

# マーケット・パワーおよび費用効率性の構造モデル推計

—日本の植物油製造産業を対象として—

東京大学大学院・日本学術振興会特別研究員 中島 亨

## 1. はじめに

産業集中度の増大が経済に与える効果は、マーケット・パワー増大による厚生損失と、費用効率性の増大による厚生増大の2つに分けられ、競争政策における検討課題となってきた。しかし、既存研究の多くはマーケット・パワーの推計のみに焦点を当て、両者を同時推計する実証分析はあまり行われてこなかった。

本稿は、日本の植物油製造産業を対象に、マーケット・パワーと費用効率性を同時推計する。特に、2003年以降の市場構造の変化を考慮した推計モデルを採用し、構造変化前後の比較を行う。

## 2. 植物油製造産業の市場構造

日刊経済通信社[3]によると、日本の植物油製造産業は1979年をピークに企業数、工場数ともに減少を続け、大手企業への集中化、大手間の生産・流通面における業務提携や、生産委託等による生産面の集約化および合理化が進展した。

しかし、製油業界は2002年から2004年にかけて劇的な構造変化を遂げた。すなわち、2002年10月に日清製油、リノール油脂、ニッコー製油が経営統合して日清オイリオグループが形成される一方、2002年4月にホーネンコーポレーションと味の素製油が経営統合し豊年味の素製油を設立、2003年4月には吉原製油と経営統合し、J-オイルミルズを設立した。2004年7月には各グループ内の企業合併が行われ、日清オイリオグループとJ-オイルミルズが株式会社として稼働した。

図1は食用植物油製造産業の市場構造に関する指標の変化を表したものである。企業数や工場数

が1979年以降減少する一方、上位4社集中度および各企業のシェアの二乗和であるハーフィンダール・ハーシュマン指数（HHI）は2003年以降急激に増大している。これは上記の2大グループ成立による市場構造の変化が表れているといえる。

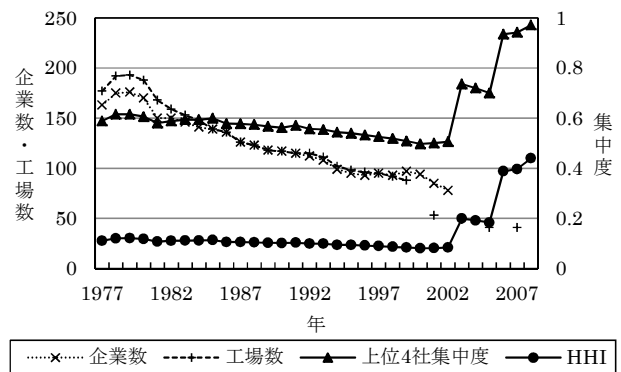


図1 食用植物油製造企業の販売集中度

出所：日刊経済通信社[3]

## 3. モデル

Lopez et al. [2]に基づき、産業集中度の指標を用い、マーケット・パワーと費用効率性を区別した定式化を行う。各企業の利潤最大化問題の1階条件から、産業の供給モデルは次のように表せる。

$$p = -\frac{H(1+\Phi)}{\eta} + \sum_i \sum_j \alpha_{ij} w_i^{1/2} w_j^{1/2} + t \sum_i \gamma_i w_i + 2HQ \sum_i \beta_i w_i \quad (1)$$

ただし、 $p$ は販売価格、 $Q$ は産業の生産量、 $w_i$ は要素価格、 $\eta = (\partial Q / \partial p) / (1/Q)$ は需要の半弾力性、 $H$ はHHIを表す。また、 $\Phi$ は産業の推測的変分を表し、 $\Phi = -1$ のとき完全競争状態を、 $\Phi = 0$ のときクールノー型の寡占市場を表す。 $\alpha_{ij}$ 、 $\beta_i$ 、 $\gamma_i$

はパラメータである。なお、費用関数は修正一般化レオンチェフ型を仮定している。

一方、需要関数は、

$$\ln Q = \delta_0 + \eta p + \sum_i \delta_i z_i \quad (2)$$

と表せ、 $z_i$ は外生変数、 $\delta_i$ はパラメータである。

(1)式を $H$ について微分すると、

$$\frac{\partial p}{\partial H} = -\frac{(1+\Phi)}{\eta} + 2Q \sum_i \beta_i w_i \quad (3)$$

となり、集中度の変化が価格に与える影響は、マーケット・パワーによるもの(右辺第1項)と費用効率性によるもの(右辺第2項)に識別される。

#### 4. 実証分析

$p$ 、 $Q$ 、 $H$ はいずれも食用植物油製造産業のデータである(日刊経済通信社[3])。 $w_i$ は工業統計より、同産業の有形固定資産額年初現在高、現金給与総額、原材料使用額を用いた。 $z_i$ には国内総生産(IMF[2])およびトレンド項を使用した。価格データは消費者物価指数を用いて実質化した。

1977年から2007年までの年次データを用い、(1)、(2)式を非線形3段階最小二乗法により同時推計し、 $\Phi$ 、 $\eta$ 、(3)式の集中度変化の各効果について結果を示したものが表1である。ここでは、2003年以降を1、それ以前を0とするダミー変数を用い、構造変化前後の各パラメータを比較可能な定式化を行った。

表1より、 $\Phi$ は2002年以前は-0.04であり、 $\Phi = -1$ はWald検定で棄却されなかった。しかし、2003年以降は0.84となり、同帰無仮説は10%水準で棄却され、 $\Phi = 0$ は棄却されなかった。よって、完全競争的であった産業が2003年以降はクールノー型の寡占市場へ変化したといえる。

また、 $\eta$ も-0.08から-0.14と変化し、2003年以降弾力的になっていることがわかる。

集中度の変化による価格の変化については、マーケット・パワーの要因が2002年以前よりも2003年以降の方が大きくなっている。費用効率性については、2002年以前は負であるが有意ではなく、2003年以降には負で有意となった。販売価格への影響は、2002年以前は正であり、2003年以

降は負となった(ただし、いずれも有意ではない)。

表1 パラメータ推計結果

パラメータ	期間	推計値	標準誤差
$\Phi$	(-2002)	-0.040	0.768
	(2003-)	0.838	1.064
$\eta$	(-2002)	-0.084	0.051
	(2003-)	-0.148***	0.053
マーケット・パワー	(-2002)	3.9 e+6**	1.8 e+6
	(2003-)	4.3 e+6**	1.7 e+6
費用効率性	(-2002)	-2.5 e+6	1.6 e+6
	(2003-)	-4.4 e+6**	1.7 e+6
販売額への影響	(-2002)	1.5 e+6	9.2 e+5
	(2003-)	-1.0 e+5	1.4 e+5
	期間	$\chi^2$ 統計量	p値
$\Phi = -1$ のWald検定	(-2002)	1.562	0.211
	(2003-)	2.983*	0.084

註1) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

#### 5. 結論

実証分析の結果から、2003年以降の植物油製造産業の集中度の増大により、産業の市場行動は完全競争的なものから寡占的なものに変化した。集中度の増大が販売価格に与える影響については、2002年以前は費用効率性以上にマーケット・パワーが増大しており、統計的に有意ではないが、集中度の増大により価格が上昇する結果となった。しかし、2003年以降はマーケット・パワーの増大以上に費用効率性が増大し、結果として(統計的に有意ではないものの)集中度の増大により販売価格が下落するという結論が得られた。つまり、2002年以前の寡占化と異なり、2003年以降の大型企業合併は、マーケット・パワーの増大以上に費用効率性の増大をもたらしたことが明らかとなった。

#### 参考文献

- [1] IMF *International Financial Statistics*, CD-ROM, March 2011.
- [2] Lopez, R.A., A.M. Azzam, and C. Liron-Espana "Market Power and/or Efficiency: A Structural Approach" *Review of Industrial Organization*, 20, 2002, pp115-126.
- [3] 日刊経済通信社『酒類食品産業の生産・販売シェア』各年版。