

SYLWESTER BEJGER

## KARTEL PRODUCENTÓW CEMENTU W INDIACH – PRÓBA IDENTYFIKACJI

### 1. WSTĘP

Jednym z podstawowych problemów polityki konkurencji jest wykrywanie oraz ocena różnorodnych form zachowań niekonkurencyjnych, skatalogowanych wprost lub pośrednio w źródłach prawa antytrustowego. Do najczęściej spotykanych praktyk ograniczających konkurencję (i zakazanych *explicite* w większości krajów rozwiniętych) należą różnorakie zmony graczy rynkowych, dotyczące między innymi wspólnego ustalania poziomów cen, momentów zmian cen, udziałów w rynku, grup klientów. W rozumieniu współczesnej organizacji przemysłu<sup>1</sup> (oraz w opinii autora artykułu) większość zachowań niekonkurencyjnych obserwowanych w branżach jest pochodną interakcji strategicznych pomiędzy uczestnikami rynku, które winny być opisywane odpowiednimi modelami teorii gier. Równowaga zmony graczy w branży może być konsekwencją interakcji strategicznej graczy o charakterze zmony jawnej lub zmony milczącej. Modele gier (w większości niekooperacyjnych, statycznych i dynamicznych, o różnorodnych założeniach strategiczno – informacyjnych) replikujące mechanizm zmony jawnej lub milczącej są dobrze określone jako hipotezy badawcze dotyczące zachowania graczy, jednak ich empiryczne wykorzystanie jest trudne. Przyczynami takiej sytuacji są:

- przewaga informacyjna uczestników zmony nad obserwatorem – gracze posiadają prywatne informacje, które są chronione zarówno z mocy prawa (informacje stanowiące tajemnicę spółki) jak i takie, które są chronione, ponieważ stanowią dowód naruszenia prawa,
- skromny zasób statystyki publicznej na poziomie dezagregacji branżowej lub poszczególnych graczy.

Zważywszy na jej praktyczny wymiar, możliwość obiektywnej detekcji i oceny zmów<sup>2</sup> jest wysoce pożądana, a poszukiwaniu oraz testowaniu właściwych metod służących tym zadaniom poświęcono liczne prace badawcze. Niniejszy artykuł należy również do

<sup>1</sup> ang. *industrial organization*.

<sup>2</sup> Warto przypomnieć za Connor, Helmers (2006), iż jedynie w okresie 1990–2005 potwierdzono funkcjonowanie 283 karteli (tzw. *hard core cartels*) o zasięgu krajowym i/lub globalnym oraz nałożono z tego tytułu sankcje finansowe o wysokości nominalnej 25,4 mld USD. Zatem umiejętność obiektywnego wykazania istnienia zmony w branży ma wymiar nie tylko naukowy, ale jak najbardziej praktyczny jako ważny (a niekiedy kluczowy) element postępowań antytrustowych, skutkujących realnymi konsekwencjami dla zaangażowanych stron.

tego zbioru, ponieważ poświęcony jest testowaniu działania jednej z metod ekonometrycznych detekcji zмовy. Metoda ta, opierająca się na wykorzystaniu przełącznikowego modelu Markowa typu MS(AR)GARCH została zaproponowana w Bejger (2009) zaś w niniejszym artykule poddana została kolejnej weryfikacji z wykorzystaniem próby o znacznie większej długości dla danych o większej częstotliwości obserwowania. Dane, które poddano analizie dotyczą branży producentów cementu w Indiach. Niewątpliwą zaletą badania jest także możliwość krytycznej konfrontacji jego wyników z już przeprowadzonym badaniem mającym bardzo podobny cel.

## 2. CEL ORAZ METODYKA BADANIA

Celem głównym badania jest próba wykrycia istnienia zмовy producentów cementu w Indiach w latach 1994–2009 za pomocą proponowanej metody ekonometrycznej. Celami dodatkowymi są: sprawdzenie funkcjonowania wybranej metody dla danych o wyższej niż w poprzedniej aplikacji częstotliwości obserwowania (dane tygodniowe) oraz analiza komparatywna wniosków jakie można wyprowadzić z niniejszego badania i wniosków badania mającego zbliżony cel lecz inną metodologię.

Podstawowym problemem badawczym, jak można skonstatować na podstawie wstępnych rozważań, jest opracowanie sposobu detekcji zмов w sytuacji braku danych statystycznych. Dodatkowo, aby metoda była użyteczna musi być relatywnie tania (wymagająca niewielkiego nakładu zasobów czasu ludzi i komputerów) oraz przekonująca. Można przyjąć, iż metoda taka winna realizować przynajmniej trzy następujące warunki:

- musi być metodą oszczędną w wykorzystaniu danych statystycznych, ukierunkowaną na wykorzystanie informacji branżowych jakie najczęściej są dostępne w zasobie statystyki publicznej (zazwyczaj są to szeregi poziomów cen (indeksów cen) właściwego produktu na różnych stopniach dystrybucji i/lub szeregi poziomów (indeksów) wolumenów sprzedaży produktu),
- musi być metodą wstępnej, szybkiej weryfikacji hipotezy o istnieniu zмовy w branży/na właściwym rynku, którą można w prosty sposób aplikować dla istniejących danych,
- winna być powiązana z właściwymi modelami teoretycznymi generującymi równowagi zмовy.

Metodami, w których próbuje się realizować powyższe postulaty są metody pośrednie detekcji zмовy, a wśród nich:

- identyfikacja tzw. znaczników zмовy<sup>3</sup> (zachowań niekonkurencyjnych) czyli pewnych charakterystycznych dla zмовy zaburzeń dotyczących:
  - a) związku pomiędzy ceną rynkową, a zmianami popytu rynkowego,
  - b) stabilności cen i udziałów w rynku,

---

<sup>3</sup> Określonych w ten sposób w Harrington (2005).

- c) związku pomiędzy cenami graczy,
- d) inwestycji w potencjał produkcyjny.

Jednymi z najbardziej obiecujących markerów zмовy są markery oparte na analizie zmian wariancji procesów cen rynkowych (punkt b powyżej). Ważne jest, aby gracze w branży wytwarzali produkt homogeniczny (o dużej substytucyjności, zgodnie ze zbliżoną technologią).

Analiza przeciętnych poziomów cen, tendencji cen czy nawet związków cen z cenami czynników produkcji (w przypadku dysponowania tymi ostatnimi) nie może służyć za znacznik zмовy. Wyjątkiem jest tu analiza wahań sezonowych, związana jednak z analizą zmienności, np. praca (Bejger, 2010).

Analiza zmian zmienności cen ma natomiast dobrą motywację teoretyczną, umożliwiającą łączenie zaburzeń w wariancji procesu ceny z możliwością powstania równowagi zмовy w branży. Proponowana metoda identyfikacji równowagi zмовy opiera się na następującym stwierdzeniu:

- wariancja procesu ceny jest średnio niższa dla faz zмовy i może podlegać okresowym zmianom.

## 2.1 MOTYWACJA TEORETYCZNA METODY

Dlaczego w fazie zмовy rynkowej zmienność ceny produktu ma być relatywnie niska i ma to sygnalizować właśnie tego rodzaju równowagę rynkową? Ważna w obiektywnym umocowaniu tej kwestii jest motywacja teoretyczna wybranego znacznika. Podstawą specyfikacji każdej metody detekcji równowagi zмовy, także znaczników zмовy musi być zdaniem autora właściwy model interakcji strategicznej operujący instrumentarium teorii gier. W zakresie typowych zaburzeń procesu ceny rynkowej modele takie wskazują głównie na zaburzenia w wariancji procesu. Można wskazać trzy najważniejsze specyfikacje modelowe będące źródłem testowalnych hipotez związanych z wariancją ceny.

Rotemberg i Saloner w pracy Rotemberg, Saloner (1990) skonstruowali grę powtarzaną z niekompletną informacją odpowiadającą zjawisku tzw. przywództwa cenowego zмовy (collusive price leadership). Zjawisko to polega na anonsowaniu przez lidera zmiany ceny (zazwyczaj w górę) z pewnym wyprzedzeniem w stosunku do daty jej faktycznego zastosowania. Pozostali uczestnicy rynku naśladują następnie lidera co do wysokości ceny oraz daty jej wprowadzenia. Zasadniczą, w zakresie tematyki artykułu, konkluzją cytowanej pracy jest stwierdzenie, iż w równowadze skonstruowanej gry cena rynkowa sterowana przez lidera charakteryzuje się pewną sztywnością, to znaczy niższą wariancją niż w przypadku równowagi konkurencyjnej.

Athey, Bagwell i Sanchirico w artykule Athey, Bagwell, Sanchirico (2004) zaproponowali model cenowej gry powtarzanej (supergry) z egzogenicznymi zaburzeniami kosztów graczy (stanowiącymi prywatne informacje) oraz obserwowalnymi cenami. Gra jest zatem grą z niekompletną informacją, gdzie grę składową stanowi model konkurencji Bertranda z równowagą Bayesa-Nasha. Autorzy, posługując się własną

koncepcją równowagi gry typu SPPE wykazali, iż w równowadze obserwuje się ceny zmonopolizowane oraz że ceny te charakteryzują się sztywnością (w celu utrzymania zmonopolizowanej). Zatem w fazie zmonopolizowanej wariacja cen winna być niższa. Należy dodać, iż na ścieżce równowagi nie powinny być obserwowane wojny cenowe (co jest charakterystyczne dla większości standardowych modeli supergier bazujących na strategiach kar).

Maskin i Tirole w pracy Maskin, Tirole (1988) wprowadzili model gry powtarzanej z asynchronicznymi wyborami graczy. W grze uczestniczą dwaj gracze, wykonujący ruchy naprzemiennie. Dla przestrzeni akcji będących zbiorami cen, funkcji reakcji typu Markowa oraz wystarczająco wysokiego czynnika dyskonta istnieje unikalna równowaga Markowa doskonała dla podgier (MPE), Pareto dominująca inne równowagi, która charakteryzuje się sztywną ceną na poziomie ceny monopolowej. Jest to tak zwana cena skupienia (focal price). Mechanizm reakcji strategicznych prowadzących do takiej równowagi jest następujący. Załóżmy, że ceną skupienia jest cena monopolowa  $p_m$ . Startując od tej ceny, jeśli rywal podniesie cenę drugi z graczy nie podąży jego śladem. W przypadku obniżenia ceny do poziomu  $p < p_m$  drugi z graczy odpowie obniżeniem ceny do poziomu  $p$ . Z drugiej strony, jeśli cena spadnie poniżej ceny  $p_m$  optymalną odpowiedzią jest powrót do ceny skupienia. Model Maskin i Tirole jest w istocie prawdziwie dynamiczną wersją mechanizmu złamanej krzywej popytu (kinked demand curve) znanego od lat 30 XX wieku. Strategie równowagi tego modelu (przy odpowiednich założeniach) implikują zatem małą wariację ceny w równowadze zmonopolizowanej.

Dodatkowo, w pracy Bejger (2010a) wykazano, że model supergry ze stałą strukturą kwot kartelowych wskazuje na:

a) możliwość wystąpienia fazy wojny cenowej, wywołanej przez gracza nie mającego intencji utrzymania lub nawiązania zmonopolizowanej ze względu na zbyt niski przewidywany lub faktyczny udział w rynku,

b) średnio niższą wariację ceny rynkowej w fazie zmonopolizowanej, spowodowaną sztywnością cen w okresach kurczenia się rynku.

Reasumując, jeśli znacznik zmonopolizowanej ma opierać się wyłącznie na analizie procesu ceny można postawić hipotezę, iż w fazie zmonopolizowanej wariacja ceny jest średnio niższa niż w fazie konkurencji. Należy się także spodziewać okresowych (reżimowych) zmian wariacji przy przejściu z fazy zmonopolizowanej do fazy konkurencji, aczkolwiek nie można stwierdzić czy faza ta jest fazą kary gry powtarzanej czy też upadkiem kartelu zmonopolizowanej jawnej spowodowanym innymi przyczynami.

## 2.2 NARZĘDZIA EKONOMETRYCZNE

W zakresie metod ekonometrycznych<sup>4</sup> detekcji zmian w wariacji procesu najkorzystniejsze są metody obiektywne i spójne z motywacją teoretyczną, to znaczy takie

<sup>4</sup> Jako prace wykorzystujący omówiony znacznik z wykorzystaniem odmiennych narzędzi statystyczno-ekonometrycznych można przytoczyć prace Abrantes-Metz, Froeb, Geweke, Taylor (2006) oraz Bolotova, Connor, Miller (2008).

dla których niekonieczna jest znajomość momentów zmian w wariancji. Postulat ten realizują dwa następujące narzędzia:

- przełącznikowy modelu Markowa typu  $MS(M)(AR(p))GARCH(p,q)$  dla wariancji i/lub średniej (stałej) procesu ceny. Zastosowanie takiego modelu ma następujące zalety:
  - a) jest to metoda spójna teoretycznie ze strukturą strategii równowagi modelu supergry,
  - b) pozwala na bezpośrednie modelowanie zmian strukturalnych zmienności procesu, bez użycia dodatkowych zmiennych sztucznych, modelowanie takie nie jest możliwe w np. w specyfikacji ARCH / GARCH,
  - c) jest to metoda spójna z asymetrią informacyjną pomiędzy uczestnikami kartelu, a obserwatorem. Specyfikacja  $MS(AR)GARCH$  nie wymaga obserwacji (znajomości) zmiennej stanu, czyli może służyć faktycznej detekcji reżimów wariancji i obiektywnemu ustaleniu momentów przełączania, a więc detekcji faz zmowy i konkurencji. Postać ogólna modelu  $MS(M)(AR(p))GARCH(p,q)$  jest wersją rozwojową dobrze znanego modelu MS.
- analiza falkowa (wykorzystana np. w Bejger, Bruzda, 2010), która charakteryzuje się:
  - a) oszczędnością specyfikacji – jako metoda nieparametryczna, nie jest obciążona błędem specyfikacji modelu ekonometrycznego,
  - b) prostotą aplikacji – nakład pracy niezbędny do aplikacji metody do danych jest minimalny. W związku z tym metoda jest szybka w zastosowaniu,
  - c) precyzją wskazania momentu zmian wariancji, bez jakichkolwiek założeń co do ich lokalizacji. Metoda jest zatem całkowicie obiektywna,
  - d) możliwością wstępnej, graficznej oceny „zachowania” wariancji z wykorzystaniem wykresów MODWT oraz rollowanych wariancji falkowych.

Jako wady analizy falkowej można wskazać relatywnie wysokie wymagania co do długości szeregu obserwacji oraz brak bezpośredniego związku metody ze strukturą strategii równowagi.

Dla weryfikacji hipotezy o istnieniu równowagi zmowy na rynku producentów cementu w Indiach wybrano jako narzędzie model  $MS(AR)GARCH$ .

### 3. ANALIZA EMPIRYCZNA

Obiektem badania jest branża producentów cementu w Indiach. Okres objęty badaniem to lata 1994–2009. Informacje dotyczące branży pochodzą głównie z pracy Anand (2009). Artykuł ten służy także jako punkt odniesienia w zakresie wyników badania, ponieważ poświęcony jest podobnemu celowi – identyfikacji istnienia kartelu w branży.

### 3.1 CHARAKTERYSTYKA BRANŻY

Cement jest jednym z najważniejszych materiałów budowlanych w gospodarce światowej. Należy doprecyzować, iż jeśli nie zaznaczono inaczej, mówiąc o produkcji cementu przyjmuje się domyślnie, iż chodzi o cement szary (Portlandzki), stanowiący większość zużycia w gospodarce światowej. Technologia produkcji cementu polega obecnie w większości zainstalowanej mocy na tzw. metodzie suchej<sup>5</sup>. Jako produkt tego procesu otrzymuje się klinkier, który jest następnie mieszany z dodatkami tworząc produkt końcowy – cement. Technologia ta jest praktycznie jednolita w skali światowej. Również zastosowania cementu są w skali globalnej zbliżone: gros produkcji przeznaczony jest na wytwarzanie betonu, niewielka ilość bezpośrednio w pracach budowlanych (np. stabilizacja podłoża w drogownictwie). Można zatem przyjąć, iż cement szary jest produktem homogenicznym<sup>6</sup>, pozbawionym bliskich substytutów. Całkowita produkcja światowa cementu wyniosła w 2008 r. około 2800 Mt.

Należy podkreślić, iż wytwarzanie cementu wiąże się z dużymi barierami wejścia do branży (wysokie koszty instalacji linii produkcyjnej, bariery logistyczne dotyczące bliskiej lokalizacji zasobów surowców, wysoka energochłonność procesu, wymuszająca poszukiwanie lokalizacji z dostępnością do źródeł energii oraz wysokie opodatkowanie produkcji). Fakt ten, w połączeniu z brakiem substytutów dla cementu oraz silnym związkiem popytu na cement z rozwojem cywilizacyjnym powoduje, iż branży cementowej są potencjalnym miejscem powstawania zmów i karteli. I rzeczywiście, stanowią one jedne z najczęściej skartelizowanych branż przemysłu w skali globalnej – jedynie w latach 1994–2009 dowiedziono (oskarżono graczy i skazano na kary finansowe) istnienie 11 zmów w 11 krajach oraz jednego kartelu o zasięgu kontynentalnym<sup>7</sup>.

Branża producentów cementu w Indiach (stan na początek roku 2009) posiadała moce zainstalowane wynoszące około 217 Mt (dla porównania, Polska: około 17 Mt) i była drugim, po Chinach, światowym producentem cementu. W branży obecnych było 51 firm (Polska: 6 firm), ale 12 głównych graczy dysponowało udziałem w 60% rynku. Roczna przeciętna stopa wzrostu konsumpcji cementu w Indiach wyniosła w latach 2002–2009 8,4% (wartość minimalna 5,8% w roku 2004, wartość maksymalna 11,35% w roku 2006).

Należy zaznaczyć, iż do roku 1989 funkcjonowanie branży cementowej w Indiach było całkowicie lub częściowo kontrolowane (regulowane) przez administrację państwową (można zauważyć pewną zbieżność z historią polskiej branży cementowej, w której proces prywatyzacji rozpoczął się w 1991 r.).

<sup>5</sup> Więcej na ten temat zob. np. Bejger (2011).

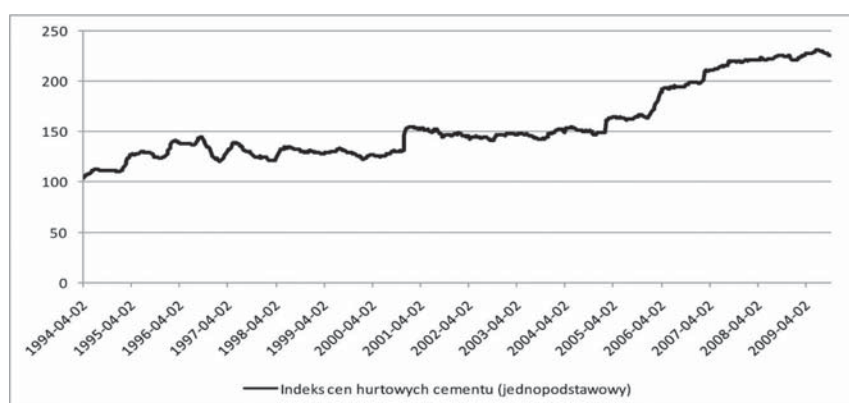
<sup>6</sup> Oczywiście istnieją klasy cementu konstrukcyjnego, zależne od udziału klinkieru w mieszaninie, np. w Polsce od prawie 100% w cemencie klasy CEMI do 5% w CEMIII. Jednak należy podkreślić, iż większość sprzedanego cementu stanowi cement klas CEMI i CEMII.

<sup>7</sup> Szczegółowe zestawienie zob. Bejger (2011).



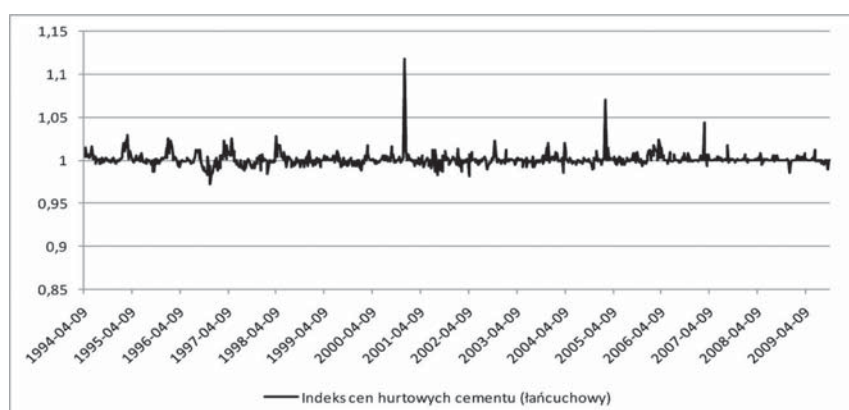
## 3.2 DANE STATYSTYCZNE

Podstawową charakterystyką branży, która zostanie wykorzystana w analizie empirycznej jest przeciętna cena hurtowa cementu. Statystyka publiczna Indii jest zaskakująco bogata w zakresie informacji o cenach produktów. W badaniu wykorzystano indeks tygodniowych przeciętnych cen cementu w obrocie hurtowym<sup>8</sup> za okres od 2 kwietnia 1994 r. do 10 października 2009 r. (811 obserwacji). Źródłową postać szeregu ilustruje rysunek 1.



Rysunek 1. Jednospodstawowy, tygodniowy indeks cen hurtowych cementu (podstawa – 26-03-1994)

Dane źródłowe ilustrowane rysunkiem 1 niezbyt dobrze reprezentują zjawisko jakie jest celem badania (zmiany w zakresie zmienności cen). Znacznie lepiej sprawdza się tu indeks łańcuchowy, do którego przekonwertowano obserwacje. Przebieg tego indeksu ilustruje rysunek 2.



Rysunek 2. Łańcuchowy, tygodniowy indeks cen hurtowych cementu

<sup>8</sup> Wholesale Price Index for Cement, dane dostępne na stronie <http://eaindustry.nic.in/>

## 3.3 BADANIE EMPIRYCZNE

Analizując rysunek 2 zauważyć można:

- znaczne różnice zmienności w podokresach, szczególnie na końcu próby,
- grupowanie zmienności.

Obserwacje te wskazują na to, iż analiza zmian wariancji procesu może być zasadna. Kolejnym krokiem jest zbadanie własności statystycznych szeregu, szczególnie zaś charakterystyki rozkładu, autokorelacji i stacjonarności. Odpowiednie wyniki zawarto w tabeli 1.

Tabela 1.

Charakterystyki szeregu

Średnia	1,0009	Test Jarque-Bera na normalność rozkładu	169191,2 (0,0000)	Test ADF	-14,0165* (0.000)
Min.	1,1181				
Max.	0,9722				
Odch. Std.	0,0078				
Skośność	5,5261	Test Ljunga-Boxa dla poziomów - Q(5)	182,70 (0,0000)	Test KPSS	0,0610**
Kurtoza	72,9351				

W nawiasach () p-values, \* wartość statystyki  $t$  (wartości krytyczne na poziomie 1%; 5%; 10% - (-3,438);(-2,864);(-2,568), \*\* wartość statystyki LM (asympt. wartości krytyczne na poziomie 1%; 5%; 10% - 0,739; 0,463; 0,347).

Źródło: obliczenia własne.

Szereg jest skośny i leptokurtyczny, odrzucona została hipoteza o rozkładzie normalnym oraz za pomocą testów o odmiennej konfiguracji hipotez<sup>9</sup> potwierdzono brak pierwiastków jednostkowych szeregu.

Cement jest produktem charakteryzującym się znaczną sezonowością popytu, a co za tym idzie także sezonowymi wahaniami cen. Aby wyeliminować to źródło zmienności cen przed przystąpieniem do dalszych analiz szereg poddano filtracji filtrem Hodricka – Prescottta. Dodatkowo w celu uwzględnienia wpływu trzech obserwacji odstających wprowadzono zmienną 0-1. Dla tak przygotowanych danych oszacowano następnie model wystarczający do eliminacji autokorelacji składnika losowego. Modelem wystarczającym okazał się model autoregresyjny rzędu 3, AR(3). Tabela 2 zawiera wyniki estymacji, natomiast w tabeli 3 zamieszczono oceny dopasowania oraz testów diagnostycznych.

Interpretując zawartość tabeli 3 można stwierdzić dobre dopasowanie modelu do danych, brak autokorelacji reszt. Bardzo istotnymi wynikami są: utrzymująca się heteroskedastyczność składnika losowego oraz wynik testu na pominięty efekt ARCH (stowarzyszony z autokorelacją kwadratów reszt). Wskazują one na zasadność osobne-

<sup>9</sup> Jest to tzw. analiza potwierdzająca, w tym wypadku skuteczna, jednak jak wykazały badania symulacyjne mogąca prowadzić do błędnych wniosków w przypadku kiedy proces jest procesem typu TS (stacjonarnym) (por. Piłatowska, 2003, str. 113).



Tabela 2.

## Wyniki estymacji modelu AR(3)

Parametr	Ocena	Błąd standardowy	p-value
Stała	1,0009	0,0006	0
Zm 0-1	0,0057	0,0011	0
AR1	1,8171	0,0915	0
AR2	-1,3099	0,1257	0
AR3	0,4005	0,0573	0

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3.

## Dopasowanie i testy diagnostyczne

Nazwa miary/testu	Wartość	p-value
Logarytm wiarygodności	4120,53	–
R <sup>2</sup>	0,93	–
Test Jarque-Bera	4646,09	0
Test Ljunga-Boxa (reszty), Q(12)	13,92	0,306
Test Ljunga-Boxa (kwadraty reszt), Q(12)	279,07	0
Statystyka Durbina – Watsona	1,93	–
Test LM na autokorelację skł. losowego	13,54	0,331
Test LM na pominięty efekt ARCH	246,75	0
Test LM na heteroskedastyczność skł. losowego	127,96	0

Źródło: obliczenia własne.

go modelowania wariancji procesu. Oznacza to, iż marker zmienności wariancji może mieć w tym przypadku zastosowanie.

Zgodnie z przyjętą na wstępie metodologią, aby zrealizować cel badania podjęto próbę oszacowania modelu przełącznikowego typu MS(M)(AR(p))GARCH(p,q) o postaci ogólnej<sup>10</sup>:

$$y_t = \alpha_0 s_t + \sum_{m=1}^p \varphi_m s_t y_{t-m} + u_t, \quad (1)$$

gdzie:

$$u_t = h_t^{1/2} e_t \text{ oraz } e_t \sim i.i.d.(0, 1),$$

<sup>10</sup> W zakresie specyfikacji i metod estymacji por. np. Davidson (2004), Hamilton (1989), Hamilton, Susmel (1994), Krolzig (1998).

$$h_t = \beta_{0S_t} + \sum_{m=1}^{\infty} \beta_{mS_t} u_{t-m}^2. \quad (2)$$

W równaniu wariancji warunkowej (2) zastosowano specyfikację ARCH( $\infty$ ), która zawiera także modele klasy GARCH (p,q).

W modelu (1-2) każdy z parametrów może być potencjalnie zmienną losową, przełączaną pomiędzy wartościami ze skończonego zbioru wartości, zależnych od aktualnego stanu  $S_t$ , gdzie  $S_t = 1, \dots, M$ .

Zakłada się, iż zmienna  $S_t$  jest egzogenicznym, jednorodnym procesem Markowa o stałych prawdopodobieństwa przejścia  $\{p_{ij}\}$  takich że:

$$p_{ij} = \Pr(S_t = j | S_{t-1} = i).$$

Prawdopodobieństwo tego, że obserwowany proces  $y_t$  jest w stanie  $j$  w okresie  $t$  dane jest za pomocą równania filtrującego (uaktualniającego):

$$\Pr(S_t = j | \Omega_t) = \frac{f(y_t | S_t = j, \Omega_{t-1}) \Pr(S_t = j | \Omega_{t-1})}{\sum_{i=1}^M f(y_t | S_t = i, \Omega_{t-1}) \Pr(S_t = i | \Omega_{t-1})}, \quad (3)$$

gdzie  $\Omega_t$  oznacza całą informację (tj.  $y_{t-j}, S_{t-j}, j \geq 0$ ) dostępną w chwili  $t$ , oraz:

$$\Pr(S_t = j | \Omega_{t-1}) = \sum_{i=1}^M p_{ij} \Pr(S_{t-1} = i | \Omega_{t-1}), \quad (4)$$

gdzie prawdopodobieństwa przejścia  $p_{ij}$  stanowią  $M(M-1)$  parametrów do oszacowania.

Postać warunkowej funkcji gęstości zmiennej obserwowalnej:

$$f(\cdot | S_t = j, \Omega_{t-1})$$

wymaga przyjęcia założeń co do rodzaju rozkładu.

Oceny parametrów modelu mogą być uzyskane metodą największej wiarygodności. W tym celu wykorzystuje się funkcję wiarygodności postaci:

$$L = \sum_{t=1}^T \log \Pr \sum_{i=1}^M f(y_t | S_t = j, \Omega_{t-1}) \Pr(S_t = j | \Omega_{t-1}). \quad (5)$$

Maksymalizacji funkcji (5) dokonuje się dobrze znaną metodą za pomocą algorytmu EM lub BFGS<sup>11</sup>.

Po przeprowadzeniu licznych prób<sup>12</sup> oszacowano ostatecznie model w specyfikacji MS(2)(AR(3))ARCH(2) o postaci:

$$y_t = \alpha_{0t} + bD_t + \sum_{m=1}^3 \varphi_m y_{t-m} + u_t, \quad (6)$$

<sup>11</sup> Szczegóły, zob. Krolzig (1998), str. 8.

<sup>12</sup> Estymacji dokonywano za pomocą pakietu TSM gdzie częstym problemem jest brak zbieżności algorytmu Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS) optymalizacji funkcji wiarygodności.

gdzie:

$$u_t = h_t^{1/2} e_t \quad \text{oraz} \quad e_t \sim i.i.d.(0, 1),$$

$$h_t = \beta_0 s_t + \beta_1 u_{t-1}^2 + \beta_2 u_{t-2}^2 \quad (7)$$

oraz:  $S_t = 1, 2$ .

Model w specyfikacji (6), (7) zawiera sterowanie obserwowalnym procesem ceny poprzez nieobserwowalny proces stochastycznym zmiennej stanu  $S_t$ , o którym zakłada się iż jest jednorodnym łańcuchem Markowa o 2 stanach i właściwej macierzy prawdopodobieństw przejścia pomiędzy stanami. Zmienna  $D_t$  jest, jak w poprzedniej specyfikacji AR(3), zmienną 0-1 o wartości równej 1 dla tygodni trzech obserwacji odstających i 0 dla pozostałych tygodni próby. Parametrem zależnym od reżimu jest stała w równaniu wariancji warunkowej (7). Wyniki estymacji ilustrują tabele 4 i 5.

Table 4.

Wyniki estymacji modelu MS(2)(AR(3))ARCH(2)

Parametr	Ocena	Błąd standardowy	p-value
$p_{11}$	0,9655	—	—
$p_{22}$	0,9212	—	—
$\varphi_1$	1,5712	0,0475	0
$\varphi_2$	-0,9443	0,0646	0
$\varphi_3$	0,2397	0,0336	0
$\beta_1$	0,5861	0,1216	0
$\beta_2$	0,1795	0,0488	0
$\alpha_0$	0,9998	0,0003	0
$b$	0,0035	0,0003	0
$\beta_{01}$	0,0005	0,00001	—
$\beta_{02}$	0,0013	0,0003	—

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie tabel 4 i 5 można ocenić, iż model poprawnie reprezentuje badany proces. Szacunki wszystkich parametrów są statystycznie istotne, dopasowanie do danych jest zadawalające (wartość logarytmu wiarygodności wzrosła w porównaniu ze specyfikacją pozbawioną opisu zmienności wariancji procesu). Poprawie uległy także własności reszt, zarówno poziomy jak i kwadraty nie wykazują autokorelacji, efekt ARCH został także, jak się wydaje, poprawnie włączony do specyfikacji modelu.

W zakresie celu badania należy zauważyć, iż potwierdziły się wcześniejsze obserwacje o zróżnicowaniu poziomów zmienności. Oszacowany model wyraźnie wskazuje na okresową zmianę w zakresie wariancji, o dużej trwałości (szacunki prawdopodobieństw przejścia  $p_{11}$  oraz  $p_{22}$  są bliskie 1). W reżimie 1 stała w równaniu wariancji

Tabela 5.

## Dopasowanie i testy diagnostyczne

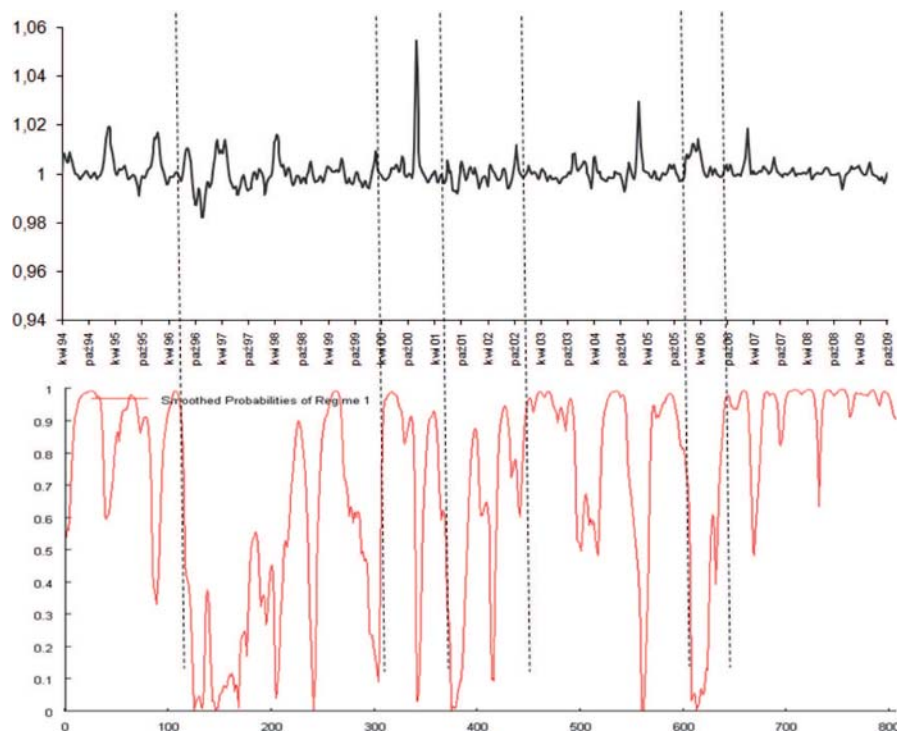
Nazwa miary/testu	Wartość	p-value
Logarytm wiarygodności	4344,32	—
R <sup>2</sup>	0,92	—
Test Jarque-Bera	17,97	0
Test Ljunga-Boxa (reszty), Q(12)	12,92	0,346
Test Ljunga-Boxa (kwadraty reszt), Q(12)	17,89	0,119
Statystyka Durбина - Watsona	1,89	—
Test LM na autokorelację skł. losowego	12,56	0,401
Test LM na pominięty efekt ARCH	3,56	0,736
Test LM na heteroskedastyczność skł. losowego	3,09	0,078

Źródło: obliczenia własne.

warunkowej jest wyraźnie niższa niż w reżimie drugim, co wskazuje na przeciętnie niższy poziom zmienności w reżimie 1. Przeciętny czas trwania procesu w reżimie 1 wynosi  $(1-0,96553)^{-1} = 29$  tygodni, natomiast w reżimie 2-13 tygodni. Najistotniejsze jest jednak pytanie, czy proponowany model może służyć detekcji zmoży. Można to ocenić na podstawie precyzji detekcji reżimów. Na rysunku 3 zestawiono przebieg wartości obserwowanej zmiennej (szereg po przefiltrowaniu filtrem H-P) oraz rysunek prawdopodobieństw wygładzonych dla reżimu 1 (czyli prawdopodobieństw warunkowych przebywania procesu w stanie  $S_1$  przy uwzględnieniu informacji z całej próby).

Liniami przerywanymi, w sposób przybliżony, zaznaczono fazy potencjalnej zmoży. Należy dodatkowo wziąć pod uwagę wpływ i znaczenie 3 obserwacji odstających. Oznaczają one w istocie (por. rysunek 1) jednorazowy, skokowy wzrost przeciętnej ceny rynkowej, po którym następuje stabilizacja na nowym, wyższym poziomie. Zatem mimo, iż formalnie oznaczają one nagły wzrost wariancji procesu (i w związku z tym na rysunku 3 są zarejestrowane jako gwałtowne redukcje prawdopodobieństw przebywania procesu w reżimie 1) powinno się uwzględnić ich realne, ekonomiczne znaczenie jako skoordynowanych akcji, podejmując próbę identyfikacji rodzaju równowagi rynkowej. Na podstawie rysunku 3 zasadne wydają się następujące wnioski:

- jako fazy potencjalnej zmoży można wskazać okresy:
  - 1994 – do połowy 1996 (faza I),
  - 2000 – do połowy 2001 (faza II),
  - od połowy 2006 do końca próby (szczególnie stabilny okres) (faza III).
- fazy załamania kartelu (konkurencji) można datować na:
  - okres od połowy 1996 – do połowy 2000 (faza 1),
  - 2001 do 2002 (faza 2),
  - rok 2006 (faza 3).



Rysunek 3. Indeks cen oraz prawdopodobieństwa wyglądzone dla reżimu 1

- okres od początku roku 2003 do końca 2005 nie daje się jasno zakwalifikować (okresy o niskiej wariacji przeplatają się z okresem wysokiej wariacji) Można zaryzykować obserwację, iż w roku 2004 nastąpiło faktyczne załamanie zmony. Rzecz jasna kluczowe jest pytanie, czy zakładany mechanizm detekcji zmony faktycznie działa. Weryfikacji można dokonać dysponując informacjami z przeprowadzonych postępowań antytrustowych oraz faktami dotyczącymi działania branży. Poniżej wymieniono najważniejsze fakty związane z funkcjonowaniem branży cementowej w Indiach, mogące mieć istotny związek ze wskazanymi fazami potencjalnej zmony.

Na podstawie postanowienia wydanego przez indyjską Komisję do spraw monopolii oraz zabronionych praktyk handlowych<sup>13</sup> wiadomo iż:

- a) w dniu 5 lipca 2000 roku w Jabalpur miało miejsce spotkanie przedstawicieli głównych graczy (posiadających łącznie ponad 60% udziałów w rynku), na którym podjęto wspólne działania mające na celu sztucznie ustalić cenę cementu oraz ustalić podaż cementu na rynku poprzez wspólne podniesienie ceny cementu oraz wstrzymanie dostaw na rynek w dniach 5 – 9 lipca 2000 r.,

<sup>13</sup> Monopolies and Restrictive Trade Practices Commission, akronim MRTPC. Zob. dokument elektroniczny: <http://www.baionline.in/media/data/MRTP2.pdf>

- b) skoordynowane wstrzymanie dostaw miało miejsce także w dniach 27.11.2000 – 4.12.2000 oraz 12.01.2001 do 19.01.2001.

Inne ważne fakty to:

- c) w roku 2001 oraz 2004 nastąpiło znaczne spowolnienie (w porównaniu z resztą próby) rocznego tempa wzrostu produkcji cementu<sup>14</sup>,
- d) w roku 2006 nastąpił gwałtowny wzrost konsumpcji cementu,
- e) w marcu 2004 do branży wszedł nowy gracz, Shanghi Cement.

#### 4. PODSUMOWANIE BADANIA ORAZ ANALIZA KOMPARATYWNA

Syntetyzując rezultaty przeprowadzonego badania należy stwierdzić, iż:

- zakładając pewien teoretycznie uzasadniony mechanizm determinujący równowagę rynkową z umowy i wynikający zeń rodzaj zaburzenia procesu ceny, zaburzenia takie wykryto wykorzystując wybrane narzędzie ekonometryczne,
- na podstawie rodzaju zaburzenia wydzielono fazy potencjalnej umowy oraz konkurencji (równowagi niekooperacyjnej innej niż jawna lub cicha umowa)
- zestawiając wykryte fazy z faktami historycznymi należy zauważyć, że:
  - o fakty a), b) potwierdzają prawidłowość detekcji fazy umowy II
  - o fakt c) jest zgodny z detekcją fazy konkurencji 2 (na podstawie modelu Bejger 2010, w fazie kurczenia się rynku minimalny udział w rynku, przy którym najmniejszy gracz jest skłonny uczestniczyć w umowie zwiększa się, zatem może nastąpić unilateralne zerwanie umowy gracza niezadowolonego),
  - o fakty c) i e) są zgodne z detekcją załamania się umowy w roku 2004,
  - o faza konkurencji 3 w zestawieniu z faktem d) oraz analizą przyczyny wzrostu wariacji w tym okresie (przyczyną, jak wynika z rysunku 2 był szybki sukcesywny wzrost ceny cementu do połowy omawianego okresu i następnie stabilizacja cen do końca okresu) nie może być jednoznacznie zakwalifikowana bez wykorzystania dodatkowych informacji, dotyczących procesu popytu rynkowego.

##### 4.1 ANALIZA KOMPARATYWNA

W cytowanej pracy Anand (2009), dokonano arbitralnie, głównie pod wpływem faktów a) i b) podziału badanej próby na okresy: konkurencji (brak kartelu) w latach 1994–1999 oraz kartelu (2000–2009). Konkluzje, jakie zawiera praca (badanie w podpróbach) są następujące:

- nie wykrywa się kartelu w latach 1994–1999,
- określa się okres formowania się kartelu (2000–2003) z kilkoma fazami załamania,
- krytycznym okresem (fazą kartelu) są lata 2004–2009.

<sup>14</sup> Dane pochodzą z Cement Manufacturer Association Annual Report 2009-10.

Konkluzje te oparto na badaniu trendu (liniowego) jednopodstawowego indeksu cen, badaniu wartości kwartalnych wahań sezonowych (bez analizy statystycznej) oraz analizie zmian w kosztach podstawowych czynników produkcji.

Wyniki obu badań (niniejszego i referencyjnego) są częściowo zbieżne, należy jednak zwrócić uwagę na różnice metodologiczne:

- celem niniejszej pracy jest weryfikacja funkcjonowania markera, którego zastosowaniem ma być detekcja potencjalnej zmowy (bez żadnych informacji wstępnych, tym bardziej prywatnych informacji graczy )
- detekcja zmowy oparta jest na podstawach teoretycznych (właściwych modelach równowagi) i wykorzystuje narzędzia statystyki matematycznej celem obiektywnego oszacowania wartości zakłóceń przyjętych jako znacznik zmowy/konkurencji.

#### 4.2 PODSUMOWANIE I KIERUNKI DALSZYCH BADAŃ

Wydaje się, iż detekcja rodzaju równowagi na podstawie opisanego znacznika zmowy okazała się zadawalająca i uzyskała częściowe potwierdzenie w posiadanych informacjach (z postępowania antytrustowego oraz ekonomicznych). Narzędzie ekonometryczne, jakie wykorzystano daje dość czytelne wskazania, jednak nie w pełni realizuje postulat niewielkich nakładów niezbędnych w aplikacji (wspomniane wcześniej trudności w estymacji modeli przełącznikowych spowodowały nieplanowane zwiększenie nakładu czasu). Głównym problemem jest jednak nikonkluzywność detekcji zmowy / konkurencji w okresie gwałtownego wzrostu rynku. Kolejnym etapem badania winno być zastosowanie analizy falkowej w celu dokładniejszego określenia momentów zmian poziomu wariacji procesu oraz wykorzystanie dodatkowych informacji dotyczących popytu rynkowego oraz cen czynników produkcji.

*Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu*

#### LITERATURA

- [1] Abrantes-Metz R., Froeb L., Geweke J., Taylor C., (2006), A variance screen for collusion, *International Journal of Industrial Organization* 24, 467-486.
- [2] Anand S., (2009), Identifying cartels using economic evidence, a case study of Indian cement industry, Competition Commission of India, New Delhi.
- [3] Athey S., Bagwell K., Sanchirico C., (2004), Collusion and price rigidity, *Review of Economic Studies*, 71, 317-349.
- [4] Bejger S., (2009), Ekonometryczne narzędzia detekcji równowagi zmowy w branży, *AUNC Ekonomia* XXXIX, 125.
- [5] Bejger S., (2010), Collusion and seasonality of market price – a case of fixed market shares, *Business and Economic Horizons*, 2, 48-59.
- [6] Bejger S., (2010a), Detekcja równowagi zmowy w branży z wykorzystaniem analizy falkowej – model teoretyczny, *AUNC Ekonomia* XLI, 7-26.
- [7] Bejger S., Bruzda J., (2010), Detekcja równowagi zmowy w branży z wykorzystaniem analizy falkowej – weryfikacja empiryczna, *AUNC Ekonomia* XLI, 27-42.



- [8] Bejger S., (2011), Polish cement industry cartel – preliminary examination of collusion existence, *Business and Economic Horizons*, 4, 88-107.
- [9] Bolotova Y., Connor J.M., Miller D.J., (2008), The impact of collusion on price behavior: Empirical results from two recent cases, *International Journal of Industrial Organization* 26, 1290-1307.
- [10] Cement Manufacturer Association Annual Report 2009-10, dokument elektroniczny: <http://www.cmaindia.org/portal/static/AnnualReport2009-10.pdf>.
- [11] Connor J., Helmers G., (2006), Statistics on modern private international cartels, 1990-2005, Dept. of Agricultural Economics, Purdue University, Working Paper #06-11.
- [12] Davidson J., (2004), Forecasting Markov-switching dynamic, conditionally heteroscedastic processes, *Statistic and Probability Letters*, 68(2), 137-147.
- [13] Hamilton J.D., (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica* 57, 357-384.
- [14] Hamilton J.D., Susmel R., (1994), Autoregressive conditional heteroscedasticity and changes in regime, *Journal of Econometrics* 64, 307-333.
- [15] Harrington J.E., (2005), Detecting cartels, working paper, John Hopkins University.
- [16] Konkluzje postanowienia MRTPC, dokument elektroniczny: <http://www.baionline.in/media/data/MRTP2.pdf>.
- [17] Krolzig H.M., (1998), Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions us-ing MSVAR for Ox, Working paper.
- [18] Maskin E., Tirole J., (1988), A theory of dynamic oligopoly II, *Econometrica* 56, 571-599.
- [19] Piłatowska M., (2003), *Modelowanie niestacjonarnych procesów ekonomicznych. Studium metodologiczne*, Wydawnictwo UMK, Toruń.
- [20] Rotemberg J., Saloner G., (1990), Collusive price leadership, *The Journal of Industrial Economics*, 39, 93-111.

## KARTEL PRODUCENTÓW CEMENTU W INDIACH – PRÓBA IDENTYFIKACJI

### Streszczenie

Artykuł poświęcony jest problematyce obiektywnej detekcji i oceny zmw uczestników rynków oligopolistycznych. Celem szczegółowym pracy jest sprawdzenie funkcjonowania jednej z metod ekonometrycznych detekcji zmywy związanej z określonym markerem (znacznikiem) zmywy. W pracy nakreślono motywacje teoretyczną markera, opartą na właściwych modelach teorii gier oraz wykorzystano model przełącznikowy Markowa typu MS(AR)GARCH jako narzędzie statystyczne. W celu weryfikacji empirycznej wybranej metody przeprowadzono próbę detekcji faz zmywy w branży cementowej Indii w latach 1994–2009. W rezultacie badania udało się otrzymać obiektywne wskazania faz zmywy i konkurencji, które znajdują częściowe potwierdzenie w faktach historycznych oraz badaniu referencyjnym.

**Słowa kluczowe:** Zmowa jawna i milcząca, równowaga, branża cementowa, wariancja ceny, model przełącznikowy Markowa

## INDIAN CEMENT CARTEL – AN ATTEMPT OF DETECTION

## A b s t r a c t

The article is devoted to problem of detection of overt or tacit collusion equilibrium in the context of choice of the appropriate econometric method, which is determined by the amount of information that the observer possesses. As a particular method to be used we have chosen a collusion marker coherent with an equilibrium of the proper model of strategic interaction – the presence of structural disturbances in the price process variance for phases of collusion and competition. We than used a proper econometric tool, namely Markov Switching Model with switching in variance regimes in order to verify its functionality in a context of a research. We applied the model to cement industry of India in a period of 1994–2009. We have reached some promising effects in discovery of collusion and competition phases, partially confirmed by facts from functionality of the industry and by reference research.

**Key words:** explicit and tacit collusion, collusive equilibrium, cartel detection, cement industry, price variance, Markov switching model