

2017 年度 卒業論文

石油業界における合併の分析

慶應義塾大学 経済学部
石橋孝次研究会 第 18 期生

関口 尚輝

はしがき

卒業論文のテーマとして合併を選んだ理由のうち、1 つは三田論でもやったからという理由に尽きる。三田論では初めての論文執筆ということもあり、テーマ決めやデータ収集に手間取ってしまった。結果論文は完成したものの既に起こった合併の事後評価という学問的にも社会的にも意義の小さいものとなってしまった。そこで卒業論文では時間も経験も豊富なため、再び合併というテーマに挑み意義の高い論文を書こうと決めた。もう 1 つはクールノー競争を分析に利用できるという点である。2 年のミクロ経済学初級で「独占価格が競争価格より高い」という直感的事実が数式でも説明されていて感動を覚えた。加えて寡占での企業数を変化させることで独占や完全競争も描写できる美しさに惹かれ、ミクロ系の石橋ゼミに入った。実際、石橋ゼミではラーナー公式から競争度の分析まで幅広くクールノー競争を学ぶことができた。今回用いたのはミクロ経済学初級でやるようなクールノー寡占ではないものの、その応用分野を利用して論文が執筆できて光栄である。

石油業界を産業に決定したのは念入りな調査や思考の結果ではなく、ましてや興味があったからでもなくただの偶然である。しかし先行研究の豊富さの面でも社会的な意義の面でもこれほどびったりな産業は無いと思えた。当初は OPEC と聞いてもピンとこなかった自分だが、調べるにつれ日本の発展を支えてきた重要な産業であることが分かってきた。やりたい分析を実現させてくれた恩返しの意味も込めて、この論文が石油業界の発展に寄与できればと思う。

目次

序章	1
第1章 現状分析	2
1.1 合併について	2
1.2 石油業界について	4
第2章 事後評価による合併の単独効果の分析	8
2.1 先行研究：Coloma (2002)	8
2.2 実証分析	14
2.3 考察	20
補論	22
第3章 合併シミュレーションによる単独効果の分析	23
3.1 先行研究：Greenfield <i>et al.</i> (2015)	23
3.2 日本の市場における合併シミュレーション	27
3.3 考察	31
第4章 合併の協調効果の分析	33
4.1 先行研究：Vasconcelos (2005)	33
4.2 実証分析	41
4.3 考察	44
補論	46
第5章 結語	48
参考文献	49

序章

本稿の目的は実際に起こった合併とシミュレーションによる仮想的合併についてその影響を明らかにすること、またその合併に対する公正取引委員会の判断の正当性を問うことである。経済学の中でもマクロ経済学に比べ社会との関わりが薄いミクロ経済学が、現実の経済の分析に利用されているものの一つに合併審査がある。その合併審査に関わる大きなニュースとして、JXホールディングスと東燃ゼネラル石油、出光興産と昭和シェル石油の合併容認がある。同時期に2つ、同規模の水平合併が起こるのは他業界でも類を見ない大変革であり、実際には後者の合併は実現しなかったものの、その2つが実現していた場合通常では大きな厚生損失が予想される。その厚生への影響を分析し、ミクロ経済学や産業組織論と現実との橋渡しである合併審査の正当性を問うことが本稿の主な目的である。

本論文の構成は以下の通りである。第1章では、論文を理解するにあたり必要な合併に関する現状分析と、石油業界の現状分析を行っている。第2章では、Coloma (2002) を紹介し、またそれに基づいた実証分析を行い合併の事後評価を行っている。第3章では、合併シミュレーションの理論的分析に用いる Greenfield *et al.* (2015) を紹介している。加えて実証分析を行い、第2章の実証結果も用いて合併シミュレーションによる厚生分析を行っている。第4章では、暗黙の共謀に関する先行研究である Vasconcelos (2005) を紹介し、実証分析や前章までの実証結果を用いて協調効果のシミュレーションを行っている。最後の第5章では前章までの分析から公正取引委員会への提言を行い、本論文の結論としている。

第 1 章 現状分析

1.1. 合併について

1.1.1. 合併の定義

合併とは 2 社以上の会社が法的に 1 社にまとめられ 1 つの企業となることで、近年耳にする事の多い M&A はこの合併(Mergers)と買収(Acquisitions)の略である。どちらも市場の企業数減少や経営の統一化など共通する効果を持つため、公正取引委員会ではこれらをまとめて企業結合と呼んでいる。経済学や産業組織論の文脈でも、これらを特に区別せずに合併と呼ぶことが多い。

本論文でも取り扱った J Xホールディングスと東燃ゼネラルの合併など巨大な企業同士の合併は大きく取り上げられ、場合によっては公正取引委員会の審査を受けることもある。ではなぜ合併がそういった審査の対象となるのか、その影響について以下で説明する。

1.1.2. 合併の効果

合併の影響としてまず自明なものは市場の企業数の減少である。また、企業が公正取引委員会の審査を受ける際に主張するものとしてシナジー効果による費用の減少があげられる。ここでいうシナジー効果とは生産を統一することによる規模の経済性や技術的な協力・共有による技術革新が挙げられる。このとき、これらの変化が最終的に市場に与える影響を大きく「単独効果」「協調効果」の二つに分けることが出来る。まず単独効果とは合併がその市場の価格や生産量、経済厚生に与える影響のことを言う。例えば市場に n 個の企業が存在し、それらの限界費用が全て一定かつ同じとすれば、均衡における生産量や価格は n の簡単な関数になる。従って合併によって企業数が減少すればこれらや経済厚生に対し自ずと影響を与えることになり、それが単独効果となる。また、費用が減少すれば価格や消費者余剰、経済厚生にプラスの効果を与え、この単独効果こそが公正取引委員会が合併を容認する一因である。このとき重要なのは、これは「合併の前後で市場の企業が競争の形態を維持する」という仮定の下での効果である、ということである。

一方で協調効果とは、合併によって市場の競争状態が変化する効果をいう。市場の構造や合併する企業によっては、合併によって今まで不可能だった協調的行動が可能

になることがある。例えば、協調にとって重要なのはそれによって不利益を被り¹逸脱する企業が存在しないことだが、合併によって企業のおかれている状況が対等になりそういった企業がなくなれば、企業には協調的行動をとるインセンティブが出てくる。市場の競争状態を維持し高い厚生を実現することが目的である公正取引委員会にとって、これも合併審査における一つの重要な基準となる。

1.1.3. 合併の審査

それではその審査はどのような流れで行われ、その結果どのように合併が実現するのかを説明する。

まず当時会社の役員の異動や株式移転の観点から、そもそもその合併が企業結合審査の対象となるのかを判断する。保有する株式に係る議決権を合計した割合が50%を超えるなど、一定の行為類型に当てはまるもののみが対象となる。

次に審査する際に対象となる市場がそもそもどこまで含まれるのかを決定する。この範囲は対象商品の範囲に加え、地理的範囲なども勘案される。この範囲は、主に消費者から見て、その市場の商品と代替性があるかによって決まる。

次はその範囲に従い、合併の及ぼす影響を簡単に判断する。これは、競争を制限するおそれが限りなく低いものをふるい分けるもので、公正取引委員会が審査を効率的に行うための手段である。具体的にはセーフハーバー基準というものをを用いており、合併前の市場シェアから合併後のHHI(ハーフィンダール・ハーシュマン指数)を算出し、その値や増分²で判断している。この基準に該当する合併は審査対象外となり、逆に該当しない合併は次以降の審査を受けることとなる。

最後の審査が本論文と同様の単独効果、協調効果による分析である。財の性質や競争の状態によって、簡易なものから複雑なものまで多種多様なモデルを用いて分析する。これによって競争を制限すると判断された場合、排除措置によって合併が不可能になるか、以下で示す問題回復措置を提案し、それを行うことで可能となる。

1.1.4. 問題解消措置と事例

問題解消措置とは、競争を制限すると判断された合併に対し、当事会社が合併を可

¹ ここでいう「不利益」とは厳密には機会損失の事を指す。

² 本論文で扱う水平的合併の場合、①HHI1,500 以下 ②HHI 1,500 超 2,500 以下 かつ HHI 増分 250 以下、③HHI 2,500 超かつ HHI 増分 150 以下のどれかに該当すればよい。

能とするために行う措置のことであり、競争を強化する、合併外企業の費用の一部を負担する、などがあげられる。実際にどのような例で競争を制限すると考えられ、どのような問題解消措置が取られたのか、以下の事例で説明する。

事例：Nestlé の Perrier 買収³

1992年2月7日、Nestlé は Perrier 買収の計画を EC に報告した。当時のフランスのミネラルウォーター市場の主要3社のシェアは Perrier が 36%、BSN が 23%、Nestlé が 17%だった。合併によってシェアが 53%となるため、欧州委員会は単独効果によってこれを拒否した。そこで2社はブランド Volvic (シェア 15%) を BSN へ買却することで、市場は均等な寡占状態 (シェア 38%) になると主張した。これが問題解消措置である。しかし欧州委員会は協調効果によりこの提案を拒否した。元々水の需要は非価格弾力的であることなどから協調が起りやすく、売却によってこの2企業が対称的になったことで非常に協調が起りやすくなった一方で、Volvic の BSN への売却がなければ、Nestlé-Perrier の余剰設備は BSN よりはるかに大きく、協調行動が起りにくい。以上の理由から EC はこの問題解消措置を拒否したのである。最終的に、2社はこれに加え 30 億リットルの生産設備に相当する自社の様々なブランドを他社に販売することを提案し、欧州委員会はこれを受諾して Nestlé は Perrier を買収した。

1.2.石油業界について

1.2.1. 石油業界の特徴

①原料の輸入依存

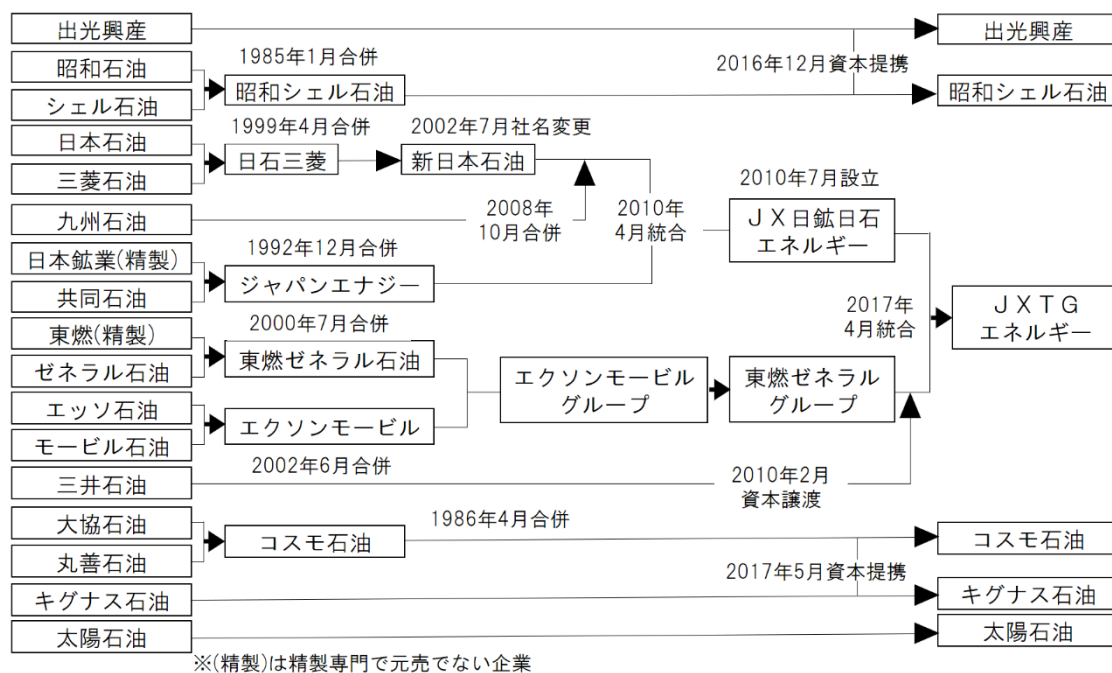
石油製品は全て原油を原料として作られているが、その原油の自給率は 2012 年で 0.4%と非常に低く、ほぼすべてを輸入に依存している。従って、分析でも為替レートを外生変数として用いるなど海外の影響を考慮する必要がある。

②業界の激しい変遷

下の図 1-1 は M&A による業界の変遷の様子を表した図である。図から、ここ 20 年の間に M&A によって企業数が 1/3 以下に減少していることが分かる。ここからも石油業界と合併は密接に関係しており、その合併の分析が重要であることが見て取れる。

³ Belleflamme and Peitz (2015)を参考にしている。

図 1-1 石油業界の変遷



出所：石油連盟編「今日の石油産業 2017」

1.2.2. 石油製品について

石油業界における財である石油製品には我々の生活に身近なものからなじみの無いものまで多くの製品がある。身近なところでは本論文の研究対象であるガソリンや灯油、軽油、LP ガスなどがあり、一方コークス、A 重油などなじみの無い石油製品も石油業界に含まれる。このように石油業界は広範であり全ての製品市場について分析を行うことは困難であるため、本論文では前述の通りガソリンを研究対象とする。

1.2.3. ガソリン市場について

①市場構造について

下の表 1-1 は、2015 年のガソリンの元売り別の市場シェアをまとめたものである。図から、下位 2 企業が上位 5 企業に大きく引き離されていることが分かる。同質財数量競争を仮定すると、一般的なクールノー寡占の他に、下位 2 社が競争的周縁であるモデルも考えられる。また、現在は JX エネルギーと東燃ゼネラル石油は合併しており、その一社が価格先導者であるようなモデルも十分考えられる。

表 1-1 ガソリン市場のシェア

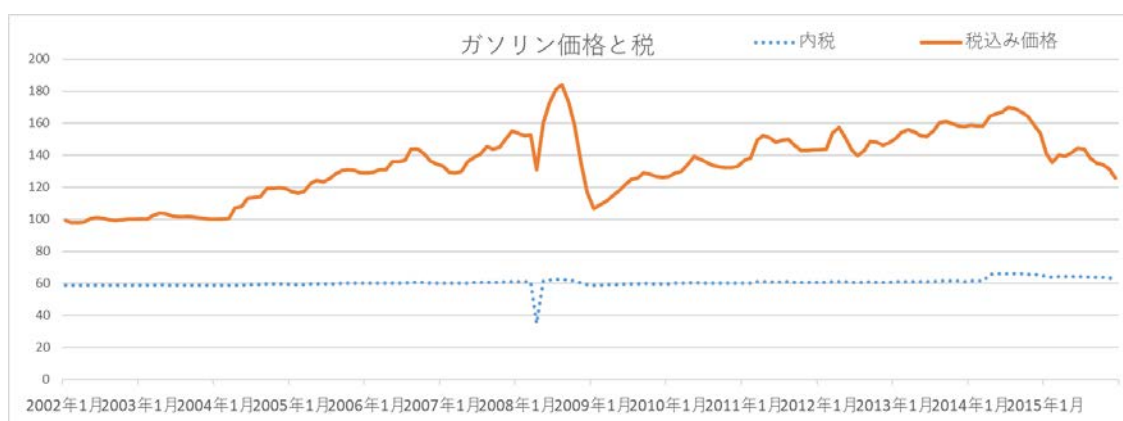
企業名	市場シェア
J Xホールディングス	0.332
出光興産	0.151
コスモ石油	0.135
昭和シェル石油	0.15
東燃ゼネラル石油	0.159
キグナス石油	0.026
太陽石油	0.047

出所：JXTG エネルギーホームページ

②ガソリンの価格と税について

ガソリンは一般的な財にかかる消費税に加えガソリン税が課税される。1L あたり 53.8 円(2008 年 4 月のみ 28.7 円)が課税され、以下に示すように税額が税込み総額に示す割合は大きい。

図 1-2 ガソリン価格と税



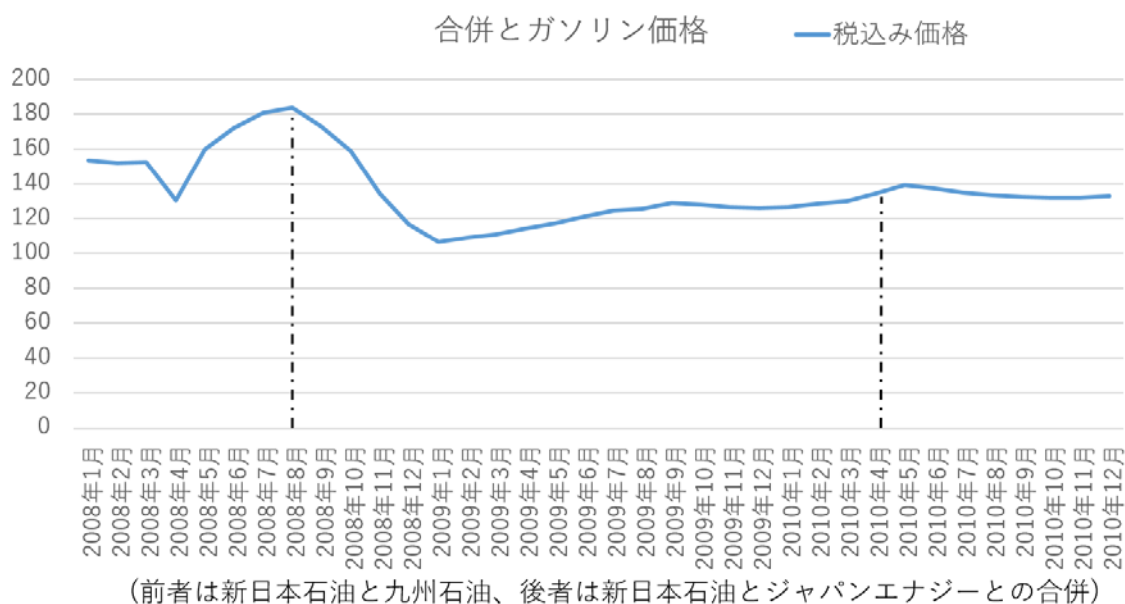
出所：石油情報センターホームページ

上の図 1-2 はガソリン 1L あたりの税込価格とその税額の推移である。高い時期では販売価格の半分以上を税が占めており、消費者側の価格と生産者側の価格の差が大きいことが分かる。この理由から、後で示す実証分析では先行研究に従い消費者側の価格と生産者側の価格を分けて分析を行っている。

③価格と合併について

本論文では合併が価格や厚生に与える影響を分析していくが、詳細な分析に入る前に実際に合併の前後で価格がどのように変動をしていくかを簡単に見ていく。

図 1-4 合併とガソリン価格



出所：石油情報センターホームページ

上の図は本論文で扱う合併(後者)とその周辺で起こった合併、そしてその際の価格を表したものである。この図から分かることは、どちらも合併のあった月は軒並み価格が前月に比べ高くなっている、ということである。これは合併によって競争が阻害され価格が上がるといった一般的な経済理論が、ガソリン市場でも通用しそうだということの意味している。価格への影響要因は無論合併以外にもあるため、厳密にはそれを制御したうえでの効果を見なくてはいけないが、合併が価格へ影響を与えているという事実の確認には十分であると思われる。

第2章 事後評価による合併の単独効果の分析

この章では、アルゼンチンのガソリン市場における買収前後の競争状態の変化を考察した Coloma (2002) を紹介する。また Coloma (2002) に従って日本のガソリン市場における合併の分析を行う。

2.1. 先行研究：Coloma (2002)

この論文では、アルゼンチンのガソリン市場における YPF の Repsol 買収前後の競争状態の変化を考察している。その内容として

1. Wald 検定を用い、前後の競争度を検定したもの。
 2. 競争状態を前後で仮定し、それらをJ 検定を用い検定したもの。
- の2つがあり、2つに分けて紹介する。

2.1.1. Coloma (2002) -Wald 検定による競争状態の分析-

まず、ガソリン市場における逆需要関数を以下のように仮定する。

$$P_g + T_g = A_t + \beta_1 \cdot GDP_{pc} + \beta_2 \cdot Dens + \beta_3 \cdot (Q_g/Pop)$$

ここで P_g はガソリンの税抜き価格、 T_g は税額、 GDP_{pc} は1人当たり GDP、 $Dens$ は人口密度、 Q_g はガソリンの消費量である。また、国全体で同じこの形の需要関数を仮定している。これによってアルゼンチンの一人当たりの平均的な需要を計測しようとしている。

また、ガソリン生産の限界費用は一定と仮定し、各企業の限界費用の式をシェアで重みづけし足し合わせることで以下の式を得る。

$$MC_g = C_i + \gamma_1 \cdot WTI + \gamma_2 \cdot Oil$$

ここで i は州を表し、 WTI は WTI 原油価格、 Oil はガソリンの総生産量でどちらも外生変数と仮定する。競争状態として、1.完全競争、2.クールノー寡占、3.価格先導型競争、4.共謀の4つを考えると、限界収入(MR_g)はそれぞれ

(1) $MR_g = P_g$

(2) $MR_g = P_g + \beta_3 \cdot HHI \cdot (Q_g/Pop)$

$$(3) MR_g = P_g + \beta_3 \cdot SYPF \cdot (Q_g/Pop)$$

$$(4) MR_g = P_g + \beta_3 \cdot (Q_g/Pop)$$

で表される。(ただしSYPFはYPFのシェア、導出は補論を参照)よって、 $MR = MC$ より以下の供給サイドの価格方程式を得る。

$$(1) P_g = C_i + \gamma_1 \cdot WTI + \gamma_2 \cdot Oil$$

$$(2) P_g = C_i + \gamma_1 \cdot WTI + \gamma_2 \cdot Oil - \beta_3 \cdot HHI \cdot (Q_g/Pop)$$

$$(3) P_g = C_i + \gamma_1 \cdot WTI + \gamma_2 \cdot Oil - \beta_3 \cdot SYPF \cdot (Q_g/Pop)$$

$$(4) P_g = C_i + \gamma_1 \cdot WTI + \gamma_2 \cdot Oil - \beta_3 \cdot (Q_g/Pop)$$

このとき、 θ を用いてこれらを以下のように表すことができる。

$$P_g = C_i + \gamma_1 \cdot WTI + \gamma_2 \cdot Oil - \beta_3 \cdot \theta \cdot (Q_g/Pop)$$

ここで θ は市場の競争度を表し、(1)のとき $\theta = 0$ 、(2)のとき $\theta = HHI$ 、(3)のとき $\theta = SYPF$ 、(4)のとき $\theta = 1$ である。買収前後のこの値の変化によって、買収による競争状態の変化を捉えることが出来る。考えるモデルの総数は $4 \times 4 = 16$ 個あるが、買収によって競争が激しくなることは無い、などの理由から以下の8種類に絞って考える。

12: 完全競争→クールノー

13: 完全競争→価格先導モデル

14: 完全競争→共謀

22: クールノー→クールノー

23: クールノー→価格先導モデル

24: クールノー→共謀

33: 価格先導モデル→価格先導モデル

34: 価格先導モデル→共謀

このとき、例えば23モデルの価格方程式は合併以降1のダミー:Mergeを用いて

$$P_g = C_i + \gamma_1 \cdot WTI + \gamma_2 \cdot Oil - \beta_3 \cdot HHI \cdot (1 - Merge) \cdot (Q_g/Pop) - \beta_3 \cdot SYPF \cdot Merge \cdot (Q_g/Pop)$$

と表せる。ここで合併前後の競争度 θ_1, θ_2 を用いることで、先のモデルを統一的に扱える以下の同時方程式モデルを得る。

$$P_g + T_g = A_t + \beta_1 \cdot GDP_{pc} + \beta_2 \cdot Dens + \beta_3 \cdot (Q_g/Pop) \quad (2.1)$$

$$P_g = C_i + \gamma_1 \cdot WTI + \gamma_2 \cdot Oil - \beta_3 \cdot \theta_1 \cdot (1 - Merge) \cdot (Q_g/Pop) - \beta_3 \cdot \theta_2 \cdot Merge \cdot (Q_g/Pop) \quad (2.2)$$

ここで価格と消費量の内生性のため、各州、月、年のダミー、WTI原油価格、総人口、人口密度、1人当たりGDPを操作変数として三段階最小二乗法を用いている。その回帰結果が以下の表である。

表 2-1 同時方程式モデルの回帰結果(Coloma (2002))

変数	係数	標準誤差
逆需要関数		
定数項	1.0578***	0.01428
1人当たりGDP	-0.000011***	0.000001
人口密度	0.000019***	0.000001
1人当たり消費量	-0.01289***	0.000609
決定係数	0.6953	
供給の価格方程式		
定数項	0.2970***	0.02891
WTI原油価格	0.8273***	0.05808
ガソリンの総生産量	-0.000046***	0.000008
合併前の競争度(θ_1)	0.3859***	0.06556
合併後の競争度(θ_2)	0.5858***	0.07393
決定係数	0.9339	

(注) ***は1%有意を表す。

出所：Coloma (2002)、

全ての係数が有意であるが、解釈は重要なものに関するのみに留める。最も注目すべきは内生性が解消され、理論通り消費量の係数が負であることであろう。ま

た、競争度に関しても $0 \leq \theta_1 \leq \theta_2 \leq 1$ を満たしており、理論通りの結果が得られている。また総生産量の係数は負であり規模の経済性を表していると考えられる。

次にこの回帰結果を用い、Wald 検定によって 8 つのモデルに関し仮説検定を行った。

表 2-2 Wald 検定の結果(Coloma (2002))

帰無仮説のモデル	θ_1 の真の値	θ_2 の真の値	Wald 係数	p 値
完全競争-クールノー (12)	0.0000	0.3857	62.4768	0.0000
完全競争-価格先導 (13)	0.0000	0.5275	121.9728	0.0000
完全競争-共謀 (14)	0.0000	1.0000	559.3168	0.0000
クールノー-クールノー (22)	0.3119	0.3857	14.4425	0.0007
クールノー-価格先導 (23)	0.3119	0.5275	1.4698	0.4796
クールノー-共謀 (24)	0.3119	1.0000	197.3365	0.0000
価格先導-価格先導 (33)	0.4416	0.5275	11.3567	0.0034
価格先導-共謀 (34)	0.4416	1.0000	106.8079	0.0000

出所：Coloma (2002)

表より 23 モデル(合併前クールノー→合併後価格先導)の時のみ帰無仮説を一般的な有意水準で棄却できない。この分析から、当該市場では 23 モデルが当てはまるとして後の分析を行う。

2.1.2. Coloma (2002) -J検定による競争状態の分析-

次に、先の 8 種類について J 検定を行う。

まず、各仮説 h における θ_1, θ_2 の理論値をそれぞれ(2.1)式、(2.2)式に代入し、その元で先のモデルを推定することで価格の予測値 $(\overline{P_g + T_g})_h, \overline{P}_{g_h}$ を求める。従って、仮説ごとの合計 8 つの予測値の列のペアが作られることとなる。このときは、先の分析と同様三段階最小二乗法を使用する。その大まかな結果が以下の表 2-3 である。

表 2-3 各モデルの決定係数(Coloma (2002))

モデル	需要側の決定係数	供給側の決定係数
完全競争-クールノー (12)	0.6925	0.7084
完全競争-価格先導 (13)	0.6926	0.6623
完全競争-共謀 (14)	0.6933	0.6112
クールノー-クールノー (22)	0.6956	0.8810
クールノー-価格先導 (23)	0.6956	0.8576
クールノー-共謀 (24)	0.6935	0.8389
価格先導-価格先導 (33)	0.6956	0.8719
価格先導-共謀 (34)	0.6936	0.8586

出所：Coloma (2002)

表 2-3 より、需要側の決定係数はほぼ同じだが、供給側に関しては上 3 つのモデルの決定係数のみ明らかに低いことが分かる。よってこの 3 つを除外した 5 つに関してのみ以降のステップを行う。

次に仮説の中の任意の 2 つの仮説、帰無仮説 0 と対立仮説 1 について上の予測値を代入した以下のモデルを推定し、 α を検定する。

$$P_g + T_g = A_t + \beta_1 \cdot GDP_{pc} + \beta_2 \cdot Dens + \beta_3 \cdot (Q_g/Pop) + \alpha \cdot [(\overline{P_g + T_g})_1 - (\overline{P_g + T_g})_0]$$

$$P_g = C_1 + \gamma_1 \cdot WTI + \gamma_2 \cdot Oil - \beta_3 \cdot X_0 + \alpha \cdot [\overline{P_g}_1 - \overline{P_g}_0]$$

ただし X_0 は帰無仮説 0 の式における外生変数である。 $\alpha = 1$ ならば仮説 1 のモデルの方が説明力が高く、逆に $\alpha = 0$ ならば仮説 1 のモデルの説明力は高くない。よって全ての組み合わせに対し $\alpha = 0$ の t 検定を行うことでモデルの優劣を見ていく。その結果が以下の表 2-4 である。

表 2-4 J検定の結果(Coloma (2002))

		22 モデル	23 モデル	24 モデル	33 モデル	34 モデル
クールノー-	t 統計量	-	1.4441	2.7382	-0.1451	2.4622
クールノー (22)	p 値	-	0.0082	0.0062	0.8261	0.0139
クールノー-	t 統計量	-0.4478	-	1.1079	-0.6311	0.9261
価格先導 (23)	p 値	0.4164	-	0.2680	0.2306	0.3545
クールノー-	t 統計量	7.0700	6.8635	-	6.7512	2.5520
-共謀 (24)	p 値	0.0000	0.0000	-	0.0000	0.0108
価格先導-	t 統計量	1.1447	1.6239	2.6905	-	2.3220
価格先導 (33)	p 値	0.0839	0.0018	0.0072	-	0.0204
価格先導-	t 統計量	6.5741	6.4451	-0.9566	6.1827	-
共謀 (34)	p 値	0.0000	0.0000	0.3389	0.0000	-

出所：Coloma (2002)

特筆すべきは 23 モデルである。23 モデルが帰無仮説の場合ほどのモデルも $\alpha = 0$ を棄却できず、一方対立仮説の場合は他のすべてのモデルで $\alpha = 0$ を棄却している。

以上の 2 つの分析から、この市場では 23 モデルが当てはまるとして議論を進める。

2.1.3. Coloma (2002)-厚生効果の分析-

モデルが確定したことで、当該市場において合併が起こらなかった場合の生産量、価格が導出でき、その際の厚生と現実の市場での厚生の違いによって合併の厚生効果が得られる。まずは、得られた β_3 、 θ_2 の値から

$$MR_{post} = P_{g_{post}} + \beta_3 \cdot \theta_2 \cdot (Q_{g_{post}}/Pop) = 0.3778$$

が得られる。4次に、合併の有無で外生変数の値は変わらないことに注意すると、

$$\begin{aligned} P_g^* - \beta_3 \cdot (Q_g^*/Pop) &= A_t + \beta_1 \cdot GDP_{pc} + \beta_2 \cdot Dens - T_g \\ &= P_{g_{post}} - \beta_3 \cdot (Q_{g_{post}}/Pop) \end{aligned} \quad (2.3)$$

4 変数 x に対し、 x^* は合併が起こらなかった際の x の値、 x_{post} は合併が起こった際の x の値を表す。

が成り立つ。よって生産側の価格方程式

$$P_g^* = MC_g - \beta_3 \cdot \theta_1 \cdot (Q_g^*/Pop)$$

との連立方程式より合併が起こらなかった場合の生産量は

$$\frac{Q_g^*}{Pop} = \frac{P_{g_{post}} - MC_g - \beta_3 \cdot (Q_{g_{post}}/Pop)}{-\beta_3 \cdot (1 + \theta_1)} \quad (2.4)$$

となる。先の結果よりクールノー寡占が続いていたと仮定し、 $\theta_1 = HHI$ を競争度とすると、 $MR = MC = 0.3778$ より $Q_g^*/Pop = 12.6287$ となる。

また、(2.1)式より $P_g^* = P_{g_{post}} + \beta_3[(Q_g^* - Q_{g_{post}})/Pop] = 0.4406$ となる。

以上の結果から、以下の式に従い厚生効果を計測する。⁵

$$\Delta CS = -\left(P_{g_{post}} - P_g^*\right) \cdot (1 + VAT) \cdot Q_{g_{post}} - \left(P_{g_{post}} - P_g^*\right) \cdot (1 + VAT) \cdot (Q_g^* - Q_{g_{post}})/2$$

$$\Delta PS = \left(P_{g_{post}} - P_g^*\right) \cdot Q_{g_{post}} - \left(P_g^* - MC_g\right) \cdot (Q_g^* - Q_{g_{post}})$$

$$\Delta Tax = VAT \cdot \left(P_{g_{post}} - P_g^*\right) \cdot Q_g^* - P_g^* \cdot (Q_g^* - Q_{g_{post}}) - T_g \cdot (Q_g^* - Q_{g_{post}})$$

計算すると、 $\Delta CS = -0.29346$ 、 $\Delta PS = 0.12636$ 、 $\Delta Tax = -0.83060$ となり、まとめると一人当たりひと月\$0.9977の厚生損失が発生していた。

2.2. 実証分析

以降では Coloma (2002) を日本のガソリン市場に応用し分析を行う。分析を行うのは2010年7月に発生した新日本石油と新日鉱ホールディングスの合併である。公正取引委員会は本合併によって競争が実質的に制限することはないとし、また問題解消措置も行っていない。従って公正取引委員会の判断が正しければ、この合併によって厚生が上昇し、また合併外企業の厚生も上昇することとなる。

今回自身で分析を行うにあたって、市場に関し大きな変更を2つ行った。第一に Coloma (2002) では州ごとのデータを用いていたのに対し、本論文では全国のデー

⁵ 需要関数・限界費用関数ともに線形であるため、これらの式は幾何的な計算より導出できる。

タのみを用いた。これはレギュラー・ハイオクガソリンの県ごとの販売量データが無いためである。仮にレギュラー・ハイオクを集計した分析を行うにしても価格の加重平均の際にこれらのデータは必要であるため、本論文では全国で一つの市場として分析を行った。第二に扱うものをレギュラーガソリンのみに限定した。これはハイオクガソリンでは差別化の要素があり同質財の仮定に反すると考えたためである。

2.2.1. 実証分析-Wald 検定による競争状態の分析-

今回日本の市場で分析を行うにあたってモデルに以下の変更を加えた。

① 需要側

逆需要関数の推定における変更の大きなポイントは家計を大きく考慮した点である。日本の、特に人口の多い都市部では、走行距離に対しガソリンスタンドが非常に狭い間隔で立地している。従って、ガソリンの購入は必ずしも必要になるタイミングと一致するものではなく、家計事情なども考慮した購入がなされていると考えられる。従って、コントロール変数は家計に関する車維持費(*main*)、収入(*income*)に変更し、人口は収入のある就業世帯数(*hhn*)に変更した⁶。

② 供給側-市場構造-

供給側の市場構造の分析に関し、合併前後のダミーの取り方を変更した。先行研究では分析期間が3年と短かったため合併前後と分けるだけで良かったが、今回は14年に渡るため合併前後1年ずつとそれ以外の期間に分けたダミー変数を使用した。

③ 供給側-費用関数-

費用関数に関しては、まず原材料価格にあたる変数だった WTI 原油価格を卸価格(*wp*)に変更した。これは、卸価格は原油価格に加え日本までの輸送コストなどの変動も含んだ変数と期待されるからである。また、コントロール変数として接客業の平均賃金(*wage*)と期首在庫(*stock*)を追加した。前者は費用関数の描写には一般的な変数であり、また後者も生産量と消費量のギャップを描写できるものである。最後に限界費用を一定から線形で厳密な増加関数に変更した。これはのちの分析で参考とする Greenfield *et al.* (2015) との整合性のためである。この変更により、生産量は限界費

⁶ 都市部では車が一家に一台という家庭も多く、一人一台の家庭が多い地域でも18歳未満の人々は車を持っていないため、車を持つ家庭数と考えるとこの変更には正当性があると思われる。

用における各社生産量を集計した内生変数となる。(詳細は補論を参照)

これをまとめると、本論文におけるモデルは以下のようになる。

$$P_t + T_t = A_t + \beta_1 \cdot (Q_t/hhn_t) + \beta_2 main_t + \beta_3 hhn_t + \beta_4 income_t$$

$$P_t = C_t + \gamma_1 wp_t + \gamma_2 wage_t + \gamma_3 stock_t + \gamma_4 Oil_t \\ - \beta_1 \cdot \theta_1 \cdot (Q_t/hhn_t) - \beta_1 \cdot \theta_2 \cdot (Q_t/hhn_t) - \beta_1 \cdot \theta_{-12} \cdot (Q_t/hhn_t)$$

この同時方程式を解くことで分析を行う。今回、データの制限より 2002 年 4 月から 2016 年 3 月までのデータを用いた。そのデータの統計量を表 2-5 に示す。

表 2-5 データの統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
税抜価格	168	73.03956	19.44235	39.3	121.0571
税額	168	60.54289	2.69917	34.92619	66.37408
消費量	168	1148.947	111.9132	872.5609	1434.45
卸価格	168	115.9649	18.14865	85.5	161.2
就業世帯数	168	4208.774	211.7364	3865	4555
収入	168	515514.4	143643.9	404134	950861
車維持費	168	18627.43	1816.77	14449	25514
生産量	168	3959518	256929.5	3346587	4725427
賃金	168	94.65893	3.417712	84.8	101.3
期首在庫	168	794834.2	117629.5	84042	1085767
為替レート	168	93.08542	12.09204	67.86	109.55
1 期前の車販売量	168	367158.8	95232.32	153529	697860

このうち、下 2 つは内生性に対処するための外生変数であり、他に合併後ダミー、季節ダミーを用いている。

次に分析で用いたデータの出所を示す。税抜価格、税額、卸価格は石油情報センターホームページ、消費量、生産量、期首在庫は経済産業省編『生産動態統計年報 資源・窯業・建材統計編、資源エネルギー統計年報、石油製品月報』、就業世帯数、収入、車維持費は総務省統計局、賃金は厚生労働省ホームページ、為替レートは日

本銀行ホームページ、1期前の車販売量は日本自動車工業会ホームページをそれぞれ参照した。以上の変数を用いて、同時方程式モデルを推計した。結果が下の表 2-6 である。

表 2-6 同時方程式モデルの回帰結果

変数	係数	標準誤差
逆需要関数		
消費量(β_1)	-0.0831006***	0.0192821
車維持費	0.0067635***	0.0007201
就業世帯数	-0.0684794***	0.0067183
収入	-0.00000257	0.00000669
定数項	392.3843***	42.59708
供給の価格方程式		
合併前1年の競争度($-\beta_1 \cdot \theta_1$)	0.0075168**	0.0033433
合併後1年の競争度($-\beta_1 \cdot \theta_2$)	0.0082451**	0.0033489
合併前後以外の競争度($-\beta_1 \cdot \theta_{-12}$)	0.0085269***	0.0032841
卸価格	0.9910657***	0.0154243
賃金	0.2412833***	0.0764968
期首在庫	0.00000405**	0.00000198
生産量(γ_4)	0.00000435***	0.00000147
定数項	-94.91605***	7.73017

(注) ***は 1%有意を、**は 5%有意を、*は 10%有意を表す。

主要な変数は概ね有意で理論通りである。特に、 $0 \leq \theta_1 \leq \theta_2 \leq 1$ が満たされており理論通りの結果が得られたと言える。また $\gamma_4 > 0$ より右上がりの限界費用関数も支持され、本論文の仮定とも整合的である。推定結果から合併前後の競争度を計算すると、 $\theta_1 = 0.0905, \theta_2 = 0.0992$ となる。

以上の結果から Wald 検定によってモデルの検定を行う。その際クールノーモデル、価格先導モデルの競争度の理論値を求めるために市場シェアのデータを用いたが、そのデータは J X T G エネルギーホームページより引用した。そのデータより Wald 検定を行った結果が以下の表 2-7 である。

表 2-7 Wald 検定の理論値と結果

帰無仮説のモデル	θ_1 の真の値	θ_2 の真の値	Wald 係数	p 値
完全競争-クールノー (12)	0	0.159544	151.22	0.0000
完全競争-価格先導 (13)	0	0.311	599.64	0.0000
完全競争-共謀 (14)	0	1	6435.10	0.0000
クールノー-クールノー (22)	0.119783	0.159544	6.75	0.0342
クールノー-価格先導 (23)	0.119783	0.311	219.07	0.0000
クールノー-共謀 (24)	0.119783	1	4890.49	0.0000
価格先導-価格先導 (33)	0.225	0.311	47.85	0.0000
価格先導-共謀 (34)	0.225	1	3865.84	0.0000

22 モデルは、1%有意水準においてのみ帰無仮説を棄却できないという結果になったが、この結果のみから 22 モデルを採用することは厳しい。従って、以降の検定によりモデルの特定を試みる。

2.2.2 実証分析 -J検定による競争状態の分析-

J検定を本論文で行うにあたり、1つ変更を加えた。先行研究と異なり供給側の式に合併期間外の消費量に関する変数があるが、 θ_{-12} の値を全モデルで等しくするためこの変数に関する制約を加えた。この制約と各仮説の下モデルを推定した結果が以下の表 2-8 である。

表 2-8 各モデルの決定係数

モデル	需要側の決定係数	供給側の決定係数
完全競争-クールノー (12)	0.6028	0.9757
完全競争-価格先導 (13)	0.5938	0.9761
完全競争-共謀 (14)	0.5888	0.9762
クールノー-クールノー (22)	0.6144	0.9759
クールノー-価格先導 (23)	0.5937	0.9758
クールノー-共謀 (24)	0.5886	0.9761
価格先導-価格先導 (33)	0.6128	0.9756
価格先導-共謀 (34)	0.5885	0.9760

各モデルの決定係数には大きな差は見られない。従って、全てのモデルに関してJ検定を行う。その結果が以下の表 2-9 である。

表 2-9 J検定の結果

帰無 仮説	/対立 仮説	12	13	14	22	23	24	33	34
12	t 値	.	-9.86	-9.86	3.03	0.07	-1.39	5.59	-1.33
	p 値	.	0.000	0.000	0.002	0.943	0.163	0.000	0.182
13	t 値	-9.66	.	-9.66	3.61	0.22	-1.52	5.66	-1.06
	p 値	0.000	.	0.000	0.000	0.828	0.129	0.000	0.288
14	t 値	-9.34	-9.34	.	4.77	3.29	-0.88	4.92	-0.91
	p 値	0.000	0.000	.	0.000	0.001	0.377	0.000	0.362
22	t 値	0.88	-1.59	-2.90	.	-3.71	-2.80	3.08	-2.59
	p 値	0.378	0.000	0.000	.	0.000	0.005	0.002	0.000
23	t 値	2.46	1.03	-2.30	4.87	.	-2.03	5.15	-1.32
	p 値	0.014	0.301	0.222	0.000	.	0.043	0.000	0.188
24	t 値	3.05	2.66	1.06	5.20	5.20	.	5.67	-1.09
	p 値	0.002	0.008	0.289	0.000	0.000	.	0.000	0.278
33	t 値	-6.31	-6.33	-5.76	-3.98	-5.88	-5.65	.	-5.57
	p 値	0.000	0.000	0.000	0.050	0.000	0.000	.	0.000
34	t 値	3.08	2.49	1.22	5.63	6.21	1.23	5.63	.
	p 値	0.002	0.013	0.223	0.000	0.000	0.218	0.000	.

特筆すべきは 33 モデルである。 $\alpha < 0$ は帰無仮説が棄却されないとみなす⁷と、33 モデルが帰無仮説の時に棄却するモデルはなく、逆に 33 モデルが対立仮説の時は全てのモデルを棄却している。

以上の結果から新日本石油と新日鉱ホールディングスの合併前後の競争状態を定める。今回、Wald 検定では 22 モデル、J検定では 33 モデルと異なるモデルが支持

⁷ $\alpha < 0$ が有意に示される時 $\alpha \neq 1$ も有意に示されるため、この仮定は妥当なものと思われる。

された。しかし、Wald 検定における結果は有意水準 5%、10%では成り立たない弱いものであった。従って本論文ではJ検定における結果、価格先導-価格先導モデルを競争状態として厚生分析を行う。

2.2.3 実証分析-厚生効果の分析-

本論文で厚生効果の分析を行うにあたり変更を行った。先行研究では限界費用は生産量に対し一定という仮定があったが、本論文では厳密な増加関数を仮定したため MC_g^* と $MC_{g_{post}}$ は異なる。このとき、 $MR = MC$ より $MR_{post} = MC_{g_{post}}$ となり、一方(2.4)式は

$$\frac{Q_g^*}{hhn} = \frac{P_{g_{post}} - MC_g^* - \beta_3 \cdot (Q_{g_{post}}/hhn)}{-\beta_3 \cdot (1 + \theta_1)}$$

となる。ここで、 $MC_g^* = MC_{g_{post}} + \gamma_4(Q_g^* - Q_{g_{post}})$ より⁸

$$\frac{Q_g^*}{hhn} = \frac{P_{g_{post}} - MC_{g_{post}} - (\beta_3 - \gamma_4 \cdot hhn)(Q_{g_{post}}/hhn)}{-\beta_3 \cdot (1 + \theta_1) + \gamma_4 \cdot hhn}$$

となる。以降は先行研究における Pop を hhn に置き換えることで P_g^* なども求められる。

以上の求めた値から厚生変化を求める。限界費用関数の変更を考慮すると、式は以下のようになる。

$$\Delta CS = -(P_{g_{post}} - P_g^*) \cdot (1 + VAT) \cdot Q_{g_{post}} - (P_{g_{post}} - P_g^*) \cdot (1 + VAT) \cdot (Q_g^* - Q_{g_{post}})/2$$

$$\Delta PS = (P_{g_{post}} - P_g^*) \cdot Q_{g_{post}} - \left(P_g^* - MC_g(Q_g^*) + P_g^* - MC_g(Q_{g_{post}}) \right) \cdot (Q_g^* - Q_{g_{post}})/2$$

$$\Delta Tax = VAT \cdot [(P_{g_{post}} - P_g^*) \cdot Q_g^* - P_g^* \cdot (Q_g^* - Q_{g_{post}})] - T_g \cdot (Q_g^* - Q_{g_{post}})$$

以上の式により合併が厚生に与えた影響を計算できる。結論としては、一世帯当たり約 7141 円、社会全体で約 29512249 円の損失が発生していた。

2.3 考察

⁸ γ_4 が限界費用関数における総生産量の係数であることと、幾何的な計算によりこの式は導ける。

以上の結果から、この合併によって経済厚生の損失が発生していたことが分かった。しかしながら公正取引委員会は当時会社に競争回復措置を命じることもなく合併を容認していたため、公正取引委員会の判断によればこの合併により経済厚生は上昇するはずである。このような仮説との矛盾が生じたことには、以下の理由が考えられる。

1. モデル・分析に不十分な点が多い

公正取引委員会は当該合併のガソリン市場における審査において、地理的条件を踏まえ都道府県別の分析を行っていた。これは私が参考にした先行研究である Coloma (2002) でも同様であった。今回データや技術的な制約によってそういった分析が行えなかったことが、このような矛盾を生じさせた可能性もある。

2. 公正取引委員会の判断が誤っていた

公正取引委員会の合併への判断基準は今回の 22 モデルでの分析にあたる「単独効果」と 24 モデルでの分析に当たる「協調効果」の 2 つである。しかし今回日本の市場において支持されたのは 33 モデルであり、その価格先導モデルはクールノーモデルと共謀モデルの中間のようなものといえる。クールノー寡占から共謀に移るのは競争度で言えば大きな変化であり、そのような大きな変化は認められなくとも、価格先導モデルに移るような場合は十分考えられる。公正取引委員会が「単独効果」と「協調効果」の中間ともいえる分析も行っていたら、合併が棄却され今回のような矛盾が起こらなかった可能性も考えられる。

(補論)

1. 競争度の導出

各企業*i*について $MR_i = MC_i \Leftrightarrow s_i MR_i = s_i MC_i$ が成り立っているため、供給の価格方程式は $\sum_i s_i MR_i = \sum_i s_i MC_i$ を表すと考える。また静学的分析であるため、記法の簡易化のために $Q_g/Pop = Q$ とおく。

各企業*i*の FOC は $\frac{\partial \pi_i}{\partial q_i} = p(Q) + p'(Q) \frac{\partial Q}{\partial q_i} q_i - MC_i = 0$ である。ここで $\frac{\partial Q}{\partial q_i} s_i \equiv \theta_i$ とおくと、

$$p + \theta_i Q p'(Q) = MC_i, \quad i = 1, \dots, n$$

が成り立つ。需要関数の形から $p'(Q) = \beta_3$ であるから、 $p + \theta_i Q \beta_3 = MC_i$ 。ここで s_i をかけると $s_i p = s_i MC_i - s_i \theta_i Q \beta_3$ であり、これを全企業について足し合わせると、

$$p = \sum_i s_i MC_i - \sum_i s_i \theta_i Q \beta_3$$

となる。このとき $\sum_i s_i \theta_i \equiv \theta$ とおけばよい。

2. 生産量の内生性

Greenfield *et al.* (2015) などとの整合性のため、費用関数を $C_i = \alpha * \frac{q_i^2}{2k_i}$ とする。このとき

$$MC_i = \alpha * \frac{q_i}{k_i} = \frac{\alpha}{k_i} * Q s_i, \quad i = 1, \dots, n$$

であるため供給の価格方程式の $\sum_i s_i MC_i$ には $\alpha * \sum_i \frac{s_i^2}{k_i} * Q$ が含まれる。よって生産量は

内生変数となり、 $\gamma_4 = \alpha * \sum_i \frac{s_i^2}{k_i}$ となる。

第3章 合併シミュレーションによる単独効果の分析

この章では、合併シミュレーションに用いる先行研究を紹介する。また、その先行研究と先の実証結果を用いて、日本のガソリン市場における合併シミュレーションを行う。

3.1. 先行研究：Greenfield *et al.* (2015)

この論文ではクールノー競争以外の同質財数量競争のモデルを用いた合併シミュレーションの手法を示し、それを米国のガソリン市場に適用している。また、他にもこの合併に関する価格分析も行っているが、本論文では扱わないため詳細は割愛する。

論文では以下の「ハイブリッドモデル」というモデルを利用している。

ハイブリッドモデル：市場には N 個の企業が存在し、それらは S 個の市場支配力を持つ企業群 S と、 F 個の市場支配力を持たない企業群 F に分けられる。 $(S + F = N)$ S の企業は F の企業の残余需要でクールノー競争を行う。

このモデルでは、 S の企業は以下のような残余需要関数に直面する。

$$Q^r(P) = Q(P) - \sum_{i \in F} q_i(P)$$

このとき、価格弾力性に関する以下の関係式⁹が成り立つ。

$$\varepsilon^S s^S = \varepsilon + s^F \eta^F \quad (3.1)$$

ここで ε^S は S の需要の価格弾力性の絶対値、 ε は市場の需要の価格弾力性の絶対値、 η^F は F の供給の価格弾力性、 s^I は群 I の市場シェアである。また、 S の企業のFOCより

$$\frac{P - C'_i}{P} = \frac{s_i^S}{\varepsilon^S}, \quad i = 1, \dots, n \quad (3.2)$$

が導かれる。ここで C'_i は企業 i の限界費用。

以降ではこのモデルと既存のクールノーモデルを米国のガソリン市場に適用し、両者の整合性を考察している。まず、分析に際し以下の仮定を置く。

① 消費データから、ガソリンの価格は平均価格の1バレル\$127とする。

⁹この関係式の導出は例えば Davis and Garces (2010) などに詳しい。

- ② 原油購入費用は平均 1 バレル\$105 であり、これを企業のガソリンの限界費用の理論的な下限とする。
- ③ 先行研究に従い、ガソリン市場の需要の価格弾力性は-0.3 とする。
- ④ 市場シェア 10%以下を競争的周縁企業とする。

以上の仮定でのもとで、両モデルの限界費用を導出する。このとき、クールノーモデルでは一般的なラーナー条件から導けるが、ハイブリッドモデルでは残余需要の弾力性という未知のパラメータを求める必要がある。そこで、最も効率的でシェアの大きい企業は限界費用の下限である 1 バレル\$105 で生産していると仮定し、他の企業の限界費用を求めている。こうして限界費用の導出を行ったものが下の表 3-1 である。

表 3-1 クールノー・ハイブリッドモデルによる合併前の限界費用の導出

モデル		クールノー	ハイブリッド
企業	シェア	限界費用	限界費用
Chevron	27.34	11.28	104.69
Tesoro	14.15	67.31	115.66
BP	12.59	73.95	116.96
ConocoPhillips	11.4	78.99	117.94
Valero	11.02	80.64	118.27
Shell	8.2	92.58	127.43
Exxon	7.84	94.12	127.43
ALON	6.08	101.58	127.43
Kern Oil & Refining	1.36	121.63	127.43
Total	100		

出所：Greenfield *et al.* (2015)

表から、クールノーモデルではシェア最小の Kern Oil & Refining を除きすべての企業で限界費用が理論的下限を下回っている。一方ハイブリッドモデルでは、限界費用が下限を下回らないのは当然として、価格を上回ることもなくすべてその間に収まっている。このことから、このケースではクールノーモデルよりハイブリッドモデルの方が優れているという結論を得る。

次にこれらのモデルを実際の買収事例に適用する。それにあたり関数形に以下の仮定を置く。まず逆需要関数は

$$P = a - bQ$$

とし、一方費用関数は

$$C_i = q_i^2 / 2k_i$$

ただし k_i は企業 i の資本ストックで、企業1、2が合併した時、 $k_{12} = k_1 + k_2$ となる¹⁰と仮定する。このとき、各企業 i のFOCは

$$a - bq_i - bQ = q_i/k_i, \quad i = 1, \dots, n$$

となる。この n 本の連立方程式を q_i について解くことで、均衡の各社生産量

$$q_i = \frac{a}{b} \left(\frac{\frac{bk_i}{bk_i + 1}}{1 + \sum_{i=1}^n \frac{bk_i}{bk_i + 1}} \right)$$

を得る。これを基に以下のステップで合併後の市場シェアを求める。

1. 市場価格、生産量と仮定した弾力性から a, b を求める。
2. 各企業のFOCから合併前の k_i を求める。
3. 均衡生産量から合併後の q_i を求める。

これをクールノーモデルに適用したものが以下の表3-2である。

¹⁰ これは合併企業の限界費用は合併前のそれぞれの企業の限界費用の水平和となることを意味する。

表 3-2 クールノーモデルによる合併後のシミュレーション

	シェア	限界費用
Chevron	29.19	12.04
Tesoro	19.78	51.99
ConocoPhillips	12.17	84.31
Valero	11.76	86.07
Shell	8.76	98.82
Exxon	8.37	100.46
ALON	6.5	108.43
Kern Oil & Refining	1.46	129.83
Total	97.98	

(注) 生産量は合併前を 100 に基準化している。

出所 : Greenfield *et al.* (2015)

Tesoro は BP との合併前のシェアの合計 26% に比べ、26% も生産量を減らすと予測が出た。それに伴い外部企業は増産を行い、それにより限界費用が上がった。結果的に 2% 生産量は低下し、価格は 6% 上がるという予測が得られた。

次にハイブリッドモデルにこれを適用した。それに当たり、企業群 F の生産関数を線形と仮定した。このとき均衡価格や生産量からパラメータが導出できる。また生産関数の弾力性はどの企業にとっても等しいと仮定した。

これにより残余需要関数が求まる。この残余需要関数や企業群 S 内の各企業のシェアを、クールノー競争で用いたステップにおけるそれに置き換えることで合併後の均衡が導出できる。結果が以下の表 3-3 である。

表 3-3 ハイブリッドモデルによる合併後のシミュレーション

	シェア	限界費用
Chevron	27.6	105.67
Tesoro	24.83	107.97
ConocoPhillips	11.51	119.05
Valero	11.12	119.38
Shell	8.59	128.63
Exxon	8.21	128.63
ALON	6.37	128.63
Kern Oil & Refining	1.43	128.63
Total	99.66	

(注) 生産量は合併前を 100 に基準化している。

出所：Greenfield *et al.* (2015)

Tesoro のシェア減少は 7%に減るという予測が出た。結果的に 0.3%生産量は低下し、価格は 1%上がるという予測が得られた。

最後に、これらの価格の上昇の予測のうちどちらが正しかったかを価格分析によって検証している。分析には DID 法¹¹と合成統制法¹²を用いており、両方でハイブリッドモデルの方が優れているという結論を得ている。数量競争ではクールノー競争が広く用いられているが、モデルの選定は慎重に行うべきであるという結論を得ている。

3.2. 日本の市場における合併シミュレーション

今回先行研究を本論文に適用するにあたり変更を 3 つ行った。

① 費用関数について

先行研究では 2 乗項の係数は 1/2 に限定されていたが、仮定が強すぎるという理由から本論文では $\alpha/2$ とより一般的なものにした。これにより、 α の推定のための回帰分析が必要となるためそれも行った。

¹¹ Difference in Difference の略であり、「観測する事象の影響のなかった母集団の事象前後の差」と「影響のあった母集団の事象前後の差」の差をとることで事象のみの影響を分析する手法である。

¹² コントロール群の凸結合によって分析したい変数を近似し、事象発生後の実測値との差で事象の影響を測定するものである。詳しくは Greenfield *et al.* (2015) を参照。

② 逆需要関数について

先行研究では他の研究から需要の価格弾力性を引用し、それに基づき逆需要関数のパラメータを導出していたが、本論文では逆需要関数は前章での推定結果を利用し、それに基づき。

③ 生産設備 k_i について

先行研究では蒸留装置の生産能力に対し、企業は能力最大に生産しているという仮定を置きこのシェアを生産量のシェアとしていた。また、生産設備 k_i については企業の FOC から値を導出していた。一方本論文では市場シェアのデータが入手可能であったためその仮定は置かず、蒸留装置の生産能力を生産設備 k_i と考え限界費用関数の推定にも利用した。

以上の変更点の下で、日本の市場における合併シミュレーションを行う。前章の競争状態の分析では、新日本石油・新日鉱ホールディングス合併後のガソリン市場において価格先導者型競争が行われているという結論を得た。従ってモデルはハイブリッドモデルを採用し、シェア 1 位の J Xホールディングス以外を競争的周縁とする。また、実際に合併が起きたのは 2017 年 4 月であるが、データの制約から分析期間は前章と同様 2002 年 4 月から 2016 年 3 月とする。¹³また、市場シェアのデータも前章と同様 J X T G エネルギーホームページのものを利用しているが、キグナス石油は自社の精製設備を有しておらず、今後の分析の対象とならない。そのためキグナス石油を除外し、それ以外のシェア合計を 100 として値を取り直した。また、 k_i には各企業の蒸留装置の生産能力を利用し、値は石油連盟編『石油業界の推移』及び資源エネルギー庁編『資源エネルギー年鑑』のものを利用した。

以上のデータを用いて、まず総需要の価格弾力性 ε 、J Xホールディングスのシェア及び $\eta^F = 1$ ¹⁴を用いて(3.1)より ε^S を求めた。次に(3.2)より J Xホールディングスの限界費用を求め、その他の企業の限界費用を $p = MC$ により求めた。こうして得られた限界費用の理論値を用いて、限界費用関数の推定を行った。定数項(=0)、係数ともに各企業で同質であることを仮定しているため、between 回帰で推定した。なお、特定化の誤りを防ぐため定数項、2 乗項を含めたものも回帰した。結果が以下の表 3-4 である。

¹³ 公正取引委員会が本合併の審査を行った際も 2015 年度までのデータのみで行っており、その判断との比較を行うにあたってはこの制約の影響は小さいと考えられる。

¹⁴ これは限界費用が生産量の定数倍であるという仮定から導出できる。

表 3-4 限界費用関数の推定

係数 限界費用	A	B	C	D
q_i/k_i	204566.1*** (25915.01)	131755.5 (80258.2)	171598.1*** (44793.72)	85156.76 (91733.55)
q_i^2/k_i	.	.	249.0344 (274.588)	283.1537 (273.7421)
定数項	.	20.73389 (21.61918)	.	23.32925 (21.67102)
自由度調整済み R^2	0.8598	0.1585	0.8569	0.1658

(注)***は 1%有意を表す。

B、D は決定係数が低く、定数項も有意でない。C も 2 乗項は有意でなく、仮定した A の関数形が妥当である。従って、 $\alpha = 204566.1$ として以降の分析を行う。

次にシミュレーションを行うにあたり企業の生産設備を求める。前述の通り先行研究では FOC から k_i を導出していたが、本論文では蒸留装置の生産能力を k_i として利用している。しかしシミュレーションでは式の形より k_i の値がそのまま総生産量の大きさにつながるうえ、別の分析である需要関数の値も用いるため、値の尺度を合併前後で合わせる必要がある。従って、以下の式に基づきシミュレーションにおける生産設備の指標 k_i^* を導出する。

$$k_i^* \equiv \frac{k_i}{K} * \hat{K}$$

ただし、 $K \equiv \sum_{i=1}^n k_i$, $\hat{K} \equiv \sum_{i=1}^n \hat{k}_i$ で \hat{k}_i は FOC により導出された生産設備の値である。これにより設備の配分を変更せずに設備の尺度を調整できる。以上より本論文におけるシミュレーションの手順は以下のようになる。

1. 各企業の FOC と k_i から合併前の $\hat{k}_i, \hat{K}, k_i^*$ を求める。
2. k_i^* と均衡生産量から合併後の q_i を求める。

次に本論文における均衡生産量を求める。まず、逆需要関数： $P = a - bQ$ に対し、先導企業 j の直面する逆残余需要関数は以下の通りになる。

$$P^r \equiv a^r - b^r q_j = a * \frac{\alpha}{\alpha + bK_F^*} - b * \frac{\alpha}{\alpha + bK_F^*} q_j$$

ただし、 $K_F^* \equiv \sum_{i \in F} k_i^*$ である。このとき、先導企業 j の均衡生産量は以下の通りになる。

$$q_j = \frac{a^r}{b^r} \left(\frac{\frac{b^r k_j^*}{b^r k_j^* + \alpha}}{1 + \sum_{j \in S} \frac{b^r k_j^*}{b^r k_j^* + \alpha}} \right) = \frac{a^r k_j^*}{\alpha + 2b^r k_j^*}$$

一方で、競争的周縁企業の均衡生産量は以下の通りになる。

$$q_i = k_i^* \frac{a - b q_j}{\alpha + 2b K_F^*}$$

以上の式から合併後の均衡生産量を求める。合併後として、現実には発生した J Xホールディングスと東燃ゼネラル石油の合併のみが起きたケースと、それに加え実際には合併しなかった出光興産と昭和シェル石油が合併していたケースを考えた。結果が以下の表 3-5 である。

表 3-5 合併シミュレーションの結果

	合併前	合併 後	
シェア		1 社合併	2 社合併
J Xホールディングス	29.9738	47.36871	47.36871
出光興産	17.13604	17.34425	31.25091
コスモ石油	13.95584	14.12541	14.12541
昭和シェル石油	13.73971	13.90665	0
東燃ゼネラル石油	21.55127	0	0
太陽石油	3.643338	3.687607	3.687607
合計	100	96.43264	96.43264

(注) 生産量は合併前を 100 に基準化している。

まず大きな特徴として 1 社合併のケースと 2 社合併のケースで当該企業のシェアが足された以外の変化が無いことが分かる。これは競争的周縁企業の均衡生産量が

生産設備に比例的であることが原因である。一方、合併前と合併後を比べると、先導企業を含む合併が行われたため生産量は減少している。詳細には、J Xホールディングスが約 9%減産したのに反応し、競争的周縁企業が計 1%程度増産している。

最後に、この結果を用いて厚生への影響を計算する。経済厚生を計算するにあたり、消費者余剰、生産者余剰を以下の式で計算した。

$$CS = \frac{(a - p^*)Q^*}{2}, \quad PS = \sum_i (pq_i^* - \frac{\alpha}{2k_i} q_i^{*2})$$

ただし、 p^*, Q^* はそれぞれ均衡での価格、総生産量である。 CS_m, PS_m を m 回合併が起きた時の消費者余剰、生産者余剰とすると、計算の結果は以下のようになった。

$$CS_0 > CS_1 = CS_2, \quad PS_0 > PS_1 = PS_2$$

経済厚生は 2 つの和であるから、以上より J Xホールディングスと東燃ゼネラル石油の合併により厚生は減少していた、また出光興産と昭和シェル石油の合併が同時に起きていた場合でも厚生は同じだったという結論が得られた。

3.3 考察

以上の議論から、本合併によって厚生は減少するという予測が得られた。公正取引委員会は本合併を問題解消措置を行わずに容認したため、厚生は上昇すると判断したこととなり矛盾が生じている。こうした矛盾が生じた原因として、以下の 2 つが考えられる。

1. モデルの設定が不十分であった。

今回の分析で用いたモデルでは、企業の競争状態や費用関数に強い仮定を置いている。特に、トップ以外の企業を競争的周縁と仮定したことで、合併に対する増産でも寡占に比べ利潤が増加せず、合併によって生産者余剰が減少してしまったことが大きな原因として考えられる。

2. 公正取引委員会の判断が誤っていた

今回、公正取引委員会がこの合併を容認した理由の一つとして、合併した 2 社が互いに十分な供給余力をもつ競争事業者として機能すると考えた、というものがある。これは合併後の J X T Gホールディングスと出光興産がクールノー寡占企業として競争すると考えたものと思われる。しかし、本論文で考えたように仮

にトップの企業のみが価格支配力を持っていた場合、トップの企業の合併はさらに価格支配力を高めるのに対し、競争的周縁企業の合併がそれを打ち消せるほどの供給関数への変化をもたらすとは考えにくい。Greenfield *et al.* (2015) でも指摘されていた「同質財市場に対する安易なクールノーモデルの適用」によって、今回の矛盾が発生した可能性は大いに考えられる。

第 4 章 合併の協調効果の分析

この章では合併の協調効果に関する先行研究を紹介する。加えて実証分析を行い、理論分析と合わせることで暗黙の共謀の可能性を考察する。

4.1 先行研究：Vasconcelos (2005)

この論文では非対称な n 社のクールノー競争における暗黙の共謀の持続可能性について考察している。その内容は大きく分けて以下の 2 つである。

1. ある関数形において、共謀が SPE となるための割引因子の最低値について
2. 1. における議論のより一般的な関数形への拡張について

本論文では、①関数形が前章と整合的である、②具体的な閾値について言及されている、という 2 つの理由から 1. における議論、命題に関してのみ紹介する。

4.1.1 モデルの仮定

まず、逆需要関数は区分線形であり

$$P(Q) = \max\{0, a - bQ\} \quad (a, b > 0)$$

とする。一方費用関数は

$$C_i(q_i, k_i) = cq_i + \frac{q_i^2}{2k_i} \quad (a > c > 0)$$

と仮定する。ここで k_i は設備ストックを表す変数であり、

$$0 < k_i < 1, \quad \sum_{i=1}^n k_i = 1$$

とする(すなわち、設備合計を 1 に基準化する。)ここで一般性を失わず、 $k_1 \geq \dots \geq k_n$ とする。

また、 $M_i(\delta) \in \mathbb{R}_+$, $\delta \in (0, 1)$ とし、 $M_i(\delta)$ は以下を満たすものとして定義する。

$$-\pi_i(M_i(\delta), 0, \dots, 0) > \frac{\delta}{1-\delta} \sup_z \pi_i(z, 0, \dots, 0)$$

これは企業*i*が $M_i(\delta)$ 以上に生産した場合、以降最大の独占利潤を得続けても補てんできないような損失を被るということを意味する。このような戦略は取らないと仮定できるため、一般性を失わず $q_i \in [0, M_i(\delta)] \quad \forall i \in \{1, \dots, n\}$ とできる。

4.1.2 Proportional-SPE について

この論文では Proportional-SPE に焦点を当てて分析を行っているため、まずはそれに関する性質、定義を紹介する

まず Proportional-SPE とは、各企業の生産量が総生産量の k_i 倍になる均衡のことである。すなわちどの履歴 h^t においても、企業の将来利得の合計 $v(h^t)$ に対し各企業の将来利得は $k_i v(h^t)$ となる。

ここで ϑ を Proportional-SPE 上のすべての合計将来利得の集合とし、 $\underline{v}(\delta) \equiv \inf \vartheta, \bar{v}(\delta) \equiv \sup \vartheta$ とする。このとき、いかなる他企業の戦略に対しても、企業は全く生産しないという minmax 戦略によって利得 0 を得られる。従って $k_i \underline{v}(\delta) \geq 0$ である。また、このルールのもとでは

$$\pi_i = k_i \left[(a - bQ - c)Q - \frac{Q^2}{2} \right] \quad (4.1)$$

と各企業の利潤が (k_i) と Q の関数として表せるため、簡略化のため $\pi_i(Q)$ と表す。

4.1.3 利潤と共謀の可能性

以降では無限繰り返しゲームにおける利得を考えるため利潤を求め、それを用いて共謀と設備ストックの関係を考察する。まず共謀時における最適な逸脱を表す関数として、 $\pi_i^*(Q)$ を

$$\pi_i^*(Q) = \max\{\pi_i(x, q_{-i}^j)\}$$

と定義する。ただし $q_{-i}^j = (q_1, \dots, q_{i-1}, q_{i+1}, q_n)$, $q_h = k_h Q$ for $h \neq i$ とする。ここで Q^c を共謀時の生産量とすると、

$$\frac{\pi_i(Q^c)}{1 - \delta} \geq \pi_i^*(Q^c) + \delta V_i \quad (4.2)$$

が成り立つとき、暗黙の共謀は均衡として成立することが分かる。(ここで V_i は企業*i*が逸脱の次の期から貰える利得の逸脱時から見た割引和とする。)このとき V_i の平均利得

$v_i = (1 - \delta)V_i$ を用いることでこの条件は

$$\pi_i(Q^c) \geq (1 - \delta)\pi_i^*(Q^c) + \delta v_i \quad (4.3)$$

と書き直せる。

次に共謀利潤を考える。共謀利潤として、ここでは n 個のプラントを持つ独占企業としてふるまう、独占生産量による共謀を考える。このとき費用最小化問題より

$$mc = c + \frac{q_1}{k_1} = \dots = c + \frac{q_n}{k_n}$$

でありこれらを水平的に足し合わせることで、集計限界費用

$$mc(Q) = c + Q$$

を得る。これを用いて計算すると総生産量は $Q^m = \frac{a-c}{2b+1}$ であるから、 $\forall i = 1, \dots, n$ に対し、

$$q_i^c = \frac{a-c}{2b+1} k_i \quad (4.4)$$

$$\pi_i(Q^m) = \frac{1}{2} \frac{(a-c)^2}{2b+1} k_i > 0 \quad (4.5)$$

が成り立つ。次にこれに対する最適な逸脱を考えると、生産量 q_i に対し逸脱利潤は

$$\pi_i^*(Q^c) = \left(a - bq_i - b \sum_{j=1, j \neq i}^n q_j^c \right) q_i - cq_i - \frac{q_i^2}{2k_i}$$

である。 $\sum_{i=1}^n k_i = 1$ より $\sum_{j=1, j \neq i}^n q_j^c = \left(\frac{a-c}{2b+1} \right) (1 - k_i)$ であることに注意すると、最大化すべき逸脱利潤は

$$\pi_i(q_1, \dots, q_n; k_i) = \left(a - bq_i - b \left(\frac{a-c}{2b+1} \right) (1 - k_i) \right) q_i - cq_i - \frac{q_i^2}{2k_i}$$

となる。これを最大化し、それを上に代入することで

$$q_i^d = \frac{1}{2} \frac{(a-c)(1+b+bk_i)}{(2b+1)(2bk_i+1)} k_i$$

$$\pi_i^*(Q^m) = \frac{1}{2} \frac{(a-c)^2(1+b+bk_i)^2}{(2b+1)^2(2bk_i+1)} k_i > 0 \quad (4.6)$$

を得る。このとき、これを共謀利潤で割ったものを k_i で微分することで、

$$\frac{\partial \pi_i^*(Q^m)}{\partial k_i \pi_i(Q^m)} = -2b^2 \frac{(1-k_i)(1+b+bk_i)}{(2bk_i+1)^2(2b+1)} < 0$$

を得る。これより、 k_i が小さい企業ほど、共謀利潤に対して逸脱利潤が大きく、逸脱に対するインセンティブが高まりやすいことが分かる。

次に先に求めた共謀利潤、逸脱利潤を用いて共謀と設備ストックの関係を考察する。そこで、まずは $\Pi(Q) \equiv \sum_i^n \pi_i(Q)$ に対し $\bar{v}(\delta) = \Pi(Q^m)$ である(すなわち、独占利潤が最大の利得である)ときに関して考えると、以下の命題が成り立つ。

命題 1 : $\underline{v}(\delta) = 0$ とする。このとき $\bar{v}(\delta) = \Pi(Q^m)$ であることと

$$\delta \geq \frac{b^2(1-k_n)^2}{(1+b+bk_n)^2} \equiv \bar{\delta}_n \quad (4.7)$$

で共謀が SPE であることは必要十分である。

証明 : $\bar{v}(\delta) = \Pi(Q^m)$ となるのは $Q^c = Q^m$ (完全な共謀) のときであり、この共謀が SPE となる条件は、

$$\pi_i(Q^m) \geq (1-\delta)\pi_i^*(Q^m) + \delta v_i$$

がすべての i について成り立つことである。仮定のもとでは $v_i = k_i \underline{v}(\delta) = 0$ 。このとき条件(4.3)はすべての i について

$$\pi_i(Q^m) - (1-\delta)\pi_i^*(Q^m) \geq 0 \Leftrightarrow \delta \geq \frac{\pi_i^*(Q^m) - \pi_i(Q^m)}{\pi_i^*(Q^m)} \equiv \tilde{\delta}_i$$

が成り立つこととなる。 $\pi_i^*(Q^m), \pi_i(Q^m)$ を代入すると

$$\tilde{\delta}_i = \frac{b^2(1-k_i)^2}{(1+b+bk_i)^2}$$

であり、これを k_i で微分することで

$$\frac{\partial \tilde{\delta}_i}{\partial k_i} = -2b^2 \frac{(1-k_i)(2b+1)}{(1+b+bk_i)^3} < 0$$

を得る。従って、最も k の小さい企業 n に関して成り立てばよい。(証明終)

4.1.4 最適な penal code と simple penal code

以降では、分析の対象である penal code (均衡経路) の調べるべき範囲について考察する。SPE の penal code の中でも逸脱したプレイヤーが最小の将来利得を得る penal code を最適な penal code という。Abreu(1988) は最適な penal code を探す際に simple penal code のみを考えればよいことを示した。ここで、simple penal code とは各企業の戦略の経路 n 個からなるベクトルであり、ある企業が単独で逸脱した場合の罰則の経路と解釈できる。このとき、Abreu(1988) の Proposition 2 によってこの論文の仮定の下で最適な simple penal code が存在することが示されるため、以降では最適な simple penal code が存在するものとして考える。

最適な simple penal code を考えるにあたって以下を定義する。

$$v(Q^p) \equiv (1-\delta) \sum_{t=1}^{\infty} \delta^{t-1} \Pi(Q^t)$$

$$v(Q^p; t+1) \equiv (1-\delta) \sum_{s=1}^{\infty} \delta^{s-1} \Pi(Q^{s+t})$$

これはそれぞれ 1 期から / $t+1$ 期から見た集計利得の現在価値である。また

$$v_i(Q^1, Q^2) \equiv \pi_i(Q^1) + \left[\frac{\delta}{1-\delta} \right] \pi_i(Q^2)$$

とし、以下の 2 つも定義する。

定義 1 : $Q^P \equiv \{Q^t\}_{t=1}^\infty$ は proportional な経路を表す。このとき

$$Q^t \in \left[Q^m, \sum_{i=1}^n \overline{M}_i(\delta) \right], t = 1, 2, \dots, q_{i,t} = k_i Q^t, \text{ for } i \in \{1, \dots, n\}, Q^P \in \Omega^P$$

であり、 Ω^P は proportional な経路全体の集合である。

定義 2 : proportional な 2 段階の penal code $\sigma(Q^1, Q^2)$ は

$$Q^t = \begin{cases} Q^1 & \text{for } t = 1 \\ Q^2 & \text{for } t = 2, 3, \dots \end{cases}$$

のとき proportional-SPE になる。

このとき以下の補題が示される。

補題 1 : proportional-SPE のクラスが非空と仮定する。このとき、

- i. $\underline{v}(\delta)$ は 2 段階の penal code で実行可能である。
- ii. $\bar{v}(\delta)$ は $\underline{v}(\delta)$ で逸脱を罰する時、定常均衡上で実行可能である。

の 2 つが成り立つ。

証明 : 略

これにより定常均衡のみを考えればよいこと、また 2 段階の penal code の使用によって均衡経路の集合に変化はないことが分かった。続いて、以下の補題 2 が示される。

補題 2 : $v_i(Q^1, Q^2) = 0, \forall i \in \{1, \dots, n\}$ となる最適な penal code: $\sigma(Q^1, Q^2)$ がそれぞれ存在することは、ある δ の下界 $\underline{\delta} < 1$ が存在し、 $\delta \geq \underline{\delta}$ であることの必要十分条件となる。

証明 : 略

4.1.5 割引因子の閾値と設備ストック

前章での議論により、penal code の実行可能性や存在条件が示された。この章ではその結果を踏まえ、現実の分析で必要となる割引因子の閾値と設備ストックの関係を見ていく。まず以下の命題を示す。

命題 2: 補題 2 の $\underline{\delta}$ を考える。 $\bar{v}(\delta) = \Pi(Q^m)$ と仮定すると $\underline{v}(\delta) = 0$ であることと

$$\delta \geq \frac{(1 + 2bk_1)(2b + 1)}{(1 + b + bk_1)^2} = \underline{\delta}$$

であることは必要十分である。

証明：補論を参照。

以上の議論から、割引因子に関する 2 種類の閾値が示された。命題 1 では極大値による罰則の下で、完全な共謀が Proportional-SPE となるための閾値： $\bar{\delta}_n$ が示された。一方命題 2 では各企業が逸脱後に将来利得が 0 となるような、proportional な 2 段階の penal code が存在するための閾値： $\underline{\delta}$ が示された。ここで $\bar{\delta}_n$ は市場で最も小さい企業の設備 k_n に依存するのに対し、 $\underline{\delta}$ は市場で最も大きい企業の設備 k_1 に依存しており、どちらの閾値が共謀の持続可能性に作用するかは設備の配分によって異なる。従って 2 つの閾値の順列を定めるため、設備の閾値に関する次の命題を示す。

命題 3: 命題 1 の $\bar{\delta}_n$ と命題 2 の $\underline{\delta}$ を考える。このときある $k^*(k_1, b)$ が存在し、 $\bar{v}(\delta) = \Pi(Q^m)$ であることと $\delta \geq \delta^*(k_n, k_1)$ であることが必要十分となる。ただし、

- i. $k_n \leq k^*(k_1, b)$ ならば、 $\delta^*(k_n, k_1) = \bar{\delta}_n$ で、このとき $\bar{\delta}_n$ は k_n の減少関数。
- ii. $k_n > k^*(k_1, b)$ ならば、 $\delta^*(k_n, k_1) \in (\bar{\delta}_n, \underline{\delta})$ で、このとき $\delta^*(k_n, k_1)$ は k_n の減少関数かつ k_1 の増加関数。

証明：略

命題 3 より共謀の持続可能性の議論に関して、 k_n の大きさによって 2 種類の結論が得られる。

1 つは市場で最も小さい企業が十分小さい ($k_n \leq k^*(k_1, b)$) 場合で、このとき、 $\underline{\delta} < \bar{\delta}_n$ が成り立つ。極大値による罰則の下で逸脱する企業が存在しない必要条件は $\bar{\delta}_n \leq \delta$ であるから、 $\underline{\delta} < \delta' < \bar{\delta}_n$ である任意の割引因子 δ' の下では完全な共謀は Proportional-SPE とならない。従って、完全な共謀が Proportional-SPE となる必要十分条件は $\bar{\delta}_n \leq \delta$ となる。

もう 1 つは市場で最も小さい企業が十分小さくない ($k_n > k^*(k_1, b)$) 場合で、この場合 $\bar{\delta}_n < \underline{\delta}$ が成り立つ。このとき $\bar{\delta}_n < \delta'' < \underline{\delta}$ を満たす割引因子 δ'' を考えると、極大値による罰則の下では完全な共謀は Proportional-SPE とならない。しかし、各企業が正の利潤を得るような罰則を用いるケースでは、完全な共謀が Proportional-SPE となる割引因子の下限が存在し、それが $\delta^*(k_n, k_1) \in (\bar{\delta}_n, \underline{\delta})$ となる。

4.1.6 合併審査へのインプリケーション

前章までの議論から、合併審査へのインプリケーションを考察する。まず命題 3 における主張から以下の 2 つの結論が得られる。

① k_n の大きさによらず、 k_n の増加は閾値を下げ、共謀が可能となる範囲を広げる。

これは、小さい企業ほど逸脱でライバルから奪える割合は多いことから、 k_n の増加は逸脱のインセンティブを弱めるからだと解釈できる。

②最も小さい企業が十分大きい($k_n > k^*$)時、 k_1 の増加は閾値を上げ、共謀が可能な範囲を狭める。

これは、シェアが高まるほど罰則戦略の第一段階のときの低価格の影響をより強く受けるので、以降の罰則戦略上の利得の価値がより高い必要が出てくるためと解釈できる。

以上の2つに共通していることは、企業が対称的になる(k_n が大きくなる、②では k_1 が小さくなる)ほど共謀は起こりやすくなるということである。これは、Compte *et al.* (2003)でも示されているような、HHI や市場集中度のみで合併審査を行うことへの批判にもつながる。

また、②からは最も小さい企業が十分大きい場合、産業トップの企業の合併には共謀を起こりにくくする競争政策上の利点があることが分かる。現状分析における事例でも紹介したミネラルウォーター市場のような共謀が起こりやすい産業では、こうした利点も十分考慮していく必要がある。

次に、割引因子の閾値についてまとめると、完全な共謀がSPEである必要十分条件は、

$$\begin{cases} \delta \geq \frac{b^2(1-k_n)^2}{(1+b+bk_n)^2} & \text{if } k_n \leq k^*(k_1, b) \\ \delta \geq \frac{b^2(1-k_n)^2(1+b+bk_1)^2}{(2b+1)D(k_n, k_1)} & \text{if } k_n > k^*(k_1, b) \end{cases}$$

となる。なお、証明より

$$k^* = \frac{b^3(k_1^2 + 6k_1 + 1) + 2bk_1(1 + 4b)}{(1 - k_1)^2 b^3} + \frac{(2b + 1)((2b + 1) - (1 + bk_1 + b))\sqrt{(2b + 1)(1 + 2k_1b)}}{(1 - k_1)^2 b^3},$$

$$D(k_n, k_1) = b^2 (k_1^2(2bk_n + 1) + k_n^2(2bk_1 + 1) - 2bk_n(4k_1 - 1) + 2k_1(b - 1))$$

$$+ 2(1 - k_n) + 2\sqrt{b^4(1 - k_1)^2(2bk_1 + 1)(1 - k_n)^2(2bk_n + 1)}$$

である。この閾値によってその市場において共謀が実現可能であるかが分かる。

4.2 実証分析

この章では、前章の実証結果と新しい実証結果を利用し、日本の市場に先の理論分析を適用する。分析の対象は、第3章と同様 J Xホールディングスと東燃ゼネラル石油の合併、及び出光興産と昭和シェル石油の合併である。まず石油業界における共通の割引因子を求め、その後 Vasconcelos (2005) で示された閾値を求めることで、合併の協調効果を考察する。

4.2.1 割引因子の推定

この項では、Vasconcelos (2005) で示された閾値との比較で用いる、石油業界における割引因子を求める。今回割引因子は金銭的な割引率によるものではなく、各企業への投資家の期待収益率を反映したものを利用することで、石油業界に特有の割引因子を求めることとした。この期待収益率は企業にとっては加重平均資本コスト：WACC であり、株式の資本コストと負債の資本コストの加重平均により求められる。このうち株式の資本コストは直接求められないため、CAPM による株主の期待リターンの理論値で置き換えることで求める¹⁵。

第一に CAPM を回帰分析することで、各企業の株価の期待リターンの理論値 $E[R_i]$ を求める。¹⁶ここで推定すべき回帰式は以下のとおりである。

$$R_i = r_f + \beta_i(R_M - r_f) + \varepsilon$$

ただし r_f はリスクフリーレート、 R_M は市場ベンチマークの株価のリターンで、

$$\text{株価のリターン} = \frac{1 \text{ か月先の株価} - \text{今日の株価}}{\text{今日の株価}}$$

である。

¹⁵ Davis and Huse (2008) も同様の手順で割引因子を求め、協調効果の分析に利用している。

¹⁶ ここでの説明は全て石島 (2008) に従っている。

以上の定義に従い日本の石油産業に関して CAPM の回帰を行った。データの制約上、株価は J Xホールディングス、出光興産、コスモ石油、昭和シェル石油、東燃ゼネラル石油のもののみを使用し、期間は前章に合わせ 2002 年 4 月から 2016 年 3 月とした。(ただし、出光興産のみ 2006 年 11 月から)リスクフリーレート、市場ベンチマークは Davis and Huse (2008) を参考にし、前者は国債の 10 年利回り、後者は日経平均、TOPIX、JASDAQ の平均を用いた。いずれのデータも日経 NEEDS のものを用いた。結果は以下の表 4-1 である。

表 4-1 各企業のベータ

	ベータ値	標準誤差	自由度調整済み R^2
J Xホールディングス	0.872774594***	0.141753	0.17901453
出光興産	0.80652616***	0.180537	0.14231314
コスモ石油	0.991078596***	0.117937	0.2912043
昭和シェル石油	0.934161491***	0.134965	0.21693347
東燃ゼネラル石油	0.52739763***	0.078642	0.20618128

(注)***は 1%有意を表す。

どの企業についてもベータは有意であった。こうして推定した $\hat{\beta}_i$ を使い、以下の式で $\widehat{E[R_i]}$ を求める。

$$\widehat{E[R_i]} = r_f + \hat{\beta}_i(E[R_M] - r_f)$$

ここで $E[R_M]$ は市場ベンチマークの株価のリターンの期間平均である。

次にこの $\widehat{E[R_i]}$ を各企業の株式の資本コスト R_E と捉え WACC を算出する。その定義は以下のとおりである。

$$WACC \equiv \frac{E}{E+D}R_E + \frac{D}{E+D}(1-\tau)R_D$$

ここで E, D はそれぞれ株主資本、負債で τ は実効税率、 R_D は負債の資本コストである。こうして求めた WACC に対し、

$$\delta = \frac{1}{1 + WACC}$$

とすることで、企業の割引因子が得られる。

以上の計算から WACC 及び δ の算出を行った。現実のデータを利用するにあたり、石島 (2008) を参考に以下の方法で値を算出した。まず E, D はそれぞれ株主資本、負債の 2015 年度末における簿価を利用した。また、 t は支払税額/税引前利益、 R_D は利息/固定負債のそれぞれ期間平均を利用した。平均の期間は全企業 2002 年度から 2015 年度である。こうして得られた WACC と δ が以下の表 4-2 である。

表 4-2 各企業の WACC と割引因子

	WACC	δ
J Xホールディングス	0.009111814	0.99097
出光興産	0.006071896	0.993965
コスモ石油	0.012385808	0.987766
昭和シェル石油	0.008874662	0.991203
ゼネラル石油	0.004163556	0.995854

この値から、実証分析で用いる割引因子の値を定める。今回、①Vasconcelos (2005) より設備が小さい企業の方が逸脱のインセンティブが大きい、②5 つの平均が 0.991952 である、という 2 つの理由から、5 社の中で最も設備が小さく平均にも近い昭和シェル石油の割引因子 0.991203 を値として用いる。

4.2.2 割引因子の閾値の導出

次に Vasconcelos (2005) における完全な共謀が SPE となる閾値を、前章の実証結果も用いて求める。前章の実証結果を利用するにあたり、モデルの仮定に合わせて以下の 2 つの変更を行った。

- ①逆需要関数における Q の係数 b の指標には第 2 章の一世帯あたり消費量の係数 β_3 を用いる。この際に尺度を Q に合わせるため係数に世帯数を乗じた。
- ②Vasconcelos (2005) では限界費用における q_i/k_i の係数は 1 に限定され、 k_i の合計も 1 に基準化されている。そこで FOC の違いを修正するため、第 3 章における生産量の

係数 α で、設備合計 K を割ったものを乗じた。

まとめると、 β_3 と b の関係は以下の通りになる。

$$b = \beta_3 * hhn * K/\alpha$$

以上の変更を基に協調効果のシミュレーションを行った。データの制約や前章との整合性から、設備ストック、就業世帯数は前章までと同じものを用い、時期も2015年度のものである。このとき、仮想的合併前後における各企業の k_i と計算された k^* が以下の表4-3である。

表4-3 企業の設備ストックと設備ストックの閾値

	合併前の k_i	合併後の k_i
J Xホールディングス	0.31809982	0.527961516
出光興産	0.166867108	0.300661456
コスモ石油	0.135898978	0.135898978
昭和シェル石油	0.133794348	0
東燃ゼネラル石油	0.209861696	0
太陽石油	0.035478052	0.035478052
k^*	0.077596699	0.024970458

以上の結果より合併前は $k_n < k^*(k_1, b)$ 、合併後は $k_n > k^*(k_1, b)$ であるから、割引因子の閾値は合併前は $\widetilde{\delta}_n$ 、合併後は $\underline{\delta}$ を採用すればよい。実際に計算すると、合併前の $\widetilde{\delta}_n$ は0.867322、合併後の $\underline{\delta}$ は0.870327であることが分かった。

4.3 考察

以上の結果から $\delta=0.991203$ に対し、 $\delta > \widetilde{\delta}_n = 0.867322, \delta > \underline{\delta} = 0.870327$ が成り立つ。従って、日本の石油産業ではJ Xホールディングスと東燃ゼネラル石油、出光興産と昭和シェル石油の合併前後の両方で共謀が可能であったという結論が得られた。公正取引委員会は本合併によって協調的行動が起こりうると判断していたため、合併後に共謀が可能であるという点については公正取引委員会の判断と整合的な結果が得られた。しかし、割引因子の閾値に関してのみ着目すると、本合併により共謀が可能な割引因子の範囲は狭まっており、その点では公正取引委員会の判断とは矛盾して

いる。こうした矛盾が発生した理由として、以下の2つが考えられる。

1. 分析に不十分な点が多い

今回の分析では合併前後の両方で共謀が可能であるという結論が得られたが、前章での分析においては共謀モデルは棄却され、競争度の値も1とは程遠いものであった。また、Vasconcelos (2005) より設備が小さい企業の方が逸脱のインセンティブが大きいことが示されていたが、実際に設備の最も小さい企業である太陽石油の割引因子はデータの制約により入手できていない。従って割引因子や閾値の算出が不十分であったことは原因として十分考えられる。

2. 公正取引委員会とのモデルの選択の違いが影響した

公正取引委員会が協調効果の判断をした際の根拠は、4つのうち3つが合併で変わらない業界特有のもので、1つが企業数の減少であった。これは、公正取引委員会の参考にしたモデルが企業の同質性を仮定しているためだと考えられる。一方今回参考にした Vasconcelos (2005) のモデルは企業間の異質性を認めており、企業数は共謀の実現可能性に関与していない。このモデルの仮定の差が合併の影響の違いを生んだとも考えられる。

(補論)

命題 2 の証明 ¹⁷ : $\forall(Q^1, Q^2) \in [0, \sum_{i=1}^n \overline{M}_i(\delta)]^2$ のとき、 $v_i(Q^1, Q^2) = 0$ と

$$-\pi_i(Q^1) = \delta(\pi_i(Q^2) - \pi_i(Q^1)) \quad (4A.1)$$

は必要十分であり、逸脱のインセンティブがない条件

$$\pi_i^*(Q^1) - \pi_i(Q^1) \leq \delta(\pi_i(Q^2) - \pi_i(Q^1))$$

$$\pi_i^*(Q^2) - \pi_i(Q^2) \leq \delta(\pi_i(Q^2) - \pi_i(Q^1))$$

と組み合わせることで、

$$\pi_i^*(Q^1) \leq 0 \quad (4A.2)$$

$$\pi_i^*(Q^2) \leq \pi_i(Q^2) - \pi_i(Q^1) \quad (4A.3)$$

を得る。また、補題 1 より $Q^2 = Q^m$ においても 2 段階の penal code によって実行できることが示されている。仮定より $Q^2 = Q^m$ とおき、 δ をそのとき (4A.1)(4A.2)(4A.3) をみたす最小のものとする。このとき (4A.1) 式は

$$\delta = \frac{-\pi_i(Q^1)}{\pi_i(Q^m) - \pi_i(Q^1)}$$

と表せるが (4.1)(4.5) 式より

$$\delta|_{Q^2=Q^m} = \frac{Q^1(2b+1)((2b+1)Q^1 - 2(a-c))}{((2b+1)Q^1 - (a-c))^2}$$

である。ここで $\delta \geq 0$ のため $Q^1 \geq 2(\frac{a-c}{2b+1})$ を仮定すると、上の式の Q^1 に関する偏微分

$$\frac{\partial \delta|_{Q^2=Q^m}}{\partial Q^1} = \frac{2(2b+1)(a-c)^2}{((2b+1)Q^1 - (a-c))^3}$$

は常に正になる。従って、 δ を最小化するためには Q^1 の最小値を求めればよい。ここ

¹⁷ この証明は Vasconcelos (2005) を参考にしている。

で、 $Q^1 < \frac{a-c}{b(1-k_1)}$ のとき

$$\pi_i^*(Q^1) = \frac{1}{2} \left(a - c - bQ^1(1 - k_i) \right)^2 \frac{k_i}{1 + 2bk_i} > 0$$

なので、(4A.2)を満たすには、 $Q^1 \geq \frac{a-c}{b(1-k_1)} \equiv \underline{Q}^1$ が必要である。従って $Q^1 = \frac{a-c}{b(1-k_1)}$ とおくと

$$\underline{\delta} = \frac{(1 + 2bk_1)(2b + 1)}{(1 + b + bk_1)^2}$$

を得る。(証明終)

第5章 結論

本論文では、企業の合併が経済厚生に与える影響を、単独効果・協調効果の両面から分析し、公正取引委員会の判断の妥当性を考察した。

第2章では過去に発生した合併について、前後の競争状態の変化も含め分析した。その結果、市場はクールノー寡占ではなく価格先導モデルであること、合併によって厚生が減少していたことが分かった。

第3章では合併シミュレーションによって、現実起こった合併と起こらなかった合併の両方に対し分析を行った。その結果、全社の合併によって厚生は減少していたこと、後者の合併では厚生に変化はないことが分かった。

第4章では前の2章とは異なり協調効果の面から合併を分析した。その結果、単独効果に関しては負の影響を与えていた合併が、協調効果では正の影響を与えていることが理論・実証から分かった。

以上より論文全体としての結論として公正取引委員会への提言を行う。第一に、単独効果の評価はより厳しく、協調効果の評価はより緩く行うべきであると考えられる。本論文では負の単独効果をもたらすと結論付けられた合併が実際は容認され、一方で協調効果は正の影響を持つにも関わらず合併の負の側面として説明されていた。石油産業では設備の移動が難しいことから合併のシナジー効果は限定的であり、合併が正の単独効果を持つことは難しい。一方で、公正取引委員会にも指摘されている通り共謀が容易な産業であるから、協調効果は合併による社会への利益として単独効果同様に重視していくべきであると考えられる。第二に、分析におけるモデルの選定をより慎重に行うべきであると考えられる。今回、第2章、第3章の分析では同質財数量競争の仮定としてメジャーなクールノー寡占は利用せず、第4章では共謀の分析で数少ない非対称な n 社のモデルを用いた。その結果、公正取引委員会の判断との矛盾の原因としてモデルの仮定の違いが考えられるものが多かった。合併後の競争状態を事前に断定することは現状難しいものの、合併前の競争度を計測しそれに合った分析を行うなどより慎重なモデルの選定が求められると考える。

参考文献

- 石島博 (2008), 『バリュエーション・マップ』 東洋経済新報社.
- 経済産業省編 (2012-2015), 『経済産業省生産動態統計年報 資源・窯業・建材統計編』 各年度版 経済産業省.
- 経済産業省編 (2002-2012), 『資源・エネルギー統計年報』 各年度版 経済産業省.
- 経済産業省編 (2012-2015), 『石油統計月報』 各年度版 経済産業省.
- 資源エネルギー庁編 (2014-2016), 『資源エネルギー年鑑』 各年度版 資源エネルギー庁.
- 石油連盟編 (2017), 『今日の石油産業 2017』 石油連盟.
- 石油連盟編 (2002-2012), 『石油業界の推移』 各年度版 石油連盟.
- Abreu, D. (1988), “On the Theory of Infinitely Repeated Games with Discounting,” *Econometrica*, 56(2), 383-396.
- Belleflamme, P and M. Peitz (2015), *Industrial Organization: Markets and Strategies*, 2nd Edition, Cambridge University Press.
- Coloma, G. (2002), “The Effect of the Repsol-YPF Merger on the Argentine Gasoline Market,” *Review of Industrial Organization*, 21(4), 399-418.
- Compte, O., Jenny, F. and Rey, P. (2002), “Capacity Constraints, Mergers and Collusion,” *European Economic Review*, 46(1), 1-29.
- Davis, P. and E. Garces (2010), *Quantitative Techniques for Competition and Antitrust Analysis*, Princeton University Press.
- Davis, P. and C. Huse (2009), “Estimating the ‘coordinated effects’ of mergers,” Competition Commission Working Paper
- Greenfield, D., Kreisle, N. and Williams, M. (2015), “Simulating a Homogeneous Product Merger: A Case Study on Model Fit and Performance,” Federal Trade Commission Bureau of Economics working paper no. 327.
- Vasconcelos, H. (2005). “Tacit Collusion, Cost Asymmetries, and Mergers,” *RAND Journal Of Economics*, 36(1), 39-62.
- 経済産業省ホームページ <http://www.meti.go.jp/>
- 公正取引委員会ホームページ <http://www.jftc.go.jp/>
- 厚生労働省ホームページ <http://www.mhlw.go.jp/>

JXTG エネルギーホームページ <http://www.noe.jxtg-group.co.jp/>

石油情報センターホームページ <https://oil-info.iej.or.jp/>

総務省統計局 <http://www.stat.go.jp/>

日経 NEEDS ホームページ <http://www.nikkei.co.jp/needs/>

日本銀行ホームページ <http://www.stat-search.boj.or.jp/>

日本自動車工業会ホームページ <http://www.jama.or.jp/>

あとがき

三田論でもやっていた合併をテーマにしたため、最初はすぐに終わられるだろうと希望的観測を持っていた。しかし、実際に始めてみると三田論の貯蓄は殆ど活かせず、志の低さも相まって進捗の無いまま夏休みを終えた。このままでは放ゼミの可能性もあると思い中間発表の直前までは頑張れたが、課題をクリアした途端気が抜けてしまい、その後もほぼ手を付けずに過ごしてしまった。結局卒論が完成したのは締め切りの数日前であり、余裕を持って質の高いものを作りたかったと反省している。

思い返すと、石橋ゼミでの2年間は自身の大学生活の中でも特に大変だったと思う。まさか自分が英語の文献を読んで論文を書くとは、高校生の頃の自分に言ってもまず信じないだろう。事実、ゼミに入ったばかりの頃は教科書を10ページ読むのに3週間かかっていた。しかしそれが徐々に慣れていき、最終的には1つの論文を書けるほどに変わることが出来た。こうして苦労しながらも卒論を終えることが出来たのは、素晴らしい同期に恵まれたからだと思う。ゼミに入るからには独学にはないような経験を積みたいと考え石橋ゼミを選択したが、実際とても充実した日々を送ることが出来た。本当に、このゼミに入って良かったと思う。

最後に、感謝の言葉を述べたい。一番は、何度質問に伺っても嫌な顔一つせず、愛をもって対応して下さった石橋先生に対してである。その都度的確にアドバイスしていただいたおかげで、論文を書き上げることが出来た。また、分析の方法について先生と同じくらい助言を貰った上野君にも感謝申し上げたい。そして、研究を頑張る原動力をいただいた先輩方、後輩、同期に対して感謝を述べ、論文の終わりとしたい。