

## DYNAMICZNE MODELE EKONOMETRYCZNE

VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 9-11 września 2003 w Toruniu  
Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

---

*Sylwester Bejger*

*Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu*

### Dynamiczny model metody CPM na bazie supergry

#### 1. Wstęp

Identyfikacja i pomiar siły rynkowej graczy w branży (na właściwie określonym rynku) jest bez wątpienia interesującym i ważnym z punktu widzenia teoretycznego jak i praktycznego polem badawczym współczesnej ekonomii<sup>1</sup>. Z dużą pewnością można stwierdzić, iż dopiero teoria gier niekooperacyjnych, której fundamentem są prace Nash'a dała ściśle podstawy stawianym w ramach badań hipotezom modelowym. Szczególne znaczenie w tym kontekście mają gry powtarzane z kompletną informacją, zwłaszcza zaś supergry. Gry takie w połączeniu z modyfikacją Seltena koncepcji równowagi Nash'a dla modeli dynamicznych, tj. równowagą Nash'a doskonałą dla podgier (dalej: równowaga NDP)<sup>2</sup> zapewniają poprawne formalnie i odpowiednie logicznie środowisko analizy obserwowalnych zachowań graczy rynkowych. Ważną metodologicznie, a fundamentalną w zakresie rozwoju teorii ekonomii przemysłu (a nawet szerzej, mikroekonomii) częścią teorii gier powtarzanych jest grupa tzw. twierdzeń ludowych ((Friedman 1971, Fudenberg, Maskin 1986, Benoit, J., Krishna, V. (1996)), konstytuująca formalnie hipotezę o możliwości istnienia „milczących zmów” między podmiotami rynkowymi o preferencjach z dyskontem<sup>3</sup>, w branżach o odpowiedniej strukturze.

W kontekście badań siły rynkowej graczy zasadnicze znaczenie ma właśnie istnienie równowag NDP gier powtarzanych cechujących się realizacją wyko-

---

<sup>1</sup> Więcej patrz: Bejger, S. (2001), Bruzda, J., Bejger, S., (2002), Bejger, S. (2003).

<sup>2</sup> Uogólnieniem pojęcia równowagi doskonałej dla podgier jest zdefiniowana w Kreps, D., Wilson, R. (1982) równowaga sekwencyjna (ang. *sequential equilibrium*). Jednak w aplikacjach natury ekonomicznej częściej spotykaną formą modyfikacji równowagi Nash'a dla gier dynamicznych jest w dalszym ciągu koncepcja Seltena, tym bardziej że w grach z doskonałą informacją równowaga sekwencyjna i doskonała są tożsame. Szerzej na ten temat: Myerson, R. B. (1997), str. 186

<sup>3</sup> Preferencje te są typowe dla graczy ekonomicznych. (przyp. autora).

nywalnego wektora wypłat, który jest silnie indywidualnie racjonalny<sup>4</sup> względem wektora wypłat dla profilu strategii w równowadze Nash'a gry składowej. Mając odpowiednie wsparcie teoretyczne głównym zadaniem badacza jest stwierdzenie na podstawie obserwowalnych danych (będących wiedzą wspólną graczy oraz obserwatora) czy i jak dużą siłą rynkową dysponują gracze. Z uwagi na chroniczny brak odpowiednich danych statystycznych, zadanie to nie jest łatwe. Metodą ekonometryczną, którą można uznać za najściślej związaną z teoretycznymi modelami odpowiednich gier jest metoda parametryzacji zachowania CPM (conduct parameter method) czyli metoda estymacji i testowania tzw. parametrów zachowania (konkurencyjnego) firmy lub branży  $\lambda$ . Najczęściej wykorzystywanym modelem równowagi częściowej, w którym zagnieżdża się parametry zachowania jest model typu Bresnahan – Lau (1982) (dalej: model BL)<sup>5</sup>.

Podstawowym, logicznym wręcz, mankamentem metody CPM jest to, iż bazując na modelach niekooperacyjnych gier statycznych, w których z definicji strategię (wybory) graczy nie są obserwowalne wprowadza on reakcje strategiczne<sup>6</sup>. W odpowiedzi na ten zarzut formułowane są hipotezy dotyczące poprawnej interpretacji modelu typu BL oraz interpretacji parametru  $\lambda$ :

- Model w metodzie CPM jest interpretowany jako „model w postaci zredukowanej dla pewnej (niemodelowanej *explicite*) oligopolistycznej gry dynamicznej” (Farrel, Shapiro, str. 120, przypis 27),
- Parametr zachowania powinien być interpretowany jako „parametr postaci zredukowanej, który jest wygodną statystyką podsumowującą intensywność rywalizacji (konkurencyjnej), która wynika z być może dużo bardziej skomplikowanych rodzajów zachowań” (Schmalensee, R. (1989), str. 650).

Nie ulega kwestii, iż badanie siły rynkowej za pomocą modelu typu BL (ogólnie: opartego na metodzie CPM) powinno opierać się na związku modelu empirycznego z właściwym modelem teoretycznym, który przewiduje dany rodzaj zachowania (równowagi). W zakresie dopuszczalnych regułami rynku interakcji strategicznych modelami takimi są niewątpliwie modele supergier. Dla proponowanej w niniejszym artykule procedury badawczej kluczowe jest stwierdzenie, iż model typu BL można interpretować jako zredukowaną postać modelu supergry. W kwestii tej najważniejsze wydają się trzy prace: Cabral, L.M.B. (1995), Pfaffermayr, M. (1999), Corts, K.S. (1999).

Celem niniejszego artykułu jest prezentacja metody identyfikacji pomiaru przeciętnego stopnia monopolizacji branży (lub odpowiednio przeciętnej siły rynkowej, będącej pochodną równowagi zmowy) na przykładzie polskiego sektora banków komercyjnych. Zastosowana metoda identyfikacji oraz oceny

---

<sup>4</sup> Silna indywidualna racjonalność została zdefiniowana w odniesieniu do wypłat min-maxowych, ale użycie tego pojęcia komparatystycznie względem innych profili wypłat gry składowej wydaje się być rozsądnym uogólnieniem (przyj. autora)

<sup>5</sup> Pełen opis różnych wersji modelu można znaleźć np. w Bejger, S. (2001), Nevo, A. (1998), Corts, K.S. (1999).

<sup>6</sup> Patrz: Tirole, J. (1998), str. 244, Makowski, L. (1987).

siły rynkowej graczy bazuje bezpośrednio na odpowiednim modelu gry dynamicznej (supergry) z kompletną informacją. W zakresie estymacji parametrów zastosowano metodę CPM, jednakże aby wnioskowanie o korespondencji pomiędzy modelem teoretycznym gry dynamicznej, a modelem ekonometrycznym było poparte silniejszymi niż wymienione powyżej „zredukowane” i „graniczne” spojrzenie na model tego rodzaju, użyto dynamicznej wersji modelu typu BL. W punkcie 2 przedstawione zostanie krótka charakterystyka dotychczasowych badań oraz branży. Sformułowany zostanie model gry, którego implikacje będą stanowiły hipotezy badawcze. Punkt 3 zawiera propozycję modelu ekonometrycznego oraz wyniki badania empirycznego. Punkt 4 stanowi podsumowanie artykułu.

## 2. Charakterystyka podmiotu badania oraz model teoretyczny

### **Branża i rynek**

Badaniem objęto polski sektor bankowy<sup>7</sup> w zakresie subryнку kredytów udzielanych osobom prywatnym. Szczegółowym celem badania jest stwierdzenie czy gracze należący do sektora charakteryzują się (przeciętną) siłą rynkową na wydzielonym subryнку. Badaniem objęto okres: styczeń 1999 – marzec 2003. Można wymienić następujące przesłanki uzasadniające badanie siły rynkowej sektora na podanym rynku:

- a) analiza dotychczasowych badań<sup>8</sup> tego rodzaju w innych krajach wskazuje na istotną siłę rynkową. Zakładając, że działanie polskiego systemu bankowego po 9 latach transformacji jest zbliżony do innych systemów bankowych w gospodarkach tzw. rynkowych, można poprzez analogię podejrzewać występowanie podobnych zjawisk w obszarze zachowań strategicznych graczy w branży
- b) badanie reakcji (tempa i siły zmian) średniego oprocentowania kredytów i depozytów na zmiany stopy referencyjnej NBP (okres próby 01.1998 – 02.2002) wykazało, iż reakcja ogólnie nie przekracza 40% oraz jest bardzo powolna, najslabiej zaś (na poziomie 16%) reaguje oprocentowanie kredytów złotych dla osób prywatnych<sup>9</sup>. Wymienione badanie nie dotyczy asymetrii reakcji, jednak z uwagi na fakt że w okresie próby odnotowano 11 obniżek stopy referencyjnej (przy 3 podwyżkach), a stopa obniżyła się o 12,5% na koniec okresu w porównaniu do początku okresu można sądzić, iż na podstawie argumentacji przedstawionej np. w (Bruzda, J. Bejger, S., (2002)) reakcja taka wskazuje na istotną siłę rynkową graczy.

### **Model teoretyczny**

Założenia dotyczące branży oraz wydzielonego rynku:

---

<sup>7</sup> W zakresie pojęć związanych z charakterystyką branży autor stosuje definicje przyjęte w opracowaniach Wydziału Analiz Systemu Bankowego NBP (2000, 2001, 2002, 2003).

<sup>8</sup> Wykaz najważniejszych prac umieszczono w spisie literatury.

<sup>9</sup> Patrz: Kwiatkowski, J. (2002), wniosek 2 i 3.

- a) rynek kredytów dla osób prywatnych jest dobrze określony,
- b) bariery wejścia do sektora (a więc i na rynek) są bardzo wysokie,
- c) graczami na tym rynku są prowadzące działalność operacyjną i składające sprawozdania finansowe banki komercyjne z wyłączeniem banków spółdzielczych. Banki spółdzielcze traktowane są jako skrzydło działające konkurencyjnie (605 banków spółdzielczych posiada 5% udziału w aktywach sektora oraz 6,5% udziału w portfelu kredytów ogółem). Interakcje strategiczne pomiędzy skrzydłem oraz graczami dominującymi są pomijalne,
- d) celem graczy jest maksymalizacja nadwyżki finansowej (zysku na różnych poziomach kalkulacji),
- e) gracze są cenobiorcami na rynku czynników produkcji usług,
- f) kredyt może być produktem zróżnicowanym, jednak o bardzo wysokiej stopie substytucji,
- g) gracze wykazują stały koszt krańcowy produkcji usług.<sup>10</sup>

Model gry powtarzanej o nieskończonym horyzoncie (supergry).

Jako bazę teoretyczną badania zaproponowano odpowiednio zmodyfikowany model gry powtarzanej dla graczy o preferencjach z dyskontem.

Gra powtarzana  $\Gamma(T)$  zakłada powtórzenie odpowiednio skonstruowanej gry składowej  $g$  w  $T$  etapach, gdzie  $T = \infty$ . Dla odpowiednio określonej gry składowej  $g$  istnieje profil akcji czystych  $a^* = (a_1^*, a_2^*, \dots, a_n^*)$  w równowadze Nash'a<sup>11</sup>.

Dla gry składowej określone są także wypłaty:  $\pi_i^N$  - wypłata kary,  $\pi_i^Z$  - wypłata z umowy,  $\pi_i^O$  - wypłata odstępstwa.

Strategią czystą  $s_i$  gracza  $i$  jest sekwencja odwzorowań  $(s_i^t)_{t=0}^{\infty}$

$$s_i^t : H^t \rightarrow A_i \quad (1)$$

(jedno dla każdego okresu  $t$ ), które odwzorowują możliwe historie  $h^t \in H^t$  w wybory  $a_i \in A_i$ .

Funkcje wypłat gry powtarzanej dla strategii czystych i preferencji z dyskontem określone są jako:

$$\Pi_i = \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \pi_i(a^t) \quad (2)$$

Czynnik dyskontujący  $\delta$  jest stały w czasie.

<sup>10</sup> Założenie to należy skomentować dwiema uwagami: (1) jak wynika z przeprowadzonych analiz, działalność operacyjna banków nie charakteryzuje się ekonomią zakresu, stąd koszty krańcowe można uznać za stałe. (więcej: Oxenstierna, G.,C. (1999)) (2) można rozważyć wprowadzenie ograniczenia zdolności wytwórczych, a więc rosnącego kosztu krańcowego. Taka specyfikacja generuje model gry typu Bertranda – Edgewortha. W przypadku statycznym profile strategii i wypłaty mogą być znacząco różne, jednak dla modelu supergry podstawowe implikacje dotyczące mileżącej z umowy nie są istotnie odmienne. (więcej np.: Brock, W., Scheinkman, J.,A. (1985), Lambson, V.,E. (1987)).

<sup>11</sup> Dowód: patrz Dasgupta, P., Maskin, E. (1986a).

Wymienione elementy gry a także racjonalność graczy objęte są wiedzą wspólną.

Strategie w równowadze NDP gry powtarzanej.

Dla opisanego modelu powtarzanej interakcji strategicznej zakłada się użycie przez graczy następujących strategii w sensie (8):

$$s_i = \begin{cases} a_i^t = a_i^z & \text{gdy } a_j^t = a_{j \neq i}^z \text{ dla } t = 0, \dots, t-1 \\ a_i^t = a_i^* & \text{w innym przypadku} \end{cases} \quad (3)$$

Stwierdzenie 2

Profil strategii typu (1)  $s = (s_1, s_2, \dots, s_n)$  gry powtarzanej  $\Gamma(T)$  jest profilem strategii w równowadze NDP.

Dowód: Friedman (1971).

Strategie typu (1) są dobrze znanymi strategiami typu przełącznikowego z karą Nash'a. Profil tych strategii jest w równowadze NDP jeśli tylko wypłata (2) dla repetycji profilu zmywy  $a^z$  przewyższa wypłatę unilateralnego odstępowania i późniejszej kary. Warunek ten można zapisać jako:

$$\frac{1}{1-\delta} \pi_i^z \geq \pi_i^o + \frac{\delta}{1-\delta} \pi_i^N \quad (4)$$

Warunek ten jest spełniony dla przedziału wartości czynnika dyskontującego  $\delta \in (\underline{\delta}, 1)$  gdzie:

$$\underline{\delta} = \frac{\pi_i^o - \pi_i^z}{\pi_i^o - \pi_i^N} \quad (5)$$

Wnioski:

- 1) Jeśli tylko  $\delta$  jest dostatecznie wysoki profilem równowagi NDP niekooperacyjnej gry powtarzanej, składającej się z repetycji ustalonej gry statycznej jest profil składający się z sekwencji  $(a^z, a^z, \dots)$  dla każdego z graczy niezależnie od  $t$ . Profil taki generuje wektor wypłat  $\Pi^z$ , który Pareto dominuje wektor wypłat równowagi Nash'a gry statycznej  $\pi^N$ . Oznacza to, że na rynku (w branży) mogą być obserwowane (dla typowych zmiennych strategicznych, tj. ceny i podaży) wektory podaży (cen) graczy oraz zagregowana podaż branży właściwe dla gry kooperacyjnej, a więc np. otwartej zmywy, kartelu. W przypadku skrajnym doskonałej milczącej zmywy gracze mogą stosować w równowadze ceny monopolowe lub podaże monopolowe.
- 2) Jeśli repetycja gry statycznej generuje „kooperacyjne” równowagi, wartość parametru  $\lambda$  modelu BL przekraczająca poziom konkurencyjny (w sensie równowagi gry statycznej) znajduje teoretyczne uzasadnienie.

Na podstawie przeprowadzonej weryfikacji założeń można stwierdzić, iż konstrukcja teoretyczna modelu supergry jest spójna ze strukturą oraz charakterem badanej branży. Można zatem opierając się na tej hipotezie modelowej przyjąć za wiarygodne wnioski 1) oraz 2).

### 3. Model empiryczny

W celu zachowania zgodności z ideą dynamicznej interakcji strategicznej, do empirycznego oszacowania średniej siły rynkowej graczy na danym rynku użyto dynamicznej wersji modelu BL, zaproponowanej w (Steen, F., Salvanes, K.G. (1999)). Aby zgodnie z modelem teoretycznym, określić długookresową przeciętną siłę rynkową (strategie typu (3) w równowadze NDP są stacjonarnymi ścieżkami wyborów fazy zmywy, nie powinny być obserwowane w długim okresie fazy kary) dynamiczny model typu BL został sformułowany jako model wektorowej korekty błędem VEC.

Specyfikacja modelu empirycznego dla badanego sektora i rynku.

Opierając się na wcześniejszych badaniach sektorów bankowych na różnych rynkach można wskazać typowy zestaw zmiennych używanych w modelach typu BL. Opierając się na polskiej statystyce publicznej<sup>12</sup> do oszacowania modelu wykorzystano następujące zmienne:

Tabela 1. Zmienne modelu

Zmienna	Relacja popytu	Relacja podaży
$Q_t$ (KRSA)	wolumen udzielonych kredytów dla osób prywatnych*, realnie, zł	wolumen udzielonych kredytów dla osób prywatnych, realnie, zł
$P_t$ (PKR)	średnie ważone oprocentowanie kredytów w skali roku <sup>13</sup>	średnie ważone oprocentowanie kredytów w skali roku
$Y_t$ (PROD)	indeks dynam. prod. przem.	-
$Z_t$ (LOMB)	stopa kredytu lombardowego	-
$W_{1,t}$ (WYNOSA)		przeciętne miesięczne wynagrodzenie**,
$W_{2,t}$ (REDYS)		stopa kredytu redyskontowego,

\* Skorygowany o udział skrzydła konkurencyjnego.

\*\* Skorygowane dla sektora bankowego.

### Wyniki estymacji

Procesy oczyszczono z sezonowości metodą Census x12. Następnie dokonano badania stopnia integracji procesów. Wszystkie procesy okazały się być zintegrowane stopnia 1. Istnieje zatem możliwość istnienia wektora kointegrującego, dla którego liniowa kombinacja zmiennych składnika korekty błędem jest stacjonarna. W takim przypadku relacja kointegracyjna może być interpretowana jako stacjonarne rozwiązanie długookresowe, a parametr  $\Lambda$  jako długookresowy parametr zachowania, reprezentujący profil strategii (3) w równowadze NDP. Badanie przyczynowości w sensie Grangera potwierdziło zależność między zmiennymi modelu. Ostatnim etapem poprzedzającym finalną specyfikację modelu było stwierdzenie istnienia zakładanego wektora kointegrującego. Badanie wykonano przy pomocy dwustopniowej procedury Engla – Grangera,

<sup>12</sup> Źródła: NBP, GUS,

<sup>13</sup> Od 03.2002 oprocentowanie kredytów osób prywatnych = oprocentowanie kredytów konsumenckich, źródło: Biuletyn NBP nr 3/2002.

ponieważ istnieje silna motywacja ekonomiczna co do istnienia wskazanych wektorów oraz możliwy jest podział zmiennych każdego z równań na egzo i endogeniczne<sup>14</sup>. Wynik badania zdecydowanie wskazuje na istnienie zakładanych związków kointegrujących w obu równaniach modelu. Specyfikacja szacowanego modelu jest zatem następująca:

$$\begin{aligned} \Delta KRSA_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_{KRSA_i} \Delta KRSA_{t-i} + \sum_{j=0}^2 \alpha_{PKR_j} \Delta PKR_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \alpha_{PROD_j} \Delta PROD_{t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^3 \alpha_{LOMB_j} \Delta LOMB_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \alpha_{PZ_j} \Delta PZ_{t-j} + \\ & + \gamma^* [KRSA_{t-1} - \theta_{PKR} PKR_{t-1} - \theta_{PROD} PROD_{t-1} - \theta_{LOMB} LOMB_{t-1} - \theta_{PZ} PZ_{t-1}] + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

gdzie:  $PZ = PKR * LOMB$

$$\begin{aligned} \Delta PKR_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_{PKR_i} \Delta PKR_{t-i} + \sum_{j=0}^3 \beta_{KRSA_j} \Delta KRSA_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \beta_{WYNSA_j} \Delta WYNSA_{t-j} + \\ & + \sum_{j=0}^3 \beta_{REDYS_j} \Delta REDYS_{t-j} + \sum_{j=0}^2 \lambda_j \Delta Q_{t-j} + \\ & + \psi^* [PKR_{t-1} - \xi_{KRSA} KRSA_{t-1} - \xi_{WYNSA} WYNSA_{t-1} - \xi_{REDYS} REDYS_{t-1} - \Lambda Q_{t-1}] + \eta_t \end{aligned}$$

gdzie:  $Q_i = \frac{KRSA_t}{(\theta_{PKR} + \theta_{PZ} LOMB_t)}$  (7)

Na oba równania nałożono restrykcje dotyczące liczby opóźnień. Dobrana liczba opóźnień jest minimalną liczbą opóźnień eliminującą autokorelację składnika losowego rzędu wyższego niż 1. Wartości statystyk Ljungu – Boxa dla obu relacji wyraźnie wskazują na brak autokorelacji dla przyjętych wielkości opóźnień. Jako metodę estymacji modelu wybrano uogólnioną metodę momentów<sup>15</sup>. Ma ona tę zaletę, że nie jest wymagana informacja o dokładnym rozkładzie składników losowych. Dodatkowo macierz wariancji i kowariancji estymatorów parametrów strukturalnych została oszacowana z wykorzystaniem estymatora Neweya – Westa, który jest estymatorem zgodnym w przypadku autokorelacji i heteroskedastyczności składnika losowego. Umożliwia to posługiwanie się statystyką t przy testowaniu hipotez o istotności ocen parametrów.

Tabela 2 przedstawia kluczowe<sup>16</sup> wyniki estymacji relacji 6. Oszacowane równanie jest dość dobrze dopasowane, wartość funkcji kryterium metody UMM jest niska.

<sup>14</sup> Ten sposób badania kointegracji oraz specyfikacji mechanizmu korekty błędem jest przyjęty w podobnych badaniach, patrz np. Oxenstierna, G., C. (1999), str. 18.

<sup>15</sup> Do estymacji modeli wykorzystano pakiet Eviews ver.4.0.

<sup>16</sup> Z uwagi na ograniczenia wydawnicze zamieszczono najistotniejsze dla celów badania wyniki estymacji. Pełne wyniki dostępne u autora.

Tabela 2. Wyniki estymacji – relacja popytu

Parametr	Ocena parametru	statystyka t	poziom istotności p*
$\theta_{PZ}$	315.5145	2.475279	0.0170
$\gamma_*$	-0.01373	-2.428302	0.0151
$R^2$	73% statystyka J 0.017		
DW	2.03		
* - prawdopodobieństwo przyjęcia hipotezy zerowej testu Walda o nieistotnie różnej od zera wartości parametru			

Źródło: obliczenia własne.

Najważniejsze z uwagi na cel badania parametry równania popytu to parametr przy zmiennej PZ oraz parametr dostosowania. Oba szacunki parametrów są istotnie różne od zera co najmniej na poziomie 5%, znak szacunku parametru dostosowania jest zgodny z teorią ekonomiczną. Na uwagę zasługuje wolne tempo dostosowania do równowagi długookresowej. Tabela 3 przedstawia główne wyniki estymacji relacji 7. Oszacowane równanie jest dość dobrze dopasowane, wartość funkcji kryterium metody UMM jest niska.

Tabela 3. Wyniki estymacji – relacja podaży

Parametr	Ocena parametru	statystyka t	poziom istotności p*
$\Lambda$	-0.22604	-2.047	0.0405
$\lambda_2$	-0.65142	-2.411	0.0856
$\Psi^*$	-0.26872	-3.426	0.0025
R	69% statystyka J 0.02		
DW	2.12		
* - prawdopodobieństwo przyjęcia hipotezy zerowej testu Walda o nieistotnie różnej od zera wartości parametru			

Źródło: obliczenia własne.

Z uwagi na cel badania relacja podaży jest relacją wiodącą. Należy podkreślić, iż najważniejsze szacunki parametrów, to jest szacunki parametrów zachowania (krótko i długookresowego) oraz parametru dostosowania są istotnie różne od zera. Krótkookresowy parametr zachowania, zgodnie ze specyfikacją modelu powinien być ujemny o wartości z przedziału  $[-1;0]$ . Nie należy natomiast bezpośrednio interpretować wartości tego parametru. Właściwe wnioskowanie o sile rynkowej graczy powinno być przeprowadzone na podstawie wartości oceny parametru  $\Lambda$ , czyli długookresowego parametru zachowania. Wiadomo, iż parametr ten powinien być ujemny oraz przyjmować wartości z przedziału  $[-1, 0]$ . Oszacowana wartość parametru wynosi  $-0.226$ , co jest zgodne z teorią. Taki wynik estymacji modelu empirycznego jest spójny i zgodny z ramami teoretycznej bazy badania jakimi są supergra i zakładany profil strategii w równowadze NDP tej gry. Oceniając przeciętne zachowanie graczy, warto także zwrócić uwagę na znacznie szybsze tempo dostosowania identyfikowanego utargu krańcowego graczy do zmian kosztu krańcowego.



#### 4. Podsumowanie

W artykule przedstawiono metodę identyfikacji i pomiaru siły rynkowej graczy oraz stopnia monopolizacji branży, która jest w opinii autora metodą najbardziej wiarygodną naukowo. Jest tak dlatego, iż model empiryczny bazuje bezpośrednio na właściwym modelu teoretycznym gry powtarzanej replikującej zachowania strategiczne graczy, weryfikowane hipotezy statystyczne dotyczące ocen parametrów modelu empirycznego są spójne z implikacjami modelu teoretycznego. Wykazano, że możliwa jest konstrukcja kompleksowej procedury badawczej w oparciu o dorobek niekooperacyjnej teorii gier i właściwe metody ekonometryczne. Wnioski dotyczą badanego przypadku sektora bankowego w zakresie subryнку kredytów dla osób prywatnych są następujące:

- na podstawie oceny parametru zachowania modelu korekty błędem stwierdzono występowanie istotnej, długookresowej przeciętnej siły rynkowej graczy,
- wartość oceny parametru wynosi  $|0.226|$ . Wartość ta jest możliwa do zaobserwowania, jeśli za podstawę teoretyczną przyjmie się skonstruowany w punkcie model II model supergry,
- tak wysoko wartość parametru zachowania implikuje występowanie zjawiska milczącej zмовy, generowanej przez stacjonarną ścieżkę wyborów tworzących profil strategii przełącznikowych (lub innych strategii kary) w równowadze NDP,
- wartość parametru zachowania jest w przybliżeniu piętnastokrotnie wyższa niż przeciętna wartość dla profilu równowagi konkurencyjnej i faktycznej liczby graczy. Wartość długookresowego parametru zachowania odpowiada równowadze gry statycznej dla 5 symetrycznych graczy. Jeśli wziąć po uwagę indeksy CR jest to wynik zrozumiały,
- dodatkowym czynnikiem wskazującym na niekonkurencyjną równowagę sektora jest znacznie szybsze tempo dostosowania do poziomu równowagi długookresowej w przypadku relacji podaży,
- uzyskane wyniki są w zgodne z wynikami większości podobnych badań wykonanych na świecie w kwestii występowania pewnej monopolizacji branży. Różnicą jest stopień monopolizacji, który w przypadku sektora polskich banków komercyjnych jest dużo wyższy. Może to między innymi oznaczać, iż sektor banków komercyjnych nie funkcjonuje jeszcze w warunkach wymuszających lub sprzyjających konkurencji na badanym rynku.

#### Literatura

- Bejger, S. (2001), Wybrane aspekty ekonomicznych zastosowań modeli teorii gier, AUNC Ekonomia XXXI, Wyd. UMK, Toruń.
- Bejger, S. (2003), Identyfikacja i pomiar siły rynkowej gracza w branży – prezentacja pewnej metody, AUNC Ekonomia XXXIII, Wyd. UMK, Toruń.

- Benoit, J., Krishna, V. (1996), The folk theorems for repeated games: a synthesis, preprint, New York University.
- Bikker, J. A. (2003), Testing for imperfect competition on EU deposit and loan markets with Bresnahan's market power model, Research Paper no. 52, *De Nederlandsche Bank*.
- Bresnahan, T. F. (1989), Empirical studies of industries with market power, [w:] Shmalensee, R., Willig, R. (1989), *Handbook of Industrial Organisation*, Elsevier Science Publishers.
- Bresnahan, T. F. (1982), The oligopoly solution concept is identified *Economic Letters* 10, 457-483.
- Brock, W., Scheinkman, J. A. (1985), Price – settings supergames with capacity constraints, *Review of Economic Studies*, 52, 371–382.
- Bruzda, J., Bejger, S. (2002), Identification of market power by using a test for asymmetric pricing – an example of the Polish petrochemical industry, *Dynamic Econometric Models* Vol. 5, Toruń.
- Cabral, L. M. B. (1995), Conjectural variations as a reduced form, *Economics Letters*, 49, 397 – 402.
- Corts, K. S. (1999), Conduct parameters and the measurement of market power, *Journal of Econometrics* 88, 227-250.
- Farrell, J., Shapiro, C. (1990), Horizontal mergers: An equilibrium analysis, *American Economic Review* 80, 107–126.
- Friedman, J. W. (1971), A noncooperative equilibrium for supergames, *Review of Economic Studies*, 38, 1–12.
- Fudenberg, D., Maskin, E. (1986), The folk theorem in repeated games with discounting or with incomplete information, *Econometrica*, 54, 533-556.
- Kwiatkowski, J. (2002), Badanie wpływu zmian stopy referencyjnej na wielkość zagregowanych depozytów i kredytów, preprint.
- Lambson, V. E. (1987), Optimal penal codes in price-setting supergames, *Review of Economic Studies*, 54, 385–397.
- Lau, L. (1982), On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data, *Economics Letters* 10, 93-99
- Makowski, L. (1987), Are “rational conjectures” rational”, *Journal of Industrial Economics*, 36, 35–47.
- Molyneux, P., Lloyd-Williams, D.-M., Thomson, J. (1994), Competitive conditions in European banking. *Journal of Banking and Finance*, 18, 445-459.
- Myerson, R. B. (1997), *Game theory - analysis of conflict*, Harvard University Press.
- Neven, D., Roller, L.-H. (1999), An aggregate structural model of competition in the European banking industry. *International Journal of Industrial Organization*, 17, 1059-1074.
- Oxenstierna, G. C. (1999), Testing for market power in the Swedish banking oligopoly, *Centre for Banking and Finance*.
- Pfaffermayr, M. (1999), Conjectural – Variation Models and Supergames with Price Competition in a Differentiated Product Oligopoly, *Journal of Economics*, 70, 309–326.
- Shaffer, S. (1989), Competition in the US banking industry. *Economics Letters*, 29, 321-323.
- Shmalensee, R. (1989), Industrial economics: An overview, *Economic Journal*, 98, 643-681.
- Steen, F., Salvanes, K. G. (1999), Testing for market power using a dynamic oligopoly model, *International Journal of Industrial Organization*, 17, 147-177.
- Swank, J., (1995), Oligopoly in loan and deposit markets: An econometric application to The Netherlands. *De Economist*, 143, 353-366.
- Tirole, J. (1998), *The Theory of Industrial Organization*, The MIT Press, England.
- Toolsema, L. (2002), Competition in the Dutch consumer credit market, *Journal of Banking and Finance*, 26, 2215–2229.