

*dr Małgorzata Pawłowska<sup>1</sup>*

---

# **Wykorzystanie metod ilościowych do pomiaru konkurencji w polskim sektorze bankowym**

## **Wprowadzenie**

Celem opracowania jest oszacowanie poziomu konkurencji polskiego sektora bankowego w latach 1997-2008 z wykorzystaniem metod ilościowych opartych o teorię przedsiębiorstwa bankowego (the Industrial Organization Approach to Banking). Poziom konkurencji w sektorze bankowym ma istotne znaczenie dla jego stabilności, wpływa bowiem na dochodowość banków, dostęp do finansowania zewnętrznego oraz na rozwój gospodarczy. Poziom konkurencji w polskim sektorze bankowym szacowano z wykorzystaniem trzech modeli: modelu Panzara i Rosse'a (P-R), indeksu Lerner'a oraz metody Boone'a<sup>2</sup>.

Lata 1997-2008 to okres szybkich zmian w Polskim sektorze bankowym. Banki starały się formułować nowe strategie rozwoju w celu osiągnięcia jak najlepszych wyników finansowych i poprawy swojej pozycji konkurencyjnej. Jednym z elementów strategii banków komercyjnych były fuzje i przejęcia, którym sprzyjał szybki rozwój technologiczny. Należy jednak zauważyć, że procesy konsolidacyjne występujące w polskim sektorze bankowym były w dużej mierze naturalną konsekwencją wcześniejszej prywatyzacji banków krajowych i pozyskania dla nich inwestorów strategicznych, oraz nasilających się fuzji w krajach strefy euro.

Analiza empiryczna poziomu konkurencji została przeprowadzona na podstawie danych jednostkowych z bilansów polskich banków komercyjnych i rachunków wyników dla lat 1997-2008. Analizą objęto wszystkie banki komercyjne, które działały w analizowanym okresie oraz oddziały zagranicznych instytucji finansowych. W celu określenia wpływu utworzenia strefy euro (w 1999 r.) oraz przystąpienia Polski do Unii Europejskiej (1 maja 2004 r.) na zmiany poziomu konkurencji, pomiaru konkurencji dokonano w podziale na następujące lata:

---

<sup>1</sup> Niniejszy artykuł przedstawia osobiste poglądy autora.

<sup>2</sup> Szczegółowy opis metod ilościowych został zaprezentowany w rozdziale 1.

1997-1998<sup>3</sup>, 1999-2003, 2004-2007<sup>4</sup> oraz 2004-2008<sup>5</sup>. Natomiast tam, gdzie umożliwiało to wykorzystywana metoda ilościowa, dokonano pomiaru konkurencji w kolejnych latach analizy.

Z przeprowadzonej analizy empirycznej przy wykorzystaniu trzech modeli (modelu Panzara i Rosse'a (P-R), indeksu Lerner'a oraz metody Boone'a) wynika, że poziom konkurencji na polskim rynku bankowym wykazywał tendencję wzrastającą, jednak w 2008 r. nastąpił spadek konkurencji spowodowany globalnym kryzysem finansowym.

Głównym impulsem wzrostu konkurencji w polskim sektorze bankowym było wejście do Unii Europejskiej, a poziom konkurencji w obrębie polskiego sektora bankowego w analizowanym okresie był zbliżony do poziomu konkurencji występującego w krajach strefy euro.

## 1. Metody pomiaru konkurencji

Konkurencja w sektorze bankowym jest analizowana poprzez miarę siły rynkowej oraz efektywności. Badania nad konkurencją są rozwijane obecnie w ramach teorii badających organizację rynku bankowego (*The Industrial Organization Approach to Banking*).

W literaturze badań nad konkurencją można wyodrębnić następujące nurty badawcze dotyczące badania konkurencji w sektorze bankowym: nurt który rozwinął się na bazie teorii ekonomicznych badających organizację rynku i konkurencję (*Industrial Organization (IO)*)<sup>6</sup> oraz nurt nowej teorii konkurencji (*New Empirical Industrial Organization (NEIO)*).

W ramach tradycyjnej teorii IO można tutaj wymienić następujące teorie: paradygmat struktura - taktyka - wynik (*structure-conduct-performance paradigm (SCP)*) opisujący zależność między strukturą rynku, taktyką działania oraz wynikiem oraz teorię opartą na hipotezie efektywnej struktury rynku (*efficient structure hypothesis (ESH)*).

Paradygmat struktura - taktyka - wynik (SCP) opierający się na testowaniu zależności między strukturą rynku, taktyką działania firmy oraz jej wynikiem, został zapoczątkowany przez Baina (1951), dlatego w literaturze można znaleźć również pojęcia: program badawczy Baina lub paradygmat Baina. Zgodnie z tym podejściem wyniki firmy (*market performance*) zależą od zachowań i taktyki

<sup>3</sup> Okres przed wprowadzeniem euro.

<sup>4</sup> Okres po wejściu nowych 10 krajów do Unii Europejskiej (w tym Polski).

<sup>5</sup> W celu przeanalizowania zmian konkurencji po dołączeniu danych z 2008 r.

<sup>6</sup> W powyższej teorii, zajmującej się organizacją rynku i konkurencją, bada się zachowania firm w warunkach pewnych ograniczeń, nałożonych przez konsumentów i konkurentów. Centralnym zagadnieniem tej teorii było rozszerzenie analizy mikroekonomicznej o rynki niedoskonale konkurencyjne, a głównym rozważanym modelem w tej teorii jest model oligopolu. Por. Łyszkiewicz (2002).

(*market conduct*), które są uwarunkowane przez podstawowe struktury rynku (*market structure*), określające jego konkurencyjność. W teorii SCP mechanizm oddziaływania struktury rynku na zachowania konkurencyjne i rezultaty gospodarowania sprowadza się do konwencjonalnego podejścia do relacji pomiędzy poziomem konkurencji a strukturą rynku. Podejście to opiera się na założeniu, że wyższej koncentracji towarzyszy niższa konkurencja między podmiotami. Powyższa teoria jest związana z założeniem, że w bardziej skoncentrowanym systemie prawdopodobieństwo zмовy jest większe. Zmowa na rynku prowadzi do wyższych cen (wzrostu marż) dla konsumentów i wyższej rentowności działania dla firm (banków).

Teoria opierająca się na efektywnej strukturze rynkowej (ESH) była rozwijana przez ekonomistów związanych ze szkołą z Chicago: Demsetza (1973) i Peltzman (1977). Autorzy teorii ESH zaproponowali inne podejście do wyjaśnienia relacji między strukturą rynku, a wynikami firm, opierające się na efektywności. W teorii opierającej się na hipotezie ESH określa się również pozytywny wpływ koncentracji na wyniki, tak jak to ma miejsce w teorii SCP, ale inne jest uzasadnienie tego zjawiska. Zgodnie z teorią ESH firmy bardziej efektywne mają niższe koszty działania i w związku z tym osiągają większe zyski. Ponadto teoria ESH zakłada, że jeśli firma (bank) jest bardziej efektywna niż inni konkurenci, musi wybierać między dwoma wykluczającymi się strategiami. Pierwsza strategia dotyczy maksymalizacji zysku dla akcjonariuszy przez utrzymywanie dotychczasowych cen i rozmiaru firmy. Natomiast według drugiej strategii, maksymalizacja zysku polega na obniżce cen, a przez to na zwiększaniu udziału firmy w rynku. Przy takich założeniach, zwiększająca się efektywność firm prowadzi do zwiększenia koncentracji. Wielkość udziału rynkowego oddaje zatem w przybliżeniu stopień efektywności działania, z tego powodu jest pozytywnie skorelowana z rentownością. Według ESH rynki skoncentrowane to takie rynki, na których działają wysoce efektywne firmy (banki). Jednak, wyższe zyski przedsiębiorstw o wysokich udziałach w rynku wynikają nie z ich siły (wielkości), lecz z wyższej efektywności, która kreuje ich siłę. Należy jednak zauważyć że teoria ESH została poddana krytyce przez niektórych ekonomistów którzy wykazali, że ma ona słabe podstawy teoretyczne i empiryczne, ponieważ skoncentrowane rynki są raczej relatywnie mniej efektywne.

Zarówno w modelu SCP, jak i w modelu ESH, miary poziomu koncentracji (tzn.  $CR_k$ <sup>7</sup> oraz indeksy Herfindahla-Hirschmana (HHI)<sup>8</sup>) są wykorzystywane do objaśniania przyczyn zachowań niekonkurencyjnych i również traktowane jako miary skutków niejednakowej efektywności uczestników rynku<sup>9</sup>. W modelach SCP, jak i w modelu ESH, badania empiryczne polegały na przyjmowa-

<sup>7</sup>  $CR_k$  oznaczają odpowiednio udział w rynku  $k$  największych banków np. w aktywach.

<sup>8</sup> HHI jest definiowany jako suma kwadratów udziałów w rynku poszczególnych banków np. w kredytach brutto, aktywach, depozytach.

<sup>9</sup> Pawłowska (2005), s. 12.

niu określonej początkowej struktury rynkowej, a następnie na formułowaniu i testowaniu hipotez w oparciu o znak i wielkość poszczególnych parametrów w modelach. W konsekwencji takiej metodyki w modelach strukturalnych struktura rynkowa, określająca zachowanie firm, była przyjmowana zwykle jako zmienna egzogeniczna.

Motywacją dla nowej analitycznej teorii konkurencji, rozwijającej się na początku lat 70. (NEIO), było wyabstrahowanie struktury rynkowej jako zmiennej endogenicznej. Autorzy nowej teorii zajmującej się organizacją rynku i konkurencją stwierdzili, iż forma rynkowa ustala się w sposób ewolucyjny i jest zależna od wielu charakterystyk rynku oraz strategicznych zachowań samych przedsiębiorstw/banków. Według NEIO koncentracja jest zmienną endogeniczną, i zależy od z egzogenicznych z punktu widzenia przedsiębiorstwa zachowań poszczególnych uczestników rynku (Bresnahan (1989)).

W metodach opartych na NEIO nie bierze się pod uwagę kierunku zmian poziomu koncentracji i uważa się, że poziom konkurencji nie zawsze jest zależny od miar koncentracji, ważniejsze są natomiast inne charakterystyki rynku, takie jak dynamiczne bariery wejścia i wyjścia. Według nowej teorii konkurencji NEIO intensywność konkurencji należy oceniać łącznie: stopień koncentracji oraz zakres możliwości wchodzenia do danej gałęzi, określony przez dynamiczne bariery wejścia. Dlatego też do pomiaru poziomu konkurencji rezygnuje się z wykorzystania strukturalnych miar koncentracji.

W teorii zaliczanej do modeli niestrukturalnych, teorii rynków kontestowanych (*contestable markets theory (CMT)*), po raz pierwszy zaproponowanej przez Baumola (1982) autorzy *explicite* biorą pod uwagę strategiczne zachowania firm/banków oraz istnienie potencjalnej konkurencji. Według CMT brak barier wejścia i wyjścia zmusza istniejącą już firmę do wzięcia pod uwagę możliwości kolejnych wejść na rynek (potencjalnej konkurencji)<sup>10</sup>.

Do metod opartych na nowej teorii organizacji rynku i konkurencji NEIO zalicza się metodę Iwata (1974), metodę Bresnahana (1989) i Lau (1982), metodę Panzara i Rosse'a (P-R) (1987). Również w ramach teorii NEIO rozwijają się badania empiryczne z wykorzystaniem indeksu Lerner'a (1934) w oparciu o oligopolistyczny model Montiego i Kleina<sup>11</sup>.

W badaniach konkurencji w sektorze bankowym oprócz szeroko wykorzystywanej miary Panzara i Rosse'a (1987) i indeksu Lerner'a, jest również stosowany tzw. wskaźnik Boone'a, zaproponowany przez Boone'a (2000), który opiera się na hipotezie ESH.

### 1.1. Metoda Panzara i Rosse'a

Metoda Panzara i Rosse'a (P-R) pozwala na podział struktury organizacyjno-produkcyjnej rynku na: monopol lub oligopol, konkurencję monopolistyczną

<sup>10</sup> Łyszkiewicz (2002), s. 266.

<sup>11</sup> Freixas i Rochet (2008), s. 72-73.

oraz konkurencję doskonałą<sup>12</sup>. Metoda P-R powstała w oparciu o model oligopolu<sup>13</sup> w stanie długookresowej równowagi (*long-run competitive equilibrium*)<sup>14</sup>. Zgodnie z tym założeniem, zyski stabilizują się na poziomie zerowym a w długim okresie firmy będą wchodziły na rynek dopóki będą ku temu przesłanki, dla każdej firmy z gałęzi przychód krańcowy jest równy kosztom krańcowym. W związku z tym w warunkach równowagi długookresowej każda firma maksymalizuje swoje zyski a liczba banków na rynku ( $N$ ) jest ustalona przez dynamiczne bariery wejścia<sup>15</sup>. Ponadto bank operuje jako pośrednik finansowy (*financial intermediary*) zgodnie z podejściem zaproponowanym przez Sealey'a i Lindley'a (1977)<sup>16</sup>.

Zgodnie z metodą P-R, siła rynkowa wyraża miarę, która określa w jakim zakresie zmiana cen nakładów banku  $\partial w_{k_i}$  ma odzwierciedlenie w zmianie przychodów  $\partial R_i^*$  uzyskanych przez  $i$ -ty bank. Opierając się na powyższych założeniach, Panzar i Rosse zdefiniowali miarę konkurencji jako wartość sumy elastyczności funkcji przychodu, znaną w literaturze jako miarę Panzara i Rosse'a (1987)<sup>17</sup> i oznaczoną przez  $H$  (por. równanie 1).

$$(1) \quad \sum_{k=1}^m \frac{\partial R_i^*}{\partial w_{k_i}} * \frac{w_{k_i}}{R_i^*}$$

Estymowana statystyka  $H$  przybiera wartości z przedziału  $(-\infty, 1)$ . Na podstawie poziomów jej wartości różnicuje się strukturę organizacyjno-produkcyjną rynku na: monopol lub oligopol, konkurencję monopolistyczną, konkurencję doskonałą (por. tabela 1). W warunkach równowagi długookresowej, jeśli na rynku panuje konkurencja doskonała, to miara  $H$  jest równa jedności. W warunkach konkurencji monopolistycznej miara  $H$  przyjmuje wartości z przedziału otwartego od zera do jedności  $(0, 1)$ . Natomiast zerowa lub ujemna wartość miary  $H$  oznacza występowanie monopolu<sup>18</sup>. Rosnąca wartość miary  $H$  oznacza rosnący poziom konkurencji sektora bankowego<sup>19</sup>.

<sup>12</sup> Pierwszy model opisany przez Panzara i Rosse'a dotyczył tylko identyfikacji monopolistycznej struktury rynkowej, por. Panzar i Rosse (1987), s. 446. Następnie model P-R został poszerzony o inne struktury rynku, por. Vesala (1995).

<sup>13</sup> Model oligopolu dla  $n$  firm w warunkach równowagi Cournota.

<sup>14</sup> W stanie długookresowej równowagi zyski ekonomiczne zostają zepchnięte do zera przez działalność nowo wchodzących firm.

<sup>15</sup> Gałęzie w długookresowej równowadze (o zyskach nadzwyczajnych zerowych) uznaje się za gałęzie dojrzałe.

<sup>16</sup> Na podstawie powyższego założenia definiowane są trzy nakłady banku: fundusze, praca i kapitał.

<sup>17</sup> Bikker (2004), s. 85-86.

<sup>18</sup> Por. Pawłowska (2005), s. 32.

<sup>19</sup> Koutsomanoli-Fillipaki i Staikouras (2004), s. 22.

Tabela 1  
Interpretacja miary H

Wartość H	Struktura rynku
$H \leq 0$	Monopol lub oligopol
$0 < H < 1$	Konkurencja monopolistyczna
$H = 1$	Konkurencja doskonała
Wartość H	Test równowagi
$H < 0$	Stan nierównowagi
$H = 0$	Równowaga

Źródło: opracowanie własne na podstawie Bikker (2004), s. 87.

Metoda P-R w badaniach empirycznych została po raz pierwszy wykorzystana przez Shaffera (1989) do pomiaru konkurencji banków amerykańskich w Nowym Yorku, oraz przez Nathana i Neave'a (1989) do pomiaru konkurencji w kanadyjskim sektorze bankowym. Natomiast Molyneux i in. (1994) zastosowali po raz pierwszy metodę P-R do pomiaru konkurencji w europejskich sektorach bankowych.

Należy jednak zauważyć, że wynik pomiaru konkurencji metodą Panzara i Rosse'a zależy od doboru zmiennej objaśnianej oraz od jej skalowania. W pracach z ostatnich lat, dotyczących pomiaru konkurencji w sektorach bankowych (Bikker, Spierdijk, Finnie, (2006), Bikker, Spierdijk (2008)) wykazano, że miary poziomu konkurencji (szczególnie w krajach gdzie banki mają bardzo duże aktywa) były systematycznie przeszacowane z powodu skalowania zmiennej objaśniającej, które zmienia postać równania funkcji przychodu, na cenę w modelu P-R<sup>20</sup>, lub niewłaściwego jej doboru (Bikker i in. 2006).

## 1.2. Indeks Lerner

Kolejną miarą wykorzystaną w analizie konkurencji był indeks Lerner (1934); indeks Lerner mierzy tzw. marżę monopolisty. Zgodnie z indeksem Lerner, siła rynkowa monopolisty zależy od elastyczności cenowej popytu rynkowego.

$$(2) \quad L = \frac{1}{|e|} = \frac{p - MC}{p}$$

gdzie:

$p$  – cena rynkowa,

$MC$  – koszt krańcowy,

$e$  – cenowa elastyczność popytu.

<sup>20</sup> Przychód odsetkowy/aktywa -  $\ln(II/A)$  „cena”, przychód odsetkowy -  $\ln(II)$  „przychód”.

W przypadku konkurencji doskonałej, cena  $p$  równa jest kosztowi krańcowemu MC, indeks Lerner  $L = 0$  (firmy w konkurencji doskonałej nie mają żadnej siły rynkowej). Dodatnie wartości indeksu Lerner  $L$ , wskazują na istnienie siły rynkowej. Im większa wartość, tym większa siła rynkowa przedsiębiorstwa/banku i mniejsza konkurencja na rynku. W przypadku monopolu, indeks Lerner wynosi  $L = 1/e$ , gdzie  $e$  to wartość cenowej elastyczności popytu. Indeks Lerner nigdy nie przekracza 1, ponieważ koszt krańcowy MC jest zawsze nieujemny. Indeks Lerner  $L$  przybiera wartości z przedziału  $(0,1)$ .

Pomiar indeksu Lerner w sektorze bankowym jest oparty o model bankowości monopolistycznej Montiego i Kleina rozszerzony o przypadek niedoskonałej konkurencji Cournota, zgodnie z którym wrażliwość oprocentowania depozytów i kredytów na zmiany stóp rynku międzybankowego (kontrolowanych przez bank centralny)<sup>21</sup> zależy od ilości banków. Aby to wykazać, zakłada się że na rynku funkcjonuje  $N$  uczestników rynku (banków) oraz że każdy bank maksymalizuje zyski.

Funkcja zysku banku z wykorzystaniem modelu Montiego i Kleina przybiera następującą postać:

$$(3) \quad \pi(D, L) = (r_L(L) - r) * L + (r - r_D(D)) * D - C(D, L)$$

gdzie:

$r_L$  - stopa oprocentowania kredytów,

$L$  - wielkość kredytów,

$r_D$  - stopa oprocentowania depozytów,

$D$  - wielkość depozytów,

$r$  - stopa procentowa na rynku międzybankowym.

Założenie o maksymalizacji zysku można zapisać w następujący sposób w odniesieniu do kredytów oraz depozytów:

$$(4) \quad \frac{\partial \pi}{\partial L} = \frac{\partial r_L}{\partial L} L + r_L - r - \frac{\partial C}{\partial L} = 0 \rightarrow \frac{\left[ r_L^* - r - \frac{\partial C}{\partial L} \right]}{r_L^*} = \frac{1}{Ne_L}$$

$$(5) \quad \frac{\partial \pi}{\partial D} = \frac{\partial r_D}{\partial D} D + r - r_D - \frac{\partial C}{\partial D} = 0 \rightarrow \frac{\left[ r - r_D^* - \frac{\partial C}{\partial D} \right]}{r_D^*} = \frac{1}{Ne_D}$$

gdzie:

$e_D$  i  $e_L$  to odpowiednio elastyczności cenowe popytu dla depozytów i kredytów,

$N$  - ilość uczestników rynku np. banków.

<sup>21</sup> Freixas i Rochet (2008), s. 72-73.

Wzory 4 i 5 stanowią odpowiednik indeksu Lerner'a w sektorze bankowym. Ważną rzeczą, jaką należy zauważyć w odniesieniu do równań 4-5 jest fakt, że reakcja oprocentowania kredytów i depozytów na zmianę oprocentowania na rynku międzybankowym zależy od stopnia konkurencji na tym rynku opisanego liczbą działających banków.

### 1.3. Metoda Boone'a

Metoda Boone'a opiera się na hipotezie tzw. efektywnej struktury rynkowej (ESH) polegającej na założeniu, że firmy bardziej efektywne (o niższych kosztach krańcowych) posiadają większą siłę rynkową i dlatego osiągają większe zyski. Efekt ten jest tym silniejszy, im poziom konkurencji jest wyższy. Zależność tę można zapisać następującym równaniem:

$$(6) \quad \ln s_{it} = \alpha_t + \beta \ln MC_{it}$$

gdzie:

$s_{it}$  – siła rynkowa firmy zdefiniowana jako udział w rynku firmy  $i$  (banku  $i$ ) w okresie  $t$ ,

$MC_{it}$  – koszt krańcowy banku  $i$  w okresie  $t$ ,

$\beta$  – szacowany wskaźnik Boone'a.

Miarą poziomu konkurencji jest parametr  $\beta$ , który osiąga wartości mniejsze od zera. Im poziom konkurencji jest wyższy, tym wartość bezwzględna ujemnego parametru  $\beta$ , określająca wskaźnik Boone'a jest większa<sup>22</sup>.

## 2. Wyniki pomiaru konkurencji w europejskich sektorach bankowych – przegląd literatury

W obszarze badawczym dotyczącym analizy konkurencji przeprowadzone badania empiryczne (*cross-country*) dotyczyły głównie zagadnień wpływu konkurencji w sektorze finansowym na jego stabilność, na dostęp do finansowania zewnętrznego oraz na rozwój gospodarczy. Badano również związek między koncentracją rynku a poziomem konkurencji.

Utworzenie strefy euro było wyzwaniem dla analityków zajmujących się badaniem poziomu konkurencji. Oczekiwano, że wejście do strefy euro podniesie poziom konkurencji w sektorze finansowym, wywrze nacisk na zyskowność banków, co spowoduje wzrost efektywności instytucji finansowych (EBC 1999). Wykazywano, że wejście do strefy euro zmieni pozycję banku jako głównego pośrednika finansowego (*disintermediation*), co może powodować zmiany w wyniku finansowym i spowoduje wzrost presji konkurencyjnej od strony rynku

<sup>22</sup> Leuvensteijn i in. (2007), s. 9-12.



kapitałowego (McCauley i White 1997). W obliczu tych wyzwań, systemy bankowe krajów strefy euro podejmowały odpowiednie strategiczne działania zaradcze polegające na wzroście efektywności, m.in. poprzez usprawnianie jakości usług, obniżanie kosztów, rozwój alternatywnych źródeł przychodów poprzez ekspansję geograficzną (EBC 1999). Banki angażowały się w fuzje i przejęcia, w szczególności transgraniczne (*cross-border*)<sup>23</sup> i sojusze strategiczne. Największe nasilenie fuzji odnotowano tuż po przyjęciu euro, zaś w kolejnych latach tempo konsolidacji spadło (ale przez cały czas obserwowano zmniejszanie się liczby instytucji finansowych w strefie euro). Ostatnio z uwagi na skutki kryzysu finansowego nastąpiła kolejna faza fuzji<sup>24</sup>.

Należy jednak zauważyć, że liczba opracowań empirycznych dotyczących wyłącznie zmian konkurencji sektora finansowego w Unii Gospodarczej i Walutowej (*ex post*) w oparciu o metody ilościowe jest niewielka, a badania panelowe (*cross-country*) są ciągle we wstępnej fazie rozwoju i nie sformułowano jeszcze jednoznacznych wniosków. Natomiast większość dotychczas napisanych prac dotyczy szerokiego problemu integracji finansowej.

Wykorzystując model P-R, Claessens i Laeven (2004) na podstawie analizy poziomu konkurencji (*cross-country*) m. in. w sektorach bankowych krajów UE-15 i UE-10 (w latach 1994-2001) stwierdzili, że nie ma jednoznacznych związków między wzrostem koncentracji a spadkiem poziomu konkurencji. Istotnymi czynnikami są bariery wejścia. Podobne wyniki otrzymali Hempell (2002) dla niemieckiego, a Coccorese (2004) dla włoskiego sektora bankowego.

Gelos i Roldos (2002) analizując poziom konkurencji w gospodarkach w okresie transformacji (1994-2000), stwierdzili, że mimo spadku liczby banków w analizowanym okresie poziom koncentracji nie wzrósł, ale również nie obniżył się poziom konkurencji. Zdaniem autorów negatywne dla konkurencji efekty związane z konsolidacją w analizowanych krajach (m.in. w Polsce), były dotychczas neutralizowane przez zwiększanie udziału w rynku kapitału zagranicznego. W badaniu tym autorzy jednak wskazują na fakt, że proces konsolidacji, szczególnie w Europie Środkowej, nie był jeszcze zamknięty i trudno jest zatem formułować jednoznaczne wnioski.

Analizę przekrojową (*cross-country*) dla krajów Europy Środkowej i Wschodniej przeprowadzili również Philippatos i Yildirim (2003) w latach 1993-2000 oraz Koutsomanoli-Fillipaki i Staikouras (2006) w latach 1998-2002. Wyniki przeprowadzonych analiz wskazały w większości analizowanych sektorów bankowych krajów Europy Środkowej i Wschodniej na konkurencję monopolistycz-

<sup>23</sup> W 2005 r. transakcje *cross-border* stanowiły 51% całości transakcji M&A - z powodu fuzji Unicreditu i HypoVerensbanku, ABN Amro i Banca Antonveneta oraz Swedbanku i Hansabanku.

<sup>24</sup> Z uwagi na to, że kryzys finansowy 2008 r. jeszcze się nie zakończył, nie stanowi ona przedmiotu badań.

ną. Ponadto, Koutsomanoli-Fillipaki i Staikouras (2006) stwierdzili, że jedynie w krajach UE-10 w latach 1998-2002 niższe bariery wejścia na rynek oraz wzrost udziału kapitału zagranicznego spowodowały, że wzrost koncentracji nie wywołał w analizowanym okresie spadku poziomu konkurencji.

Inne rezultaty badań przedstawili Bikker i in. (2007) oraz Bikker i Spierdijk (2008), którzy jako pierwsi dokonali analizy zmian konkurencji (*cross-country*) 101 krajów w okresie ostatnich piętnastu lat. Autorzy wykazali znaczące zmiany w poziomie konkurencji w analizowanych krajach. Ponadto, wykazali spadek konkurencji w sektorach bankowych gospodarek zachodnich (w szczególności w krajach strefy euro), natomiast wzrost konkurencji w sektorach bankowych krajów Europy Wschodniej. Według Bikkera i Spierdijka załamanie tendencji wzrostowej miar konkurencji w latach 2001-2002, a następnie ich spadek, był spowodowany opóźnioną odpowiedzią na wprowadzenie „wirtualnego” euro w 1999 r. Jednak zdaniem autorów, wprowadzenie euro spowodowało wzrost konkurencji na rynku finansowym, m.in. poprzez wzrost konkurencji na rynku kredytowym, ponieważ zmieniło rodzaj usług prowadzonych przez banki i spowodowało ożywienie na rynku kapitałowym<sup>25</sup>. Wprowadzenie euro zmieniło zatem rolę banku jako tzw. pośrednika finansowego, który był wcześniej głównym usługodawcą w finansowaniu przedsiębiorstw w krajach strefy euro.

Wykorzystując indeks Lerner’a, Angelini i Cetorelli (2003) wykazali wzrost konkurencji mimo wzrostu koncentracji we włoskim sektorze bankowym (siła rynkowa spadała w latach 1984-1997), Maudos i de Guevara (2004) wykazali wzrost konkurencji mimo wzrostu koncentracji (siła rynkowa w Niemczech i Anglii spadała w latach 1992-1999). Natomiast Maudos i de Guevara (2007) w latach 1986-2002 wykazali spadek siły rynkowej od połowy lat dziewięćdziesiątych w hiszpańskim sektorze bankowym.

Wzrost konkurencji na rynku kredytowym w krajach strefy euro wykazali w swoim artykule Leuvensteijn i in. (2007) wykorzystując metodę zaproponowaną przez Boone’a. Według autorów wzrost konkurencji na rynku kredytowym w krajach strefy euro był spowodowany m.in. poprzez wzrost konkurencji na rynku kredytowym – m.in. poprzez wzrost emisji obligacji korporacyjnych i ożywienie na rynku kapitałowym.

### **3. Determinanty zmian konkurencji w polskim sektorze bankowym w latach 1997-2008**

System finansowy w Polsce oparty jest głównie na bankach komercyjnych, których udział w aktywach całego sektora finansowego wynosi ok. 70%. Systematycznie rośnie, choć nadal jest niewielka, rola innych instytucji finansowych.

<sup>25</sup> Należy zauważyć, że po utworzeniu wspólnej waluty – euro, nastąpił gwałtowny wzrost emisji obligacji korporacyjnych: z 30 mld euro w roku 1999 do 170 mld euro trzy lata później (głównie ze względu na wzrost płynności oraz wzrost konkurencji w sektorze pośredników finansowych). Por. EBC (2007), s. 20.

Lata 1997-2008 to okres szybkich zmian w polskim sektorze bankowym. Banki starały się formułować nowe strategie rozwoju w celu osiągnięcia jak najlepszych wyników finansowych i poprawy swojej pozycji konkurencyjnej. Można wymienić następujące czynniki wpływające na zmiany konkurencji w polskim sektorze bankowym w analizowanym okresie:

- globalizacja i deregulacja,
- powstanie strefy euro,
- przekształcenia własnościowe, wzrost koncentracji z uwagi na wzrost fuzji i przejęć,
- integracja europejskiego rynku finansowego i przystąpienie Polski do UE,
- postęp w technologiach informatycznych, w tym innowacje w sektorze finansowym,
- kryzys finansowy.

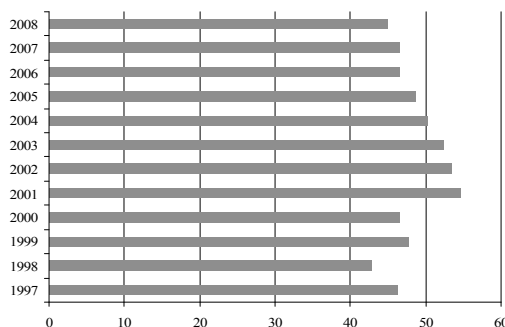
Globalizacja i deregulacja nasiliła proces fuzji i przejęć, którym sprzyjał szybki rozwój technologiczny. W pierwszej połowie lat 90. głównym mechanizmem konsolidacji było przejmowanie przez silne banki innych banków będących w złej sytuacji finansowej, zaś od roku 1997 do 2001 następowały fuzje i przejęcia banków w wyniku przekształceń własnościowych. W latach 2002-2007 nastąpiło osłabienie tempa konsolidacji, które ponownie wzrosło w 2008 r. z uwagi na kryzys finansowy. Należy jednak zauważyć, że procesy konsolidacyjne występujące w polskim sektorze bankowym były w dużej mierze naturalną konsekwencją wcześniejszej prywatyzacji banków krajowych oraz nasilających się fuzji w krajach strefy euro (z uwagi na fakt, że zagraniczny kapitał w bankach działających na terenie Polski w dużej mierze pochodzi z krajów strefy euro). Udział banków z przewagą kapitału zagranicznego na koniec 2008 r. wyniósł ok. 70 %, podczas gdy na koniec 1997 r. wynosił ok. 15 %. Analizując przemiany własnościowe zachodzące w polskim sektorze bankowym na przestrzeni ostatnich lat, należy podkreślić stabilizację udziału kapitału zagranicznego od 2000 r.<sup>26</sup>

Konsolidacja w polskim sektorze bankowym spowodowała spadek liczby banków<sup>27</sup> oraz zmiany koncentracji (por. wartości wskaźnika  $CR_5$  wykres 1). Badając zmienność wskaźnika koncentracji  $CR_5$  w polskim sektorze bankowym należy zauważyć, że w części analizowanego okresu (1998-2001) wskaźniki te wykazują tendencję wzrastającą. Wzrostowi wskaźnika koncentracji sprzyjały fuzje i przejęcia realizowane przez duże banki. Z kolei, spadek wskaźników koncentracji był spowodowany spowolnieniem procesu konsolidacji i wolniejszym rozwojem dużych banków.

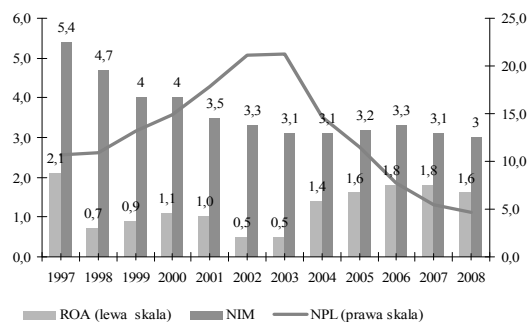
<sup>26</sup> por. NBP, Sytuacja Finansowa Banków, Synteza, 1998, KNF, 2008.

<sup>27</sup> W 2008 r. działało w Polsce 70 banków komercyjnych, w tym 18 oddziałów instytucji kredytowych. W 1997 r. liczba banków komercyjnych wynosiła 81 (por. NBP, Sytuacja Finansowa Banków, Synteza, 1998, KNF, 2008).

Wykres 1  
Wartości wskaźnika CR5 (1997-2008)



Wykres 2  
Wskaźniki ROA, NIM i NPL polskich banków komercyjnych (1997-2008)



Źródło: NBP, KNF.

Ważnym czynnikiem (może najważniejszym), który wpływał na poziom konkurencji polskiego sektora bankowego w analizowanym okresie, było przystąpienie Polski do Unii Europejskiej. W związku z akcesją, nastąpiła harmonizacja polskiego prawa finansowego z regulacjami w Unii Europejskiej. Należy zauważyć, że z dniem wejścia Polski do UE nastąpiło usunięcie jednej z barier wejścia<sup>28</sup> dla unijnych banków, poprzez wprowadzenie w Polsce prawa jednego paszportu<sup>29</sup>.

Lata 1997-2008 to również rozwój technologii elektronicznej w bankowości. Dzięki nowym rozwiązaniom technicznym banki były w stanie podnieść jakość dokonywanych operacji, usprawnić procedury rozliczeniowe oraz przyspieszyć obrót środków pieniężnych. W ostatniej dekadzie rozwiązania techniczne (w tym rozwój technologii IT i sieci Internet) stały się jednym z ważnych czynników wewnętrznych, umożliwiających bankom doskonalenie ich systemów zarządzania. Ponadto przyczyniły się do tworzenia nowoczesnych produktów bankowych i kanałów ich dystrybucji. Nowoczesne technologie informatyczne przyczyniły się do obniżenia kosztów operacyjnych, oraz pozwoliły na konstrukcje nowoczesnych modeli scoringowych. Rozwiązania techniczne m.in. takie jak Internet, spowodowały zmniejszenie się barier wejścia na rynek i wzrost konkurencji (Bikker i Bos, 2005) poprzez możliwość rozwoju bankowości internetowej.

Kolejnym ważnym czynnikiem który miał wpływ na funkcjonowanie banków komercyjnych i poziom konkurencji w sektorze bankowym był wybuch

<sup>28</sup> Bikker i Bos (2005), s. 39.

<sup>29</sup> Zgodnie z zasadą jednego paszportu, instytucja kredytowa, która otrzymała licencję bankową w dowolnym kraju UE, może podejmować i prowadzić działalność na terytorium innego kraju członkowskiego, bez ponownego przechodzenia procedury licencyjnej. Zobowiązana jest jedynie do zawiadomienia nadzoru bankowego państwa goszczącego o zamiarze podjęcia działalności na jego terytorium. Por. NBP (2004).

światowego kryzysu finansowego w 2007 r., którego efekty w Polsce zaczęły być widoczne dopiero w 2008 r. (po bankructwie banku inwestycyjnego Lehman Brothers). Początkowo kryzys w Polsce dotknął głównie rynek kapitałowy i przejawiał się w silnych spadkach na rynku akcji<sup>30</sup>, ale już pod koniec 2008 r. w Polsce pojawiły się sygnały słabnięcia koniunktury gospodarczej, m.in. nastąpiło wyraźne zmniejszenie tempa wzrostu wyników finansowych sektora przedsiębiorstw, doszło do bardzo silnych zaburzeń w funkcjonowaniu rynków, gwałtownego wzrostu awersji do ryzyka oraz redukcji dostępu do kredytu i wzrostu kosztów finansowania. Powyższe czynniki spowodowały spadek wyników banków komercyjnych w IV kwartale 2008 r.<sup>31</sup> W 2008 r. porównaniu z 2007 r. nastąpił spadek wskaźnika kredytów zagrożonych (NPL) oraz spadek rentowności mierzonej wskaźnikami rentowności aktywów (*return on assets* »ROA«) (por. wykres 2). W 2008 r. banki z jednej strony zaczęły zaostrzać warunki kredytowania, ale z drugiej strony zabiegały o depozyty. Z uwagi na spadek zaufania na rynku międzybankowym, taka tendencja utrzymywała się również w 2009 r.

## 4. Analiza poziomu konkurencji polskiego sektora bankowego w latach 1997-2008, wyniki empiryczne

### 4.1. Wyniki pomiaru konkurencji metodą P-R

W celu estymacji poziomu konkurencji w polskim sektorze bankowym, przeprowadzono badanie panelowe na danych rocznych z bilansów i rachunków wyników banków komercyjnych dla lat 1997-2008<sup>32</sup>. Statystykę H dla polskiego sektora bankowego (wartości elastyczności funkcji przychodu), oszacowano na podstawie poniższego równania:

$$(7) \quad \ln II_{it} = c_i + a_1 * \ln w_{lit} + a_2 * \ln w_{pit} + a_3 * \ln w_{cit} + a_4 * (OI/II)_{it} + \sum_{j=1}^n b_j * oth_{it} + \sum_{l=1}^L \alpha_l D_l + e_i$$

gdzie zmienna zależna to<sup>33</sup>:

$II_{it}$  - (*interest incame*) przychód odsetkowy podzielony przez aktywa (II/A) lub przychód odsetkowy (II)<sup>34</sup>,

<sup>30</sup> Komisja Nadzoru Finansowego, Raport o sytuacji banków w 2007 roku, Warszawa 2008, s. 19.

<sup>31</sup> Jednak w całym 2008 r. banki osiągnęły wynik finansowy netto lepszy niż w 2007 r. (por. Komisja Nadzoru Finansowego, Raport o sytuacji banków w 2009 roku, Warszawa 2010, s. 35.

<sup>32</sup> Panel danych obejmował wszystkie banki komercyjne istniejące w danym okresie (1997-2008). Do obliczenia funkcji H wykorzystano odpowiednie wartości z bilansu banków komercyjnych oraz rachunku wyników. Dane obejmowały takie kategorie jak: aktywa, przychód odsetkowy, wynagrodzenia, kredyty zagrożone, aktywa trwałe, koszty odsetkowe, kredyty i inne wydatki.

<sup>33</sup> Odpowiednie zmienne zdefiniowano na podstawie pracy Gelos i Rodos (2002).

<sup>34</sup> Por. Pawłowska (2010), s. 105.

Ceny:

$w_{lit}$  - (*unit price of labour*) jednostkowa cena pracy, zdefiniowana jako:  

$$\frac{\text{koszty pracy}}{\text{aktywa}}$$

$w_{pit}$  - (*unit price of funds*) jednostkowa cena funduszy, zdefiniowana jako:  

$$\frac{\text{koszty odsetkowe}}{\text{depozyty}}$$

$w_{kit}$  - (*unit price of capital*) jednostkowa cena kapitału, zdefiniowana jako:  

$$\frac{\text{koszty kapitału}}{\text{aktywa trwałe}}$$

$oth_{it}$  – zmienna egzogeniczna NPL<sup>35</sup> (*size of nonperforming loans*),  $D_t$  - zmienne czasowe.  $a_1, a_2, a_3$ , - współczynniki regresji<sup>36</sup>.

Aby sprawdzić założenia metody P-R o długookresowej równowadze w polskim sektorze bankowym zastosowano test, wstawiając do równania (7) w miejsce zmiennej zależnej wskaźnik ROA dla lat 1997-2008 (wyniki powyższego testu zostały zaprezentowane w tabeli 3). Po podstawieniu za zmienną zależną ROA lub ROE, wartość statystyki  $H=0$  oznacza, że system bankowy jest w stanie długookresowej równowagi. Test ten łatwo przeprowadzić używając powyższych wskaźników, ponieważ w stanie równowagi długookresowej zyski są równe zeru oraz zarówno dla ROA, jak i dla ROE nie zależą od cen nakładów. Na podstawie przeprowadzonego testu Walda nie można odrzucić hipotezy o długookresowej równowadze w sektorze bankowym na konwencjonalnym poziomie istotności, co oznacza, że warunek stosowania metody Panzara i Rosse'a jest spełniony (por. tabela 3).

Tabela 3  
**Wartość testu Walda w celu stwierdzenia długookresowej równowagi w polskim sektorze bankowym w latach 1997-2008,  $H_0 : H=0, H_1 : H<0$**

ROA	Wartość testu Walda dla $H=0$
Wartość Statystyki H:	Probab.
0,073	0,3088

Źródło: obliczenia własne.

W celu przeanalizowania zmian poziomu konkurencji w polskim sektorze bankowym obliczono wartość funkcji statystyki H dla całego analizowanego

<sup>35</sup> Udział w aktywach należności zagrożonych od sektora niefinansowego: poniżej standardu, wątpliwych i straconych.

<sup>36</sup> Suma współczynników regresji ( $a_1+a_2+a_3$ ) wyznacza wartość statystyki H dla sektora banków komercyjnych.

okresu (lata 1997-2008) oraz czterech podokresów: dla lat 1997-1998 ( $H_1$ ), dla lat 1999-2003 ( $H_2$ ), dla lat 2004-2007 ( $H_3$ ), oraz dla lat 2004-2008 ( $H_4$ ). W badaniu obliczono wartości statystyki H: dla wszystkich banków komercyjnych, dla dwóch zmiennych objaśnianych (przychód odsetkowy podzielony przez aktywa (II/A) lub przychód odsetkowy (II)). Do estymacji elastyczności funkcji przychodu zastosowano model analizy danych panelowych w zależności od wartości testu Hausmana<sup>37</sup>.

Wartości statystyki H, określającej poziom konkurencji dla dwóch zmiennych objaśnianych dla lat 1997-2008 oraz dla poszczególnych okresów: 1997-1998, 1999-2003, 2004-2007 oraz 2004-2008 prezentuje tabela 4.

Tabela 4  
Wartości miary H dla banków komercyjnych działających w Polsce

		Banki komercyjne	
		ln(II/TA)	ln(II)
<b>1997 – 2008</b>	<b>H</b>	<b>0,63<sup>1</sup></b>	<b>0,23<sup>1</sup></b>
1997 – 1998	$H_1$	0,51 <sup>1</sup>	0,44 <sup>1</sup>
1999 – 2003	$H_2$	0,64 <sup>1</sup>	0,56 <sup>1</sup>
2004 – 2007	$H_3$	0,60 <sup>1</sup>	0,54 <sup>1</sup>
<b>2004 – 2008</b>	<b><math>H_4</math></b>	<b>0,55<sup>1</sup></b>	<b>0,22<sup>1</sup></b>

Źródło: obliczenia własne. <sup>1</sup>Hipoteza o  $H=0$  i  $H=1$  została odrzucona na poziomie ufności 99,9. (por. Pawłowska (2010)).

Na podstawie analizy danych z tabeli 4 można stwierdzić, że poziom konkurencji wskazuje na konkurencję monopolistyczną. Wartości statystyki H są wyższe gdy zmienna objaśniana jest skalowana przez aktywa (por. Bikker i in. (2006), s. 17).

O wzrastającym poziomie konkurencji w całym polskim sektorze bankowym może świadczyć również malejący poziom marży odsetkowej NIM (*net interest margin*)<sup>38</sup>. W polskim systemie bankowym, podobnie jak w innych krajach UE, można zaobserwować tendencję spadkową poziomu tego współczynnika, jakkolwiek w Polsce jest on nadal dwukrotnie wyższy niż średnia w UE-25<sup>39</sup>.

<sup>37</sup> Do estymacji współczynników analizy panelowej na niezbilansowanym panelu danych wykorzystano pakiet STATA 9.2.

<sup>38</sup> Wskaźnik marży odsetkowej netto jest obliczany jako iloraz dochodów odsetkowych netto i przeciętnego stanu aktywów w danym roku:

$$\text{marża odsetkowa} = \frac{\text{dochód odsetkowy netto}}{\text{aktywa}}$$

<sup>39</sup> W 2001 r. średnia marża odsetkowa netto dla krajów UE wynosiła 1,51%. Por. EBC (2003). W 2004 r. średnia marża odsetkowa netto dla Niemiec wyniosła 0,89%, dla Hiszpanii 0,95%, natomiast dla Włoch 2,48%. por. Banque de France Bulletin (2005).

Do zmniejszenia marży odsetkowej netto w analizowanym okresie, przyczynił się również spadek nominalnych stóp procentowych, będący efektem obniżania się wskaźnika inflacji.

Otrzymane wyniki analizy panelowej potwierdzają wcześniejsze wyniki innych autorów badających poziom konkurencji polskiego sektora bankowego, na podstawie danych z bazy BankScope. Byli to (m.in. Gelos i Roldos (2002), Koutsomanoli-Fillipaki i Staikouras (2004), Claessens i Laeven (2004), Utrero-González i Callado-Munoz (2007), Bikker i Spierdijk (2008)). Wyniki analizy panelowej dla polskiego sektora bankowego otrzymane przez powyższych autorów metodą P-R prezentuje tabela 5<sup>40</sup>. Należy zauważyć, że wartości statystyki - H wskazują, że poziom konkurencji polskiego sektora bankowego jest zbliżony do poziomu konkurencji panującego w krajach strefy euro (por. tabela 6).

Tabela 5  
Wartości statystyki-H dla polskiego sektora bankowego

	Lata	Wartości H
Claessens i Laeven (2004)	1994-2001	0,82
Gelos i Roldos (2002)	1994	0,54
Gelos i Roldos (2002)	1999	0,53
Bikker i Spierdijk (2008)	1992	0,45
Bikker i Spierdijk (2008)	2004	0,03

Źródło: Gelos i Roldos (2002), s. 47, Claessens i Laeven (2004), s. 573, Bikker i Spierdijk (2008), s. 26.

Tabela 6  
Wartości statystyki-H dla polskiego sektora bankowego

	Zmienna objaśniana	UE-15	UE-10
1998-2002 <sup>1</sup>	$\ln(\text{II}/\text{TA})$	H = 0.54	H = 0.78
1998-2002 <sup>1</sup>	$\ln(\text{TI}/\text{TA})$	H = 0.61	H = 0.46
1994 <sup>2</sup>	$\ln(\text{II})$	H = 0.87	H = 0.61
2004 <sup>2</sup>	$\ln(\text{II})$	H = 0.55	H = 0.55

Źródło: <sup>1</sup>Koutsomanoli-Fillipaki i Staikouras (2006), s. 39, <sup>2</sup>Bikker i Spierdijk (2008), s. 26.

#### 4.2. Wyniki pomiaru konkurencji polskiego sektora bankowego z wykorzystaniem indeksu Lerner'a

W celu oszacowania indeksu Lerner'a w polskim sektorze bankowym wykorzystano wzór (2) oraz panel danych rocznych z bilansów polskich banków oraz rachunków wyników, dla lat 1997-2008, tak jak w przypadku metody P-R.

<sup>40</sup> Jedynie Bikker i Spierdijk (2008) wykazali niższy poziom konkurencji dla polskiego sektora bankowego.



Do pomiaru kosztu krańcowego wykorzystano funkcję kosztów  $TC$  w postaci translogarytmicznej (Berger i Mester (1997)).

$$(8) \quad \ln TC = \beta_0 + \beta_1 \ln y + 1/2 * \beta_2 (\ln y)^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln W_j + \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \beta_{jk} \ln W_j \ln W_k + \sum_{j=1}^3 \gamma_j \ln y \ln W_j + v_{it} + z_i$$

Następnie estymowano koszt krańcowy  $MC$  jako pochodną funkcji kosztów względem  $y$ .

$$(9) \quad MC = \frac{TC}{y} \left( \beta_1 + \beta_2 (\ln y) + \sum_{j=1}^3 \gamma_j \ln W_j \right)$$

gdzie:

$W_j$  - ceny nakładów estymowane jak w przypadku modelu P-R, (*output*) przyjęto że  $y$  to aktywa poszczególnych banków.

Indeks Lerner'a szacuje się jako iloraz różnicy ceny rynkowej i kosztu krańcowego do ceny rynkowej (por. wzór 2). Za cenę rynkową ( $p$ ) w sektorze bankowym przyjęto przychód odsetkowy dzielony przez aktywa dla każdego banku  $i$  w okresie  $t$  (por. Angelini i Cetorelli, 2003).

Oszacowane wartości indeksu Lerner'a oraz kosztu krańcowego dla polskiego sektora bankowego prezentuje tabela 7. Wyniki pomiaru kosztu krańcowego wskazały na jego spadek w latach 1997-2008. Należy zauważyć, że w 2008 r. nastąpił wzrost indeksu Lerner'a świadczący o spadku konkurencji.

Tabela 7  
Wyniki estymacji indeksu Lerner'a dla polskiego sektora bankowego  
w latach 1997-2008

Rok	Std. Dev.	Indeks Lerner'a	Std. Dev.	MC	Liczba obserwacji
1997	0,425254	0,3802458	0,009015	0,07307695	83
1998	0,386123	0,3816084	0,008732	0,07155848	81
1999	0,340915	0,2866669	0,009159	0,06980097	73
2000	0,306847	0,4192944	0,008604	0,06887544	72
2001	0,684271	0,3019527	0,008770	0,06913474	70
2002	0,416789	0,0973307	0,008439	0,06642440	67
2003	1,695749	0,1360234	0,008662	0,06589605	59
2004	1,596667	0,1892985	0,008575	0,06461746	59
2005	0,862366	0,2846030	0,008973	0,06457389	58
2006	0,531301	0,2788467	0,008505	0,06336119	59
2007	1,031755	0,2591705	0,008568	0,06254121	60
2008	0,479565	0,3700726	0,008604	0,06174030	64

Źródło: obliczenia własne.

W celu określenia wpływu utworzenia strefy euro (w 1999 r.) oraz przystąpienia Polski do Unii Europejskiej (1 maja 2004 r.) na zmiany konkurencji, oszacowano średnie wartości indeksu Lerner'a w podziale na następujące lata:

1997-1998<sup>41</sup>, 1999-2003, 2004-2007, 2004-2008<sup>42</sup>. Oszacowane wartości indeksu Lerner dla poszczególnych okresów prezentuje tabela 8. Średnie wartości indeksu Lerner wykazują podobną tendencję jak miary P-R. W latach 1999-2003 poziom konkurencji w całym sektorze banków komercyjnych był wyższy niż w latach 1997-1998, o czym świadczy spadek siły rynkowej.

Tabela 8  
Wyniki estymacji indeksu Lerner dla polskiego sektora bankowego  
w latach 1997-1998, 1999-2003, 2004-2007, 2004-2008 oraz 1997-2008

Lata	Indeks Lerner	Std. Dev.
$L_1$ : 1997-1998	0,809356	0,4046345
liczba obserwacji	160	
$L_2$ : 1999-2003	0,2503539	0,9259546
liczba obserwacji	256	
$L_3$ : 2004-2007	0,2534153	1,066649
liczba obserwacji	229	
1997-2007	0,2839089	0,8487746
liczba obserwacji	723	
1997-2008	0,2909159	0,7528025
liczba obserwacji	787	
$H_0: L_1 = L_3$	p(F-test)	(0,0750)
$H_0: L_1 = L_2$	p(F-test)	(0,0392)
$H_0: L_2 = L_3$	p(F-test)	(0,4751)

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 9  
Wartości oszacowanego indeksu Lerner dla wybranych sektorów bankowych  
krajów UE

Rok	Hiszpania		Niemcy		Czechy	
	Indeks Lerner	CR5 (%)	Indeks Lerner	CR5 (%)	Indeks Lerner	CR5 (%)
1	2	3	4	5	6	7
1997	0,186	45,2	0,17	16,7	-	-
1998	0,209	44,6	0,16	19,2	-	-
1999	0,228	51,9	0,17	19,0	0,3076	-
2000	0,225	54,0	0,14	20,0	0,3111	-
2001	0,236	53,0	0,12	20,0	0,2912	68,4

<sup>41</sup> Okres przed wprowadzeniem euro.

<sup>42</sup> Okres po wejściu nowych 10 krajów do Unii Europejskiej (w tym Polski).

1	2	3	4	5	6	7
2002	0,249	53,0	-	20,0	0,1703	65,8
2003	-	43,1	-	21,6	0,4344	65,8
2004	-	41,9	-	22,1	0,4575	64,0
2005	-	42,0	-	21,6	0,4209	65,5

Źródło: EBC, Geuvara, Maudos, Perez (2007) s. 285, Podpiera, Weill, Schobert (2007), s. 90, Krahen, Schmidt (2004) s. 318.

Wyniki oszacowanego indeksu Lerner'a w sektorze bankowym Hiszpanii, Niemiec i Czech ilustruje tabela 9. Należy zauważyć, że w krajach o niższych miarach koncentracji indeks Lerner'a wskazuje na niższą siłę rynkową, czyli na wyższą konkurencję.

### 4.3. Wyniki pomiaru konkurencji polskiego sektora bankowego metodą Boone'a

Do pomiaru poziomu konkurencji w polskim sektorze bankowym metodą Boone'a (2000) wykorzystano równanie nr 6 oraz panel danych rocznych z bilansów banków komercyjnych i rachunków wyników dla lat 1997-2008<sup>43</sup>. Koszt krańcowy (MC) oszacowano zgodnie z równaniem nr 9, jak w przypadku pomiaru indeksu Lerner'a.

Wartość wskaźnika Boone'a oszacowanego dla polskiego sektora bankowego w latach 1999-2004 wskazywała na najwyższy poziom konkurencji. W 2008 r. poziom konkurencji mierzony wskaźnikiem Boone'a obniżył się (por. tabela 10).

Tabela 10  
Wartości wskaźnika Boone'a dla polskiego sektora bankowego

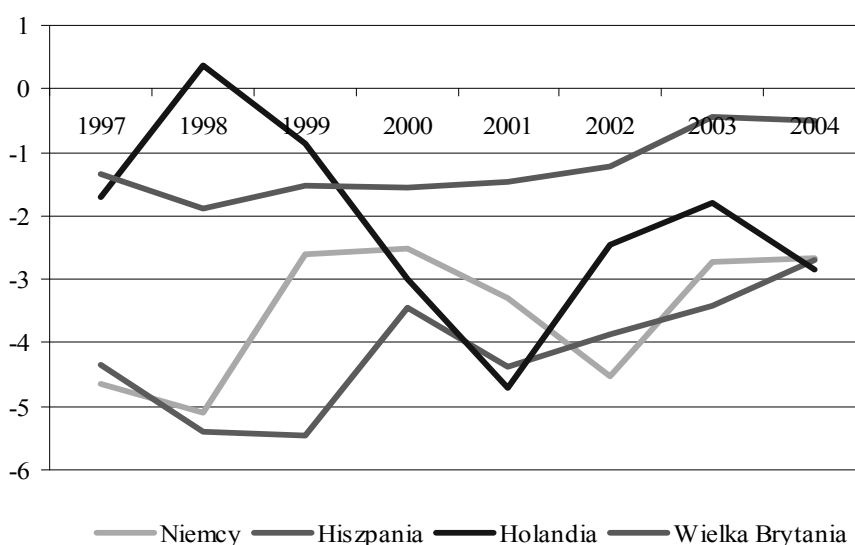
	$\beta$	(p value)	Liczba obserwacji	R <sup>2</sup>
1997	<b>-2,03161</b>	0,000	83	0,4626
1998	<b>-2,067177</b>	0,000	81	0,4519
1999	<b>-2,167101</b>	0,000	73	0,4225
2000	<b>-2,258926</b>	0,000	72	0,4717
2001	<b>-2,77255</b>	0,000	70	0,5260
2002	<b>-3,066105</b>	0,000	67	0,5252
2003	<b>-2,833276</b>	0,000	59	0,5326
2004	<b>-2,90092</b>	0,000	59	0,5399
2005	<b>-2,529311</b>	0,000	58	0,5133
2006	<b>-2,657654</b>	0,000	59	0,5280
2007	<b>-2,387205</b>	0,000	60	0,4275
2008	<b>-2,18581</b>	0,000	65	0,4759

Źródło: obliczenia własne.

<sup>43</sup> Panel danych obejmował wszystkie banki komercyjne istniejące w danym okresie (lata 1997-2008). Do estymacji wskaźnika Boone'a wykorzystano miary kosztu krańcowego (MC) banku i estymowane z wykorzystaniem wzoru nr 8.

Leuvensteijn i in. (2007) zastosowali metodę Boone'a do pomiaru poziomu konkurencji na rynku kredytów m.in. w krajach strefy euro (Niemiec, Włoch, Francji, Hiszpanii), krajów spoza strefy euro (m.in. Wielkiej Brytanii). W powyższym artykule wskazano również na różnice w poziomach konkurencji wśród krajów strefy euro (największy poziom konkurencji na rynku kredytowych stwierdzono w Niemczech i Hiszpanii, niższy we Francji i Włoszech (por. wykres 3).

Wykres 3  
Wyniki pomiaru konkurencji metodą Boone'a



Źródło: Leuvensteijn i in. (2007), s. 27-28.

## Zakończenie

Wyniki analizy empirycznej dotyczące polskiego sektora bankowego wykazały, że banki komercyjne w Polsce w latach 1997-2008 działały w warunkach konkurencji monopolistycznej. Poziom konkurencji w polskim sektorze bankowym był zbliżony do poziomu konkurencji występującego w sektorach bankowych krajów strefy euro (na co wskazywały wartości miary P-R). Wyniki pomiaru konkurencji wykorzystywanymi metodami (metodą P-R, indeksem Lenera oraz metodą Boone'a) wykazały wzrost konkurencji przed 2004 r. oraz spadek w 2008 r.

Impulsem wzrostu konkurencji w sektorze bankowym był proces przystąpienia Polski do Unii Europejskiej. Natomiast niewątpliwie na spadek konkurencji w 2008 r. miał wpływ światowy kryzys finansowy.

Przemiany zachodzące w analizowanym okresie zarówno w bankowości europejskiej, jak i w polskiej, były wynikiem oddziaływania wielu różnorodnych czynników m.in. takich jak: globalizacja, liberalizacja, deregulacja, postęp w dziedzinie technologii informatycznych, zmiany w popycie na usługi bankowe, postęp w integracji europejskiej, wdrażanie programu FSAP oraz wprowadzanie Nowej Umowy Kapitałowej (Basel II)<sup>44</sup>. Trudno jest zatem jednoznacznie stwierdzić, który z tych czynników miał najsilniejszy wpływ na efektywność i konkurencję polskiego sektora bankowego. Należy zauważyć, że w okresie kryzysu na rynku finansowym (kiedy rynek finansowy stał się mało przewidywalny) wskazanie determinant konkurencji polskiego sektora bankowego było jeszcze trudniejsze.

## Bibliografia

- Angelini P., Cetorelli N., *The effects of regulatory reform on competition in the banking industry*, „Journal of Money, Credit and Banking” 2003, No. 35.
- Banque de France Bulletin, Paris 2005, No. 142.
- Bain J.S., *Relation of profit rate to industry concentration: American manufacturing 1936-40*, „Quarterly Journal of Economics”, 1951, No. 65.
- Baumol W., *Contestable markets: an uprising in the theory of industry structure*, „American Economic Review” 1982, No. 72.
- Bhattacharya K., *How good is the BankScope database? A cross-validation exercise with correction factors for market concentration measures*, BIS Working Papers, 2003, No. 133.
- Berger A.N., Mester L.J., *Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions?*, The Wharton School University of Pennsylvania, 1997.
- Bikker J.A., *Competition and Efficiency in Unified European Banking Market*, Edward Elgar Publishing, USA 2004.
- Bikker J.A., Bos J.W.B., *Trends in Competition and Profitability in the banking Industry: A Basic Framework*, „SUERF Studies”, 2005 No. 2.
- Bikker J.A., Spierdijk L., Finnie P., *The impact of market structure, contestability and institutional environment on banking competition*, DNB Working Paper, 2007, No. 156.
- Bikker J.A., Leuvensteijn M., *An exploration into competition and efficiency in the Dutch life insurance industry*, DNB Working Paper, 2005.
- Bikker J.A., Spierdijk L., *How Banking Competition Changed over Time*, DNB Working Paper, 2008, No. 167.
- Boone J., *Competition*, CEPR Discussion Paper Series, 2002, No. 2636.
- Bresnahan T., *Empirical studies in industries with market power*. [w:] *Handbook of Industrial Organisation*, red. Schmelensee R., Willig R., 1989, Vol. II.

<sup>44</sup> Obecnie w związku z kryzysem finansowym trwają prace nad Basel III.

- Cabral, Dierick F., Vesala J., *Banking Integration in the euro area*, ECB Occasional Paper Series, 2002, No. 6.
- Coccorese P., *Banking competition and macroeconomic conditions: a disaggregate analysis*, „Journal of International Financial Markets. Institutions & Money”, 2004, No. 14.
- Cetorelli N., *Real Effects of Bank Competition*, „Journal of Money, Credit, and Banking”, 2004, Vol. 36, No. 3.
- Claessens S., Laeven L., *What drives bank competition? Same international evidence*. „Journal of Money, Credit, and Banking”, 2004, Vol. 36, No. 3.
- European Central Bank, *Possible Effects of EMU on the EU Banking Systems in the Medium to Long term*, Bulletin, 1999.
- European Central Bank, *Banking in the Euro Area: structural features and trends*, Bulletin, 2005
- European Central Bank, *EU Banking Sector Stability*, Bulletin, 2003.
- European Central Bank, *Consolidation and Diversification in the euro area banking sector*, Bulletin, 2005.
- European Central Bank, *Corporate finance in the euro area – including background material*, Occasional Paper, 2007, No. 63.
- European Central Bank, *EU Banking Structures*, Bulletin, 2008.
- Freixas X., Rochet J-CH., *Microeconomics of Banking*, The MIT Press, Cambridge, London, England, 2008.
- Gelos R.G., Roldos J., *Consolidation and Market structure in Emerging Market Banking Systems*, IMF Working Paper, 2002.
- Gutierrez de Rozas L., *Testing for Competition in the Spanish Banking Industry: the Panzar-Rosse Approach Revisited*, Banco de Espana, Documentos de Trabajo, 2007, No. 0726.
- Hempell H., *Testing for Competition among German Banks. Economic Research Centre*, Deutsche Bundesbank, Discussion Paper, 2002, No. 04/02.
- International Monetary Fund, *Global Financial Stability Report, Market Developments and Issues*, 2007.
- Iwata G., *Measurement of conjectural variations in oligopoly*, „Econometrica” 1974 No. 42.
- Komisja Nadzoru Finansowego, *Raport o Sytuacji banków w 2007 roku*, Warszawa 2008.
- Komisja Nadzoru Finansowego, *Raport o Sytuacji banków w 2009 roku*, Warszawa 2010.
- Koutsomanoli-Fillipaki N., Staikouras C.H., *Competition and concentration in the New European Banking Landscape* „European Financial Management”, 2006, t. 12, nr 3.
- Krahnen J.P., Schmidt R.H., *The German financial system Oxford*, Oxford University Press 2004.

- Lau L., *On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data*, „Economics Letters”, 1982, No. 10.
- Lane P.R., Wälti S., *The Euro and Financial Integration*, III Discussion Paper, 2006, No. 139.
- Leuvensteijn M. Bikker J.A., Rixtel A., Sørensen C.K., *A new Approach to measuring competition in the loan markets of the euro area*, European Central Bank Working Paper Series, 2007, No. 768.
- Lerner A., *The concept of monopoly and the measurement of monopoly Power*, „Review of Economic Studies” 1934, No.1.
- Łyszkiwicz W., *Industrial Organization, Organizacja Rynku i Konkurencja*, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa 2002.
- McCauley R.N., White W.R., *The Euro and European Financial Markets*, BIS Working Papers, 1997, No. 41.
- Mongelli F.P., Vega J.L., *What Effects is Emu Having on the Euro Area and its Member Countries? An Overview*, European Central Bank Working Paper Series, 2006, No. 559.
- Maudos J., de Guevara F., *Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union*, „Journal of Banking and Finance” 2004, No. 28.
- Maudos J., de Guevara, F., *The cost of market power in banking: social welfare loss vs. inefficiency cost*, „Journal of Banking and Finance”, 2007, No. 31(7).
- Molyneux P., Lloyd-Williams D., Thornton J., *Competitive conditions in European banking*, „Journal of Banking and Finance”, 1994, No.18.
- Maudos J., de Guevara F., *Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union*, „Journal of Banking and Finance” 2004, No. 28.
- Narodowy Bank Polski *Raport o Stabilności Systemu Finansowego, czerwiec 2001-grudzień 2002*, Warszawa 2003.
- Narodowy Bank Polski *Raport o Rozwoju Systemu Finansowego w 2007 r.*, Warszawa 2008.
- Nathan A., Neave, E. *Competition and contestability in Canada’s financial system: Empirical results*, „Canadian Journal of Economics”, 1989, No. 22.
- Panzar J.C., Rosse J.N., *Testing for “monopoly” equilibrium*, „Journal of Industrial Economics” 1987, No. 35.
- Pawłowska M., *Poziom konkurencji i efektywność a koncentracja na polskim rynku bankowym*, „Materiały i Studia”, NBP, 2005, nr 192.
- Pawłowska M., *Competition in the Polish Banking Sector*, „Gospodarka Narodowa”, 2010, nr 5-6.
- Podpiera A., Weill L., Schobert, F. *Market Power and Cost Efficiency in the Czech Banking Sector*, Czech National Bank Working Paper, 2007, No. 7.
- Sealey C.W., Lindley J.T., *Inputs, Outputs and Theory of Production and Cost Depository Financial Institutions*, „Journal of Finance”, Vol. 32.

- Shaffer S., *Competition in the US banking industry*, „Economics Letters”, 1989, No. 29.
- Utrero-González N., Callado-Munoz F.J., *Can Monetary union Enhance Banking Competition?: A Multicase Study*, „Journal of Economic Integration”, 2007, Vol. 22,.
- Vesala J., *Testing for competition in banking: behavioural evidence from Finland*, Bank of Finland Studies, 1995.
- Yildirim H.S., Philippatos G.C., *Competition and Contestability in Central and Eastern European Banking Markets*, „Managerial Finance”, 2007, Vol. 33, No. 3.

**Słowa kluczowe:** konkurencja; koncentracja; model Panzara-Rosse, metoda Boone’a, indeks Lerner’a.

## **Quantitative methods in Competition analysis in Polish banking sector**

### **Summary**

The purpose of the study was to estimate the degree of competition in the Polish banking sector between 1997 and 2008 with the use of three models: Panzar and Rosse (P-R) model, Lerner index and Boone’s method. Results of the quantitative analysis show that the level of competition in the Polish banking sector during the analysed period was similar to the that of other euro zone countries and indicated a monopolistic competition (in accordance with the results of the P-R model). In 2008, it was observed the decrease in competition in the Polish banking sector.

A strong driver for the competition growth in the banking sector was the process of Poland’s accession to the European Union. The P-R model, the Lerner index and the Boone method showed an increase in the competition before the accession to EU. The same channels (increase in mergers and acquisitions and deregulation) which affected changes in the competition of banking sectors in the euro zone countries, affected the Polish banking sector due to the involvement of capital from the euro zone.

**Key words:** competition, concentration, Panzar–Rosse model, Boone Indicator, Lerner index