników gospodarowania w polskim sektorze bankowym. Częstości zdarzeń polegających na dwukrotnym przekroczeniu lub nieosiągnięciu wartości mediany w rozkładzie odpowiedniej miary rentowności są bowiem znacznie wyższe niż częstości przejścia między wyróżnionymi grupami. Przykładowo w zależności od analizowanego podokresu od 35,21% do 44,90% banków odnotowało w dwóch kolejnych latach rentowność aktywów w podstawowym obszarze działania (OROA) lepszą niż wartość mediany. Podobne zjawisko w odniesieniu do rentowności brutto aktywów (ROA) występowało w 32,39% do 40,82% przypadków.

Dane umieszczone w tabeli 1. sugerują nieco większą powtarzalność rezultatów finansowych na poziomie wyniku działalności bankowej niż wyniku finansowego brutto. Udziały obserwacji oznaczonych symbolami WW i LL są wyraźnie wyższe dla OROA niż dla ROA w całym okresie badania oraz w siedmiu na dziesięć wyróżnionych dwuletnich podokresów. Wyjątek od opisanej zasady stanowią, lokujące się w I połowie obranego horyzontu czasowego, podokresy: 1995–1996, 1996–1997 oraz 1998–1999.

W świetle rezultatów referowanych w tabeli 1., prawdopodobieństwo pozostania w tej samej grupie pod względem osiągniętej rentowności jest średnio 3,66 razy większe niż prawdopodobieństwo przejścia między grupami w przypadku wykorzystania wskaźnika OROA i 3,15 razy większe przy zastosowaniu wskaźnika ROA. Podobne wyniki podawane są w literaturze przedmiotu. A.N. Berger, S.D. Bonime, D.M. Covitz i D. Hancock stwierdzili, że w latach 1970–1997 amerykańskie banki komercyjne miały przeciętnie 3,4 razy więcej szans na osiągnięcie dwóch kolejnych wskaźników rentowności kapitałów własnych poniżej lub powyżej mediany niż na zmianę przynależności grupowej (Berger, Bonime, Covitz, Hancock 2000: 1213–1214). A.S. Cebenoyan, E.S. Cooperman i C.A. Register ustalili z kolei, że w latach 1984–1994 prawdopodobieństwo powtórzenia przez amerykańskie instytucje oszczędnościowe

rezultatów gospodarowania było 4 razy wyższe niż prawdopodobieństwo zanotowania sukcesu po porażce lub osiągnięcia złego wyniku po wcześniejszym dobrym³ (Cebenoyan, Cooperman, Register 2004: 58–59).

Rezultaty sformalizowanych testów hipotezy zerowej o braku powiązania w kolejnych okresach wyników gospodarowania prezentuje tabela 2. Zawarte w niej wartości statystyk testowych Z i CHI dają podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej we wszystkich wyróżnionych dwuletnich podokresach. Wartości krytyczne zmiennych Z i CHI wynoszą bowiem odpowiednio: 1,96 i 3,841 dla poziomu istotności 5% oraz: 2,58 i 6,635 dla poziomu istotności 1%. Uzyskane silne potwierdzenie występowania powtarzalności wyników gospodarowania w polskim sektorze bankowym pozostaje w zgodzie z referowanymi w punkcie drugim artykułu ustaleniami poczynionymi w literaturze w odniesieniu do amerykańskich banków. Nie może też zostać uznane za zaskakujące, jako że K. Jackowicz i W. Kuryłek, przy okazji badania wpływu decyzji menedżerskich na rentowność funkcjonujących w Polsce banków komercyjnych, zaobserwowali w latach 1995–2001 znaczną inercyjność miar rentowności (Jackowicz, Kuryłek 2004: 38–52).

A. Rentowność aktywów w podstawowym obszarze działania – OROA				
Okres	WW	LL	WL	LW
1994–1995 częstość	26	27	9	9
	36,62%	38,03%	12,68%	12,68%
1995–1996 częstość	28	28	8	8
	38,89%	38,89%	11,11%	11,11%
1996–1997 częstość	28	29	8	8
	38,36%	39,73%	10,96%	10,96%
1997–1998 częstość	29	30	7	7
	39,73%	41,10%	9,59%	9,59%
1998–1999 częstość	27	28	10	10
	36,00%	37,33%	13,33%	13,33%
1999–2000 częstość	25	26	10	10
	35,21%	36,62%	14,08%	14,08%
2000–2001 częstość	24	25	7	7
	38,10%	39,68%	11,11%	11,11%
2001–2002 częstość	21	21	4	4
	42,00%	42,00%	8,00%	8,00%
2002–2003 częstość	23	24	4	4
	41,82%	43,64%	7,27%	7,27%
2003–2004 częstość	22	21	3	3
	44,90%	42,86%	6,12%	6,12%
cała próba częstość	253	259	70	70
	38,80%	39,72%	10,74%	10,74%

B. Rentowność brutto aktywów – ROA				
Okres	WW	LL	WL	LW
1994–1995 częstość	25	26	10	10
	35,21%	36,62%	14,08%	14,08%
1995–1996 częstość	29	29	7	7
	40,28%	40,28%	9,72%	9,72%
1996–1997 częstość	29	30	7	7
	39,73%	41,10%	9,59%	9,59%
1997–1998 częstość	27	28	9	9
	36,99%	38,36%	12,33%	12,33%
1998–1999 częstość	28	29	9	9
	37,33%	38,67%	12,00%	12,00%
1999–2000 częstość	23	24	12	12
	32,39%	33,80%	16,90%	16,90%
2000–2001 częstość	23	24	8	8
	36,51%	38,10%	12,70%	12,70%
2001–2002 częstość	18	18	7	7
	36,00%	36,00%	14,00%	14,00%
2002–2003 częstość	22	22	6	5
	40,00%	40,00%	10,91%	9,09%
2003–2004 częstość	20	21	4	4
	40,82%	42,86%	8,16%	8,16%
cała próba częstość	244	251	79	78
	37,42%	38,50%	12,12%	11,96%

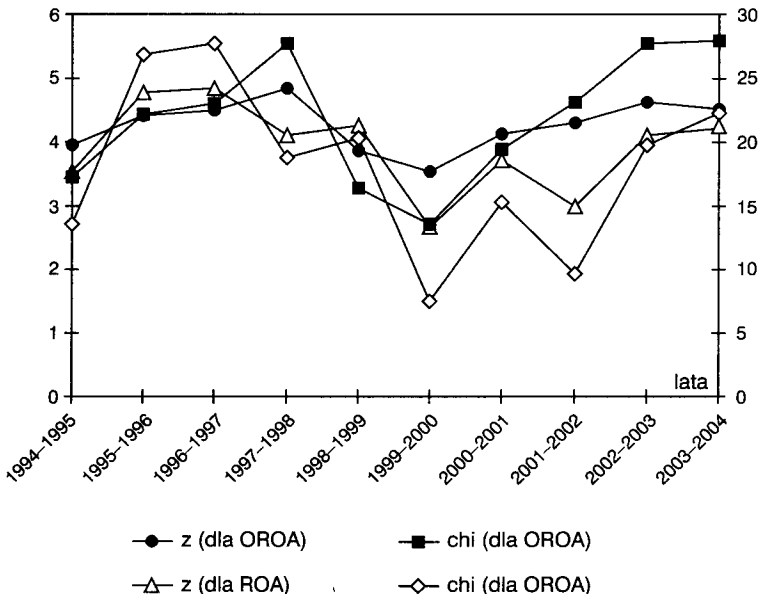
Tabela 1. Liczebności warunkowe w dwuletnich podokresach i w łącznym horyzoncie badania. Źródło: obliczenia własne.

A. Rentowność aktywów w podstawowym obszarze działania – OROA			
Okres:	CPR	z	chi
1994–1995	8,666667	3,957724	17,28169
1995–1996	12,25	4,419332	22,22222
1996–1997	12,6875	4,489837	23,05479
1997–1998	17,7551	4,838125	27,76712
1998–1999	7,56	3,873333	16,36
1999–2000	6,5	3,547132	13,56338
2000–2001	12,2449	4,133028	19,47619
2001–2002	27,5625	4,298618	23,12
2002–2003	34,5	4,629022	27,69091
2003–2004	51,33333	4,518358	27,97959

B. Rentowność brutto aktywów - ROA			
Okres:	CPR	z	chi
1994-1995	6,5	3,547132	13,56338
1995-1996	17,16327	4,773355	26,88889
1996-1997	17,7551	4,838125	27,76712
1997-1998	9,333333	4,112561	18,78082
1998-1999	10,02469	4,262629	20,30667
1999-2000	3,833333	2,677785	7,478873
2000-2001	8,625	3,721889	15,28571
2001-2002	6,612245	2,998573	9,68
2002-2003	16,13333	4,111042	19,83636
2003-2004	26,25	4,226934	22,26531

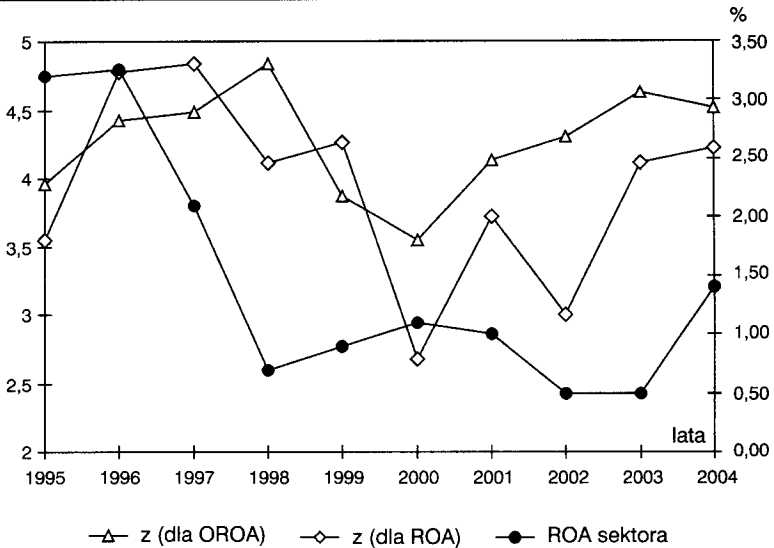
Tabela 2. Wartości statystyk Z i CHI dla dwuletnich podokresów. Źródło: obliczenia własne.

Obliczone wartości statystyk Z i CHI zgodnie wskazują, jak widać na rysunku 1., na relatywnie większą siłę zjawiska powtarzalności efektów gospodarowania w początkowych i końcowych latach przyjętego horyzontu analizy. Względne osłabienie powtarzalności w latach 1989-1999 i 1999-2000 w przypadku wskaźnika OROA oraz w latach 1999-2000 i 2001-2002 dla wskaźnika ROA może mieć, jak się wydaje, dwie przyczyny.



Rys. 1. Ewolucja wartości statystyk Z i CHI w czasie. Źródło: obliczenia własne.

Po pierwsze, w 1998 roku rozpoczął się w Polsce okres kilkuletniego pogorszenia kondycji finansowej sektora bankowego, które znalazło wyraz m. in. w obniżeniu się osiąganej przez niego jako całość rentowności majątku. W niekorzystnych warunkach banki wybierające ryzykowne strategie działania siłą rzeczy częściej zmieniają przynależność grupową. W okresach dobrej koniunktury te same banki lokują się z reguły w grupie zwycięzców. Potencjalne znaczenie omówionego czynnika w kształtowaniu siły zjawiska powtarzalności wyników gospodarowania podkreśla rysunek 2. zestawiający rentowność aktywów sektora ze skalkulowanymi wartościami statystyk Z.



Rys. 2. Ewolucja wartości statystyk Z a rentowność majątkowa sektora bankowego w Polsce. Źródło: dane GINB i obliczenia własne.

Po drugie, koniec lat 90. XX wieku i początek XXI wieku były okresem intensywnych przekształceń własnościowych i organizacyjnych w polskim sektorze bankowym. Przemiany te mogły skutkować zmniejszeniem zależności wyników gospodarowania w kolejnych okresach obrachunkowych.

5. Krótkie podsumowanie

Przeprowadzone badanie potwierdza występowanie silnej powtarzalności wyników gospodarowania w polskim sektorze bankowym. Powtarzalność ta w drugiej połowie przyjętego horyzontu badania, tj. od 1999 roku, jest silniej zaznaczona w przypadku miary rentowności kalkulowanej na podstawie wyniku działalności bankowej niż wskaźnika bazującego na wyniku

finansowym brutto. Nieznaczne osłabienie interesującego nas zjawiska, prawdopodobnie skutek pogorszenia kondycji całego sektora i dokonujących się w nim przekształceń, nastąpiło w środkowych latach przyjętego horyzontu analizy.

Uzyskane rezultaty uzasadniają podjęcie – w drugim etapie analiz – problemu identyfikacji przyczyn powtarzalności wyników gospodarowania. Jak wskazuje się w literaturze przedmiotu, należy ich poszukiwać wśród zmiennych, których wartości są z jednej strony w miarę stałe w czasie, a z drugiej dostatecznie zróżnicowane dla podmiotów sektora bankowego. Do tej kategorii zmiennych można zaliczyć: informacyjną nieprzejrzystość kondycji banków, stopień koncentracji wyróżnionych na zasadzie geograficznej i produktowej rynków obsługiwanych przez banki oraz czynniki powiązane w bankowości ze skalą działania, takie jak: kapitał reputacyjny i zdolność do konkutowania na rynku pracy o najlepszych menedżerów. Nie bez znaczenia dla kształtowania się zjawiska powtarzalności wyników gospodarowania mogą też być, jak sugerują badania przeprowadzone na rynku amerykańskim i polskim, oddziaływania zmiennych makroekonomicznych, branżowych i regionalnych.

Informacje o autorze

Dr hab. Krzysztof Jackowicz – profesor nadzwyczajny w Katedrze Finansów Wyższej Szkoły Przedsiębiorczości i Zarządzania im. L. Koźmińskiego w Warszawie.

Przypisy

- ¹ Badanie powtarzalności wyników gospodarowania banków komercyjnych w Polsce zostało przeprowadzone także dla rentowności brutto kapitałów własnych (ROE). Wyniki – niezaprezentowane w artykule – były bardzo zbliżone do tych otrzymanych w przypadku wskaźnika ROA.
- ² Wartości CPR większe od jedności sugerują istnienie powtarzalności wyników gospodarowania, mniejsze zaś od jedności – tendencji do występowania porażki (sukcesu) po odniesieniu sukcesu (poniesieniu porażki).
- ³ A. S. Cebenoyan, E. S. Cooperman i C. A. Register podają omyłkowo w swojej pracy, że prawdopodobieństwo zdarzeń pierwszego rodzaju było 16 razy wyższe. Łatwo jednak wyliczyć na podstawie danych zawartych w ich pracy, że w rzeczywistości prawdopodobieństwo to było jedynie 4 razy większe.

Bibliografia

- Agarwal, V. i N.Y. Naik. 2000. Multi-Period Performance Persistence Analysis of Hedge Funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 35, No. 3, s. 327–342.
- Berger, A.N., Bonime, S.D., Covitz, D.M. i D. Hancock. 2000. Why Are Bank Profits so Persistent? The Roles of Product Market Competition, Informational Opacity, and Regional Macroeconomic Shocks. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 24, s. 1203–1235.

- Bers, M.K. i J. Madura. 2000a. The Performance Persistence of Closed-End Funds. *The Financial Review*, Vol. 35, Issue 3, s. 33–51.
- Bers, M.K. i J. Madura. 2000b. Why Does Performance Persistence Vary Among Closed-End Funds? *Journal of Financial Services Research*, Vol. 17, No. 2, s. 127–147.
- Brown, S.J. i W.N. Goetzmann. 1995. Performance Persistence. *The Journal of Finance*. Vol. L, No. 2, s. 679–698.
- Carpenter, J.N. i A.W. Lynch. 1999. Survivorship Bias and Attrition Effects in Measures of Performance Persistence. *Journal of Financial Economics*, Vol. 54, s. 337–374.
- Cebenoyan, A.S., Cooperman, E.S. i C.A. Register. 2004. S&L Performance Persistence, Moral Hazard and Market Discipline. *Managerial Finance*, Vol. 30, No. 9, s. 56–69.
- Jackowicz, K. 2004. *Dyscyplina rynkowa w bankowości. Rodzaje i możliwości zastosowania*. Warszawa: Wydawnictwo WSPiZ im. L. Koźmińskiego.
- Jackowicz, K. i O. Kowalewski. 2002. *Koncentracja działalności sektora bankowego w Polsce w latach 1994–2000*. Warszawa: Narodowy Bank Polski.
- Jackowicz, K. i W. Kuryłek. 2004. Rentowność banków komercyjnych działających w Polsce w latach 1995–2001 a bieżące decyzje menedżerskie i skumulowane w czasie skutki tych decyzji. *Bank i Kredyt*, nr 2, s. 38–52.
- Riahi-Belkaoui, A. i F.K. Alnajjar. 2002. Multinationality as a Determinant of Earnings Persistence. *Managerial Finance*, Vol. 28, No. 3, s. 83–96.
- Tonks, I. 2005. Performance Persistence of Pension-Fund Managers. *The Journal of Business*, Vol. 78, No. 5, s. 1917–1942.
- Young, M.S. i R.A. Graff. 1996. Systemic Behavior in Real Estate Investment Risk: Performance Persistence in NCREIF Returns. *The Journal of Real Estate Research*, Vol. 12, No. 3, s. 369–381.