

DETERMINANTY ROE POLSKICH BANKÓW SPÓŁDZIELCZYCH PRZED KRYZYSEM FINANSOWYM, W TRAKCIE KRYZYSU I PO NIM

Sławomir Juszczak, Rafał Balina, Olaf Kowalski
Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw,
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Abstrakt. W opracowaniu dokonano określenia czynników warunkujących poziom rentowności funduszy własnych banków spółdzielczych w zależności od zewnętrznej sytuacji gospodarczej. Z przeprowadzonych badań wynika, że kryzys finansowy w latach 2008–2009 wpłynął w istotny sposób na zarządzanie działalnością polskich banków spółdzielczych, które w okresie kryzysu skoncentrowały swoją uwagę na bezpieczeństwie, z drugiej zaś – na wspieranie działalności polskich przedsiębiorstw. W okresie po kryzysie natomiast banki spółdzielcze prowadziły w dalszym stopniu bezpieczną politykę płynności oraz zwiększały działalność w zakresie finansowania podmiotów oraz rynków lokalnych.

Słowa kluczowe: rentowność funduszy własnych, banki spółdzielcze, kryzys finansowy

WSTĘP

Efektywność to kluczowa i powszechnie stosowana kategoria oceny działań gospodarczych. Niemniej znajduje ona zastosowanie nie tylko w ekonomii, ale również w wielu innych obszarach aktywności człowieka [Brzozowska 2003]. Powszechnie występuje także w potocznym użyciu. Jest przedmiotem nieustannie prowadzonych badań i analiz. Stosowane są w tym celu różne metody i modele. Mimo to pojęcie efektywności w dalszym ciągu jest nie do końca jednoznacznie interpretowane i budzi wiele kontrowersji [Balina, Kowalski i Różyński 2014].

W ujęciu ekonomicznym efektywność można przedstawić, jako stosunek wartości uzyskanych efektów i poniesionych nakładów. Według m.in. Juszczuka i Baliny [2014] podstawą rozważań na temat efektywności jest racjonalne działanie przejawiające się maksymalizacją efektów oraz minimalizacją poniesionych nakładów. Wynika to z celu gospodarowania, jakim jest maksymalizacja dochodu [Kierul 1986]. Często pojęcie efektywności definiuje się także jako równowagę między posiadanymi zasobami a osiągnięciem celów, jakie przed sobą stawiamy. Z kolei zdaniem Osbert-Pociechy [2007] efektywność należy do właściwości determinujących istotę przedsiębiorstwa jako podmiotu gospodarczego. Warunkuje ona funkcjonowanie organizacji oraz oddziałuje na jego rozwój, co ma szczególne znaczenie w warunkach silnej konkurencji. Według Różańskiego zaś [2010] efektywność danego przedsiębiorstwa można oceniać w całości lub w poszczególnych jego sferach działania. Tymczasem jednym z czynników wpływających na efektywność banków są jego kapitały. Determinują one możliwości banku, co do prowadzenia działalności depozytowo-kredytowej. Bank jest instytucją zaufania publicznego i właśnie dlatego nie może prowadzić działalności opartej wyłącznie na maksymalizacji zysków i poprawianiu swojego wyniku finansowego, a co za tym idzie maksymalnego zwiększania kapitałów własnych [Juszczuk, Balina, Różyński i Pochopień 2013]. Powinien dbać również o bezpieczeństwo depozytów klientów.

Wskaźniki działania banku to ekonomiczne identyfikatory jego działalności w danym okresie. Pozwalają dokonać analizy prowadzonej działalności, jak również jej poszczególnych segmentów [Juszczuk, Balina, Stola i Różyński 2014]. Zestaw wskaźników pomaga przy podejmowaniu decyzji finansowych dotyczących okresu bieżącego oraz dalszej perspektywy. Warto jednak pamiętać, że mimo teoretycznie bardzo dużej liczby wskaźników, o jakości analizy decyduje umiejętność ich interpretowania [Balina 2013]. Do zalet analizy wskaźnikowej należy zaliczyć następujące jej właściwości: sumaryczny charakter wskaźników, możliwość wychwycenia w sposób syntetyczny istotnych informacji ze sprawozdań finansowych, dokonywanie porównań między bankami o różnej wielkości, możliwość wyliczania średnich wielkości i odniesienia ich do średniej w sektorze bankowym [Kopiński 2008].

METODYKA BADAŃ

Mając na uwadze skuteczne rozpoznanie rozpatrywanego zagadnienia, do badań przyjęto ośmioletni okres badawczy obejmujący lata 2005–2012. Wybrano wstępnie wszystkie banki spółdzielcze zrzeszone w Spółdzielczej Grupie Bankowej (SGB) według stanu na dzień 1 stycznia 2005 roku, to jest w liczbie 150 banków. Jednak ostatecznie badaniami objęto 124 banki spółdzielcze, które w latach



2005–2012 nieprzerwanie prowadziły swoją działalność, nie podlegały zasadniczym zmianom organizacyjnym oraz nie zmieniały przynależność do banku zrzeszającego. A zatem banki spółdzielcze objęte badaniem stanowiły 82,67% stanu banków spółdzielczych należących do Spółdzielczej Grupy Bankowej według stanu na dzień 1 stycznia 2005 roku. Materiał źródłowy stanowiły:

- sprawozdania finansowe zawarte w Monitorze Spółdzielczym B,
- dane statystyczne Komisji Nadzoru Finansowego,
- dane statystyczne Bankowego Funduszu Gwarancyjnego,
- dane statystyczne Spółdzielczej Grupy Bankowej,
- publikacje Narodowego Banku Polskiego,
- dane statystyki masowej dotyczące Unii Europejskiej oraz Polski,
- dane liczbowe badanych banków.

Mając na uwadze przedmiot i zakres badań, oszacowano funkcje regresji pozwalające objaśnić poziom ROE. Model regresji oszacowano dla trzech podokresów, których wydzielenia dokonano ze względu na zaistniały w okresie badawczym kryzys finansowy. Zatem cały okres badawczy podzielono na okres przed kryzysem finansowym, tj. lata 2005–2007, okres kryzysu finansowego, tj. lata 2008–2009, oraz okres po kryzysie, tj. lata 2010–2012. Taki podział pozwolił na uchwycenie różnic w działalności badanych banków spółdzielczych w zależności od sytuacji finansowej na rynku oraz koniunktury gospodarczej. Dobór zmiennych objaśniających do badań był podyktowany przede wszystkim ich rozpowszechnieniem w literaturze przedmiotu. Mając na uwadze powyższe, wstępnie wybrano następujące zmienne:

- X_1 – Depozyty ogółem [tys. zł],
- X_2 – Depozyty przedsiębiorstw i spółek prywatnych oraz spółdzielni [tys. zł],
- X_3 – Depozyty przedsiębiorców indywidualnych [tys. zł],
- X_4 – Depozyty osób prywatnych [tys. zł],
- X_5 – Depozyty sektora rolniczego [tys. zł],
- X_6 – Depozyty instytucji niekomercyjnych [tys. zł],
- X_7 – Środki zgromadzone na rachunkach bieżących przez klientów banku [tys. zł],
- X_8 – Kredyty ogółem [tys. zł],
- X_9 – Kredyty dla przedsiębiorstw i spółek prywatnych oraz spółdzielni [tys. zł],
- X_{10} – Kredyty dla przedsiębiorców indywidualnych [tys. zł],
- X_{11} – Kredyty dla osób prywatnych [tys. zł],
- X_{12} – Kredyty sektora rolniczego [tys. zł],
- X_{13} – Kredyty dla instytucji niekomercyjnych [tys. zł],
- X_{14} – Fundusze własne banku [tys. zł],
- X_{15} – Suma bilansowa ogółem [tys. zł],
- X_{16} – Współczynnik wypłacalności [%],
- X_{17} – Liczba zatrudnionych [osoby].



W badaniach wykorzystano zatem zbilansowane dane panelowe pochodzące ze 124 banków spółdzielczych z lat 2005–2012 dotyczące 17 zmiennych objaśniających. Indeksami $i = 1, \dots, N$ oznaczano kolejne obiekty, indeksem zaś $t = 1, \dots, T$ – oznaczano jednostki czasu. Wówczas model panelowy szacowany przy wykorzystaniu klasycznej metody najmniejszych kwadratów otrzymał postać [Kufel 2007]:

$$y_{it} = x_{it}\beta + v_{it}$$

gdzie:

y_{it} – zmienna objaśniana,

x_{it} – zmienna objaśniająca,

β – wektor o wymiarze N parametrów strukturalnych modelu,

v_{it} – łączny błąd losowy, składający się z części czysto losowej ε_{it} oraz efektu indywidualnego μ_i odnoszącego się do konkretnej i -tej jednostki panelu.

Estymacja modelu panelowego mogła być wykonana za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów [Madala 2006], w przypadku gdy spełniony był warunek zgodności estymatora klasycznej metody najmniejszych kwadratów dla błędu całkowitego $E(v_{it}) = 0$, $\text{Cov}(v_{it}, x_{it}) = 0$ oraz dla czystego błędu losowego $E(\varepsilon_{it}) = 0$, $\text{Cov}(\varepsilon_{it}, x_{it}) = 0$ dla $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$, a także nie występowała korelacja między efektem indywidualnym μ_i i zmienną objaśniającą x_{it} .

Aby precyzyjnie stwierdzić, czy dany model panelowy można było estymować za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów, zweryfikowano hipotezę o istnieniu efektu indywidualnego. Posłużono się przy tym testem Breuscha-Pagana o następujących hipotezach [Jajuga 1994]:

$$H_0: \sigma_u^2 = 0$$

$$H_0: \sigma_u^2 \neq 0$$

Przy czym $S_1 = \sum_{t=1}^T \left(\sum_{i=1}^N u_{it} \right)^2$ oraz $S_2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2$, gdzie u_{it} są resztami z oszacowanego modelu z wykorzystaniem klasycznej metody najmniejszych kwadratów.

Jeżeli dodatkowo składnik losowy miał rozkład normalny oraz dysponowano dużą liczbą obserwacji, to wówczas statystyka testu Breuscha-Pagana była następująca:

$$\lambda = \frac{NT}{2(T-1)} \left(\frac{S_1}{S_2} - 1 \right)^2 \text{ i miała rozkład } \chi^2 \text{ z 1 stopniem swobody.}$$

Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej oznaczał nieistotną zmianę wariancji przy wprowadzeniu efektów indywidualnych, więc dodanie tych efektów było zbędne, natomiast przyjęcie hipotezy alternatywnej wskazywałoby na



zasadność wprowadzenia efektów indywidualnych [Russell i MacKinnon 2004]. W przypadku występowania efektu indywidualnego należało rozpatrzyć dwa przypadki, tj. dla efektów ustalonych oraz efektów losowych. Gdy w modelu wystąpiły efekty ustalone, wówczas model panelowy miał postać [Kufel 2007]:

$$y_{it} = x_{it}\beta + u_i + \varepsilon_{it}$$

gdzie:

u_i – efekt indywidualny,

ε_{it} – czysty błąd losowy.

Ustalone efekty indywidualne eliminowano przez uśrednienie modelu względem czasu. Powyższe równanie przyjmowało wówczas postać:

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \beta + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_i + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}$$

co równoważnie można było zapisać jako:

$$\bar{y}_i = \bar{x}_i \beta + u_i + \bar{\varepsilon}_i$$

Odejmując stronami powyższe dwa równania, otrzymano:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i) \beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$$

Warto przy tym podkreślić, że w takiej sytuacji stały efekt indywidualny u_i został wyeliminowany. Przyjmując: $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$, $\tilde{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_i$ oraz $\tilde{\varepsilon}_{it} = \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i$, otrzymano model: $\tilde{y}_{it} = \tilde{x}_{it} \beta + \tilde{\varepsilon}_{it}$, który po oszacowaniu za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów dawał estymator parametrów strukturalnych o następującej postaci:

$$\hat{\beta}_{FE} = (\tilde{\mathbf{X}}^T \tilde{\mathbf{X}})^{-1} \tilde{\mathbf{X}}^T \tilde{\mathbf{y}}$$

gdzie:

$\tilde{\mathbf{X}}$ – macierz przekształconych zmiennych objaśniających \tilde{x}_{it} ,

$\tilde{\mathbf{y}}$ – wektor przekształconych zmiennych objaśnianych.

Należy podkreślić, że w takim wypadku pominięto założenie ścisłej egzogeniczności oraz występowania zmiennych, których wartości są stałe w czasie dla wszystkich jednostek w panelu. Następnie wykonano test na zróżnicowanie wyrazu wolnego, który miał na celu wskazanie uzasadnienia zastosowania estymacji modelu panelowego z ustalonymi efektami.

Drugim rodzajem efektów indywidualnych są efekty losowe [Griliches 2007]. Przyjmując, że efekty indywidualne u_i są zmienną losową i wiedząc, że nie są one skorelowane z czystym błędem losowym $\text{Cov}(u_i, \varepsilon_{it}) = 0$, dla $t = 1, \dots, T$, wówczas

łączny błąd losowy, składający się z efektu indywidualnego oraz czystego błędu losowego, $v_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$, charakteryzuje się korelacją w tym samym obiekcie, przy czym założono wówczas brak korelacji dla różnych obiektów. Taka sytuacja wymagała więc zastosowania uogólnionej metody najmniejszych kwadratów. Jednocześnie uogólniony estymator najmniejszych kwadratów parametrów strukturalnych $\hat{\beta}_{RE}$ miał postać [Gruszczyński 2002]:

$$\hat{\beta}_{FE} = (\tilde{\mathbf{X}}^T \Omega \mathbf{X})^{-1} \tilde{\mathbf{X}}^T \Omega^{-1} y$$

gdzie:

\mathbf{X} – macierz zmiennych objaśniających,

y – wektor zmiennych objaśnianych,

Ω – odwracalna macierz wariancji i kowariancji łącznego błędu losowego:

$$\Omega = \text{Var}(v) = \begin{bmatrix} \text{Var}(v_1) & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \text{Var}(v_N) \end{bmatrix}$$

Ważnym aspektem w przeprowadzonych badaniach był właściwy wybór między efektami ustalonymi a efektami losowymi. Pomocny przy tym wyborze był test Hausmana [Borkowski, Dudek i Szczesny 2003], badający występowanie korelacji między zmiennymi objaśniającymi a efektami losowymi. Test ten pozwalał na sprawdzenie, czy estymatory efektów ustalonych i losowych były zbieżne względem tego samego punktu. Dla hipotezy zerowej estymator uogólnionej metody najmniejszych kwadratów jest zgodny i efektywny. Przyjęte zaś hipotezy mają postać: $H_0: \text{Cov}(u_{it}) = 0$, przeciwko $H_1: \text{Cov}(u_{it}) \neq 0$. Statystyka służąca weryfikacji dana jest wzorem: $q = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$ i jest zbieżna do rozkładu X^2 o k stopniach swobody, gdzie k jest liczbą zmiennych objaśniających. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej wskazywał na zgodność obu estymatorów – dla efektów ustalonych i efektów losowych, przy czym estymator efektów losowych był w takiej sytuacji bardziej efektywny. Odrzucenie hipotezy zerowej sugerowało celowość wyboru efektów ustalonych.

WYNIKI BADAŃ

W dalszym etapie badań dokonano wyznaczenia kluczowych czynników, wpływających na efektywność banków spółdzielczych w okresie badawczym, tj. w latach 2005–2012. Ze względu na wpływ kryzysu finansowego oraz spadek dynamiki w działalności depozytowo-kredytowej badanych banków w latach 2008–2009



oszacowano modele regresji dla trzech podokresów, tj. 2005–2007 – lata przed wystąpieniem kryzysu finansowego, 2008–2009 – lata kryzysu oraz lata 2010–2012, tj. po kryzysie finansowym. Efektywność badanych banków spółdzielczych wyrażono poziomem rentownością funduszy własnych. Do wyłonienia istotnych zmiennych wykorzystano modele panelowe.

W trakcie badań dokonano określenia kluczowych czynników warunkujących rentowność funduszy własnych banków spółdzielczych w zależności od sytuacji rynkowej. Wyniki badań nad modelami panelowymi dla lat 2005–2007, 2008–2009 oraz 2010–2012 przedstawiono w tabeli 1. Oszacowane modele panelowe dla ROE charakteryzowały się występowaniem efektów indywidualnych losowych, co potwierdzono testem Breuscha-Panga i testem Hausmana. Dodatkowo test Fischera-Snedecora wskazał na istotność i nieprzypadkowość występowania zmiennych w wyjaśnianiu poziomu ROE badanych banków w poszczególnych okresach badawczych.

Jako pierwszy oszacowano model regresji ROE badanych banków spółdzielczych dla lat 2005–2007. Zmienne, które znalazły się w tym modelu wyjaśniały 82% zmienności ROE, pozostałe 18% zmienności rentowności funduszy własnych badanych banków zależało od innych czynników. Jak wynika z badań przedstawionych w tabeli 1, w modelu wyjaśniającym poziom ROE dla badanych banków w latach 2005–2007 stwierdzono, że istotne były trzy zmienne. Pierwsza z nich odnosiła się do kredytów udzielonych osobom prywatnym, gdzie ich przyrost o 1 mln zł, ceteris paribus, wiązał się ze średniorocznym wzrostem ROE o 0,2 punktu procentowego. Kolejną zmienną, która znalazła się w modelu był poziom współczynnika wypłacalności, którego przyrost o 1 punkt procentowy wiązał się ze spadkiem ROE o ponad 0,4 punktu procentowego. Ostatnią zmienną, która zna-

TABELA 1. Modele panelowe ROE [%] dla badanych banków spółdzielczych

| Wyszczególnienie | Współczynniki regresji w modelach dla lat | | |
|---|---|-----------|-----------|
| | 2005–2007 | 2008–2009 | 2010–2012 |
| Stała | 23,2036 | 16,6772 | 22,1658 |
| X_4 – Depozyty osób prywatnych [tys. zł] | – | –0,0001 | – |
| X_{10} – Kredyty dla przedsiębior. indywid. [tys. zł] | – | 0,0002 | 0,0001 |
| X_{11} – Kredyty dla osób prywatnych [tys. zł] | 0,0002 | – | 0,0001 |
| X_{14} – Fundusze własne banku [tys. zł] | – | 0,0001 | 0,0002 |
| X_{16} – Współczynnik wypłacalności [%] | –0,4030 | – | – |
| X_{17} – Liczba zatrudnionych [osoby] | –0,0077 | – | – |
| R^2 | 0,82 | 0,80 | 0,83 |
| Liczba zmiennych [szt.] | 3 | 3 | 3 |

Źródło: Badania własne.

lazła się w tym modelu była liczba zatrudnionych, której przyrost o 1 osobę powodował średnioroczny spadek ROE o ponad 0,007 punktu procentowego. Uzyskane wyniki dla lat 2005–2007 wykazały, że w okresie przed kryzysem finansowym istotne dla zwiększania efektywności badanych banków spółdzielczych mierzonej poziomem ROE było zwiększanie akcji kredytowej, w szczególności dla osób prywatnych oraz efektywne zarządzanie posiadanymi aktywami i pasywami, którego konsekwencją powinno być rozsądne zmniejszanie współczynnika wypłacalności przy akceptowalnym poziomie ryzyka. Równie ważne jak zwiększanie akcji kredytowej i zarządzanie aktywami i pasywami banku było umiejętnie prowadzenie polityki zatrudnieniowej, która powinna zmierzać w tym okresie do umiarkowanego ograniczania oraz lepszego wykorzystania potencjału pracowników tak, by przysparzali oni bankowi więcej korzyści finansowych.

W latach kryzysu, tj. 2008–2009, istotne dla rentowności funduszy własnych badanych banków spółdzielczych istotne okazały się również trzy zmienne, przy czym były one całkowicie odmienne od tych, które znalazły się w modelach dla lat poprzednich. Mianowicie w modelu panelowym dla ROE w latach kryzysu znalazły się zmienne określające depozyty osób prywatnych, które były destymulantą oraz dwie stymulanty, tj. kredyty dla przedsiębiorstw indywidualnych oraz poziom funduszy własnych banku spółdzielczego. Badania wykazały, że zwiększenie depozytów badanych banków spółdzielczych o 1 mln zł w latach 2008–2009, przy założeniu niezmienności innych czynników, powodowało spadek ROE o 0,1 punktu procentowego. Zwiększenie zaś akcji kredytowej dla przedsiębiorstw indywidualnych o tę samą kwotę, *ceteris paribus*, wiązało się z przyrostem ROE o 0,2 punktu procentowego. Podobnie zwiększenie funduszy własnych w okresie kryzysu o 1 mln zł powodowało przyrost ROE o 0,1 punktu procentowego. Taki stan rzeczy wskazuje, że w okresie kryzysu banki spółdzielcze mając na uwadze dążenie do zwiększania rentowności funduszy własnych, powinny prowadzić raczej tradycyjną bankowość opartą na przyjmowaniu depozytów i udzielanie kredytów z uwzględnieniem akceptowalnego poziomu ryzyka.

W latach 2010–2012, tak jak w latach 2005–2007 i 2008–2009, istotne dla rentowności funduszy własnych okazały się trzy zmienne. Przy czym w modelu dla lat po kryzysie finansowym wszystkie zmienne były stymulantami i odnosiły się do kredytów udzielonych przedsiębiorcom indywidualnym, kredytów dla osób prywatnych oraz poziomu funduszy własnych banku. Świadczyć to może o rozwoju bankowości spółdzielczej, gdyż po okresie spowolnienia gospodarczego, banki spółdzielcze zwiększały dalej akcję kredytową, co ogólnie można uznać za zjawisko pozytywne. Analizując model panelowy ROE dla lat 2010–2012, można stwierdzić, że przyrost kredytów dla przedsiębiorców indywidualnych i dla osób prywatnych o 1 mln zł powodował, przy innych czynnikach niezmiennych, zwiększenie ROE o 0,1 punktu procentowego w obu przypadkach. Zwiększenie

funduszy własnych badanych banków spółdzielczych o 1 mln zł, *ceteris paribus*, powodowało przyrost ROE w latach 2010–2012 o 0,2 punktu procentowego.

Uogólniając wyniki badań dotyczące czynników wpływających na rentowność funduszy własnych badanych banków spółdzielczych w latach 2005–2012, należy stwierdzić, że w zależności od zewnętrznej sytuacji gospodarczej potrafiły one ogólnie w zadowalający sposób zarządzać swoim portfelem kredytowym oraz funduszami własnymi, tak aby uzyskiwać oczekiwany poziom ROE.

WNIOSKI

W modelu wyjaśniającym poziom ROE dla badanych banków w latach 2005–2007 stwierdzono, że istotne były trzy zmienne, tj. kredyty udzielone osobom prywatnym, poziomu współczynnika wypłacalności, oraz liczba zatrudnionych.

W modelu panelowym dla ROE w latach kryzysu znalazły się: depozyty osób prywatnych, kredyty dla przedsiębiorstw indywidualnych oraz fundusze własne banku. Wskazuje to, że w okresie kryzysu banki spółdzielcze mając na uwadze dążenie do zwiększania rentowności funduszy własnych, powinny prowadzić raczej konserwatywną politykę opartą głównie na przyjmowaniu depozytów i udzielaniu kredytów z uwzględnieniem wyraźnie niższego poziomu ryzyka aniżeli przed kryzysem.

W latach pokryzysowych w bankowości, tj. 2010–2012, dla rentowności funduszy własnych okazały się również trzy zmienne, ale odnosiły się one do kredytów udzielonych przedsiębiorcom indywidualnym, kredytów dla osób prywatnych oraz funduszy własnych banku. Mając na uwadze wyniki dla całego okresu badawczego, można uznać, że w zależności od zewnętrznej sytuacji gospodarczej banki spółdzielcze potrafiły w większości w zadowalający sposób zarządzać swoim portfelem kredytowym oraz funduszami własnymi.

Spis literatury

- BALINA R. 2013: Efektywność banków spółdzielczych w zależności od charakteru prowadzonej działalności, *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, T. 15, z. 3.
- BALINA R., KOWALSKI O., RÓŻYŃSKI J. 2014: Effective management of own funds in Polish cooperative banks, *Chinese Business Review*, Vol. 13, nr 3.
- BRZOZOWSKA, K. 2003: Problemy ocen efektywności inwestycji infrastrukturalnych. *Folia Univ. Agric. Stetin, Oeconomica* 233.42.
- BORKOWSKI B., DUDEK H., SZCZĘSNY W. 2003: *Ekonometria. Wybrane zagadnienia*, Wydawnictwo naukowe PWN, Warszawa.
- GRILICHES Z. 2007: *Handbook of econometrics*, V2, Elsevier North Holland, Spain.

- GRUSZCZYŃSKI M. 2002: Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości. Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- JAJUGA K. 1994: Ekonometryczna analiza problemów ekonomicznych. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław.
- JUSZCZYK S., BALINA R. 2014: The creative ways of improving the enterprise's financial outcome. *Agricultural Economics*, Vol. 60, nr 4.
- JUSZCZYK S., BALINA R., RÓŻYŃSKI J., POCHOPIEŃ J. 2013: Zmienność funduszy własnych a efektywność banków spółdzielczych. *Zarządzanie i Finanse*, R. 11, nr 2, cz. 1.
- JUSZCZYK S., BALINA R., STOLA E., RÓŻYŃSKI J. 2014: Fundusze udziałowe kluczowym narzędziem rozwoju bankowości spółdzielczej w Polsce. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia*, nr 802 (65).
- KIERUL Z. 1986: *Ekonomika i organizacja gospodarstw rolniczych*. PWRiL, Warszawa.
- KOPIŃSKI A. 2008: *Analiza finansowa banku*. PWE, Warszawa.
- KUFEL T. 2007: *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRET*L, Wydawnictwo PWN, Warszawa.
- MADDALA G. 2006: *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- OSBERT-POCIECHA G. 2007: Relacje między efektywnością a elastycznością. *Prace Naukowe AE we Wrocławiu* nr 1183, Wrocław.
- RÓŻAŃSKI J. 2010: *Ocena roli wskaźników we współczesnym zarządzaniu*.
- RUSSELL D.: MACKINNON J. 2004: *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press, New York.

ROE DETERMINANTS OF POLISH COOPERATIVE BANKS BEFORE DURING AND AFTER THE FINANCIAL CRISIS

Abstract. The study was made to determine the factors determining the profitability of own funds of cooperative banks, depending on the economic situation. The study shows that the financial crisis of 2008–2009 resulted in a significant way to manage the activities of the Polish cooperative banks, which in the period of crisis have focused their attention on the one hand to the security of the other, to support the activities of Polish enterprises. In the period after the crisis, while cooperative banks led to a further degree of safety policy to maintain liquidity, but increased activity in the financing of local markets.

Key words: return on equity, cooperative banks, financial crisis

