

# カルテル行動の推定

—北海道セメントカルテル事件—

西 脇 雅 人\*

本稿では違法カルテル時の企業行動についての分析を行う。日本のセメント産業における北海道でのカルテル事件を例として取り上げ、まず、産業組織論の分野で伝統的に使用されるモデル選択を使って、カルテルが検出できるかを検証した。モデル選択の結果、これまで使用されてきた簡便なカルテルモデルは支持されず、現実のカルテルの行動を説明できないことが分かった。次に、カルテルがどのような行動を取っていたのかをカルテル時の情報とカルテル後に実施された政策を利用して明らかにした。その結果、カルテルは徐々に行動を変化させていたことが明らかになり、この行動は違法カルテルの理論予測と整合的であることが分かった。

JEL Classification Codes: L13, L42

## 1. Introduction

本稿では、カルテル事件を事例として取り上げて、カルテルを結んでいた企業がどのように行動していたかを実証的に検証することを目的としている。カルテル行動の理解は競争政策において重要である。特に、取引あるいは入札データを用いて、カルテルの端緒をつかむための検討が世界各国の競争当局でなされている。わが国でも2016年に公正取引員会内にある競争政策研究センターにて研究成果が報告されている。カルテルに特徴的な行動は何か？それはどのようにデータに現れるのか？そして競争当局はそのような行動データからカルテルあるいは談合の発見が可能か？等について研究が行われ報告書にまとめられている（「独占禁止法違反行為の端緒探知ツールとしてのスクリーニング手法に関する研究」(2016) 武田・中林・西脇・能勢・工藤・小野・新藤)カルテル行動の理解が深まることでデータを有効活用したカルテル摘発の可能性を高めることになるであろう。

経済理論の分野でもカルテル理論が発展してきている。従来からの共謀(collusion)を扱うモデルに、競争当局の存在を取り込み、規制当局の存在あるいは独占禁止法の運用によって、カルテルがどのような行動をとるのかの分析が進んでいる。代表的な理論研究として、Harrington(2004, 2005), Bos and Harrington(2010, 2015)などが挙げられる。このような理論を実際のカルテル事件を例に検証していく

ことも重要だと考えられる。

このような背景のもと、これまで数多くのカルテルが摘発されてきたがそれらをひとつひとつ丹念に分析することは困難かつ多大な時間が必要であるため、本稿ではある特定のカルテル事件を例として採り分析を行う。具体的には、日本のセメント産業で公正取引委員会(以下公取委)に摘発された北海道でのカルテル事件を事例研究する。1990年4月、公取委は北海道でセメント販売活動を行う8社にカルテルの疑いで強制捜査に入った。同じ年の12月、カルテル企業は排除措置命令を受け、企業側は応諾、カルテル事件として審決された。北海道のカルテルの捜査の過程で、中国地方でもほぼ同じ時期にカルテルが行われていることが発見され、そこでのカルテルに対する課徴金と合計で130億円の支払い命令がセメント12社になされた。これは当時の日本の独占禁止法史上最高額の課徴金であった。

本稿では、この北海道でのカルテル事件について二段階で分析を行う。まず、最初に産業組織論の分野でよく用いられているモデル選択の方法を用いて、データからカルテルを見つけられるかをテストする。ここでは既存研究と同じ方法を踏襲し、Vuong(1989)による対立する非入れ子型(non-nested)モデルの選択を用いる。具体的には、対立するモデルとして企業は競争しているとする競争モデル(クールノーモデル)と企業は結合利潤を最大化しているとするカルテルモデルとを考え、どちらがより真の行動様式に近いかを検定する。これらの対立するモデ

ルによる比較によってカルテルの有無を判定するやり方は産業組織論分野で伝統的に行われてきており、多くの研究で見られる。最初の応用研究として、Vuong 自身による Gasmi, Laffont and Vuong(1992)がある。炭酸飲料市場で特にコココーラとペプシの競争について様々なモデルを検証している。また、著者の知る限り最新の応用として、日本の航空市場を用いた Doi and Ohashi(2018)が挙げられる。Doi and Ohashi(2018)では、日本航空と日本エアシステムの経営統合により、国内市場が協調的になったか否かを Vuong 検定を用いて検証している。

従来の方法を踏襲した検定で示したいことは、これまで多くの研究で用いられてきた対立モデル(競争 v. 制約なし結合利潤最大化)によるカルテル有無の検定は必ずしも適切ではないということにある。北海道セメントカルテルのデータを用いて、競争 v. 制約なし結合利潤最大化の検定を行うと、クールノー競争が検定の結果、真の行動により近いモデルとして選択される。データ発生過程はカルテル均衡であるにも関わらず、伝統的に産業組織論の分野で用いられる検定の方法ではカルテルが検出されないことになる。検定が期待される結果を出すことができない理由は、カルテルモデルとして採用している制約なし結合利潤最大化は、カルテルを描写するモデルとしては単純すぎることにあり<sup>1)</sup>。実際にはカルテルは様々な制約に直面し、それらに行動が縛られるであろう。典型的には、企業の誘引制約が挙げられ、また、(今回検証している事例は違法カルテルなので)ここでより重要になるのは、カルテルの発見可能性や摘発後の独占禁止法に基づいた罰である。制約なしのモデルではこれら現実的な制約条件が考慮されていない。例えば、違法カルテルでは、摘発されるのを恐れて、独占価格はつけることができずに、わずかしこ価格を上げないかもしれない。潜在的には様々なカルテル行動形態があるはずであるが、従来の研究ではそうした種々の行動が検証されることなく、単純なカルテルモデルで、それが統計的に支持されなければ、カルテルはないと結論づけてしまっている。このような研究の方向性に対し、本稿での最初の結果はひとつの警告を与えることになる。

それでは、北海道のカルテル参加企業は制約なしの結合利潤を最大化していなかったのであればどのような行動をとっていたのだろうか<sup>2)</sup>。第2段階ではこの疑問に答える。どのような行動をとっていたかを知るためには、まず基準となるベンチマークが

必要である。ここではクールノー均衡をそれとして考えて、クールノー競争時の価格との乖離分がカルテルによるものだと考える。カルテルに対して反事実としてクールノー競争を用いることでカルテル行動を特徴付けることになるが、カルテルに対する反事実としてのクールノー均衡を導出するためにはセメント企業の費用関数を知る必要が当然出てくる。本稿では、カルテルが用いていたシェア配分ルールとカルテル後にセメント企業が公取委の監視下に置かれた期間とを利用して、限界費用関数を推定する方法を提示する。セメント企業のカルテル時および公取委監視時の利潤最大化から、限界費用の推定方法は伝統的な Tobit モデルとして考えることができることが示される。カルテル時には限界費用は観察されず、限界費用の上限としての限界収入のみが観察され(つまり限界収入で観察が打ち切られ)るため、公取委監視時での限界費用と合わせて限界費用関数を推定することになる。

次に、推定された限界費用関数を基にカルテル期間でのクールノー均衡を反事実として導出し、それと実際に観察されたカルテル行動とを比較することで、北海道セメントカルテルの特徴的を見出す。検証の結果、カルテルは徐々に価格を吊り上げて行っていることがわかった。また、最高価格に到達した後に今度は徐々に価格を低下させていっていることもわかった。このような行動は、Harrington(2004, 2005)の理論予測と整合的である。Harrington(2004, 2005)では、カルテルは競争当局によって発見される可能性を考慮して行動するモデルを考えている。カルテル開始直後にいきなり供給を絞って、高い価格を付けてしまうとそれは買い手等の通報により当局の注意を引きつけてしまう。また、独占価格を付け、それを高止まりさせても同様の危険を犯すことになる。さらには、違法行為であることから、摘発された際にはカルテル期間の価格と販売量に応じて課徴金を支払うことになる。こうした理由により、カルテルは摘発可能性及び摘発時の課徴金をできるだけ小さくしようとするため、開始当初は徐々に価格を上げ、あまり高くなりすぎず、かつ見つかった際の課徴金を少なくするために価格を下げていく行動を取ることがある<sup>3)</sup>。この理論予測とはほぼ同じ価格経路を北海道セメントカルテルは取っていたことになる。

本稿で得られた二つの結果は将来のカルテル理論実証研究の方法性に重要な示唆を与えている。まず、

Table 1. 配分シェア：1985年7月-1988年3月

	日本	日鐵	小野田	宇部	三菱	住友	電化	東北開発
Q1	33.81	29.80	18.19	7.69	5.20	2.62	2.04	0.65
Q2	31.77	28.91	19.31	8.17	5.92	2.93	2.32	0.67
Q3	32.69	31.49	15.91	7.01	6.32	3.11	3.11	0.38
Q4	33.42	28.75	18.40	7.79	5.45	3.11	2.21	0.87

Table 2. 配分シェア：1988年4月-

	日本	日鐵	小野田	宇部	三菱	住友	電化	東北開発
Q1	33.39	28.66	18.39	7.79	5.32	3.11	2.21	1.13
Q2	31.79	29.71	18.18	7.69	5.07	2.61	2.04	0.92
Q3	31.74	28.81	19.29	8.17	5.77	2.93	2.32	0.96
Q4	32.66	31.39	15.89	7.01	6.17	3.11	3.11	0.67

Table 3. 企業シェアカルテル前後

企業	1984	1985
日本	32.19	33.06
日鐵	29.51	29.39
小野田	17.64	18.40
宇部	8.29	7.80
三菱	5.93	5.53
電化	2.84	2.87
住友	2.77	2.24
東北開発	0.83	0.69

注) 1984年のシェアは生産量から計算されたもので、1985年のシェアはカルテルの配分ルールである。住友には子会社の八戸セメントの生産量が含まれている。

モデル選択でカルテル行動を捉えるためには、競争当局や独占禁止法の影響を何らかの形で理論に取り込む必要がある<sup>4)</sup>。そして、そうした従来の簡便なカルテルモデルよりも複雑なカルテルモデルの推定方法の開発が求められる<sup>5)</sup>。より現実に即した複雑なカルテルモデルと競争モデルとを比較して、カルテルの有無を検定する必要がある。そうしなければ、第一段階で犯した失敗——カルテルであるにも関わらずそれが検出されない——が起きてしまうだろう。

本稿では、まず北海道でのセメントカルテルの概要を説明する。その後、Vuong 検定を行い、既存研究を踏襲するだけではカルテルを検出できないことを示す。そして、次にカルテル行動をカルテル時の情報とカルテル後に公取委監視が行われた事実を使って、費用関数を推定し、費用関数推定に基づき、カルテル行動を説明する。最後に、北海道カルテルの行動をいくつかのカルテル理論を用いて説明する。

## 2. 北海道セメントカルテル事件

1990年4月16日、公取委は、北海道地区(以下北海道)でセメントを販売する8社(日本セメント、

日鐵セメント、小野田セメント、宇部興産、三菱鉱業セメント、電気化学工業、住友セメント、東北開発)の支店にカルテルの疑いで立ち入り調査を行なった。この調査により、1985年7月から1990年4月の立ち入り調査日まで約5年に渡って、販売数量を調整(抑制)することで、価格上昇を狙った上記8社によるカルテルが発覚した。以下、カルテルの概要を説明する。

1985年6月、札幌市中央区の日本セメント株式会社北海道支店会議室において開催された支店長会において、セメント各社ごと販売限度量を定め、セメント供給量の管理を行うことを決定した。具体的には、市場シェアに基づく配分ルールを定め、毎月の需要を想定し、支店長会議で総販売量を決定することとした。各社には配分シェアを乗じた量を各社の販売限度として販売量の割り当てを行うこととした(Table 1 と Table 2)。配分は四半期ごとに異なるシェアが割り振られ、配分ルールに基づく販売量管理を1985年7月1日から実施することを決定した<sup>6)</sup>。以上の取り決めを実施するための事務局を札幌市中央区の越山ビルの一室に設け、毎月複数回開催する会議において、各社の担当者が販売実績を報告し合い、支店長会で決定された販売量の管理を行っていた<sup>7)</sup>。

Table 3では、カルテル前年と配分ルールによる年間予定シェアを記載している。配分シェアがどのように決められたかは残念ながら定かではないが、これを見ると大まかには前年までのシェアを基準として年間予定シェアを決定していたことがわかる。その上で四半期ごとに変動を認める配分を行っていた<sup>8)</sup>。

1990年4月16日の立ち入り調査を受けて、翌日、セメント各社はカルテルに関する取り決めを破棄し、カルテルを終了させた。なお、北海道の各支店への立ち入り調査に続いて、6月8日、北海道に支店をもつセメント会社8社の本社を含む全国27箇所の支店やセメント協会に公取委の立ち入り調査が実施された。この全国的な捜査により、北海道のカルテルとほぼ同期間実施されていた中国地方でのカルテルも発覚することになった。

1990年12月27日、北海道および中国地方でのカルテル事件は審決し、参加した企業(上記北海道8社及び中国地方9社)に課徴金と排除措置命令がなされた。翌日、セメント企業はこれら命令に応諾し、セメント会社が納付した課徴金額は2地区合計

Table 4. 記述統計

Variables (Market-Level Monthly)	No. Obs.	Mean	Std. Dev.
Quantity	108	335095.57	154269.17
Price	108	15164.68	1982.74
Construction Inv.	108	377345.85	202206.05
Gas Price	108	142.79	12.76
Coal Price	108	5134.13	1270.96
(Firm-Level Yearly)			
Firm Supply	62	521591.84	467922.52

注) Price はセメント価格(円), Quantity は供給量(トン), Construction Inv. は月別建設投資額を表す。

で約 130 億円となり、独占禁止法史上最高額となった。また、排除措置命令および課徴金納付命令とともに、1991 年 1 月から 3 年間、毎月、セメント販売数量を公取委に報告する命令がセメント各社になされ、セメント販売活動が公取委の監視下に置かれることになった。

### 3. データ

この研究で用いるデータの大部分はセメントジャーナル社発行の「セメント年鑑」から収集した。「セメント年鑑」には地方別(北海道、東北、関東、東海、近畿、中国、四国、九州)月別のセメント価格、需要量(トン)の他、企業の工場や配送センター等の情報が含まれている。

まず、需要関数の推定には 1985 年 7 月から 1993 年 3 月までのカルテル期間と公取委監視期間の両方を用いた。カルテル期間にのみサンプルサイズを限定することもできたが、操作変数法を用いて需要関数を推定するため、推定量のバイアスを小さくするためにより大きなサンプルで推定することにした。セメント需要は建設投資に大きく影響されるため、需要を変動させる要因として、北海道の月別建設投資額を用いた(建設投資額は建設総合統計より収集した)。需要関数を推定する操作変数としてセメント輸送での主要なコストは陸上輸送で発生するため、北海道地域の平均ガソリン価格を用いた(ガソリン価格は「小売物価統計調査」より収集)。

企業行動の検定(4 節)では(需要関数の推定値はそのままに)カルテル期間のみを用いて限界費用関数を異なる行動の仮定のもとで推定することになる。その際に、費用関数を変動させる要因としてガソリン価格およびセメント生産における主燃料である石炭価格を用いている。石炭価格は IMF の Commodity Data Portal の Australian Thermal Coal の US ドル価格を円に換算したものを用いている。5 節の

カルテル行動の推定では、企業別の年間供給量を用いて限界費用関数を推定することになる。残念ながら企業別月別のセメント供給量を得ることができないため、企業別の北海道での年間供給量を用いざるを得なかった。使用した変数の記述統計量は Table 4 にある。

### 4. 企業行動の検定

まず最初の分析として、カルテル期間のデータを用いてセメント企業の行動のテストを行う。具体的には、Vuong(1989)による非入れ子型モデルのモデル選択を応用した検定を行う。Vuong 検定では、対立する二つのモデルを用意し、それらのうちどちらが真のモデルに近いかを検定することになる。帰無仮説を「対立する二つのモデルが、真のモデルとカルバックライブラーの情報量を基準として等距離にある」と設定する。帰無仮説が棄却されれば、どちらかのモデルがより真のモデルに近いことを意味する。

ここで考える二つの対立するモデルは、クールノー競争モデルとあるカルテルモデルである。クールノー競争モデルでは、企業は互いに数量競争を行なっていると仮定し、観察される数量及び価格はクールノー均衡から生じたものであるとする。一方、カルテルモデルでは、企業は結合利潤を(制約なしで)最大化すると考え、観察される数量及び価格は(制約なしの)結合利潤最大化の結果発生したものだとする。対立するモデルを以上の二つと設定することは、Gasmi, Laffont and Vuong(1992)を始め多くの研究でも行われていることであり、ここでは、この伝統を踏襲した Vuong 検定でカルテルが検出されるかを確かめることとする。

まず最初の競争モデルでは、企業はクールノー型の競争を行っているとしているので、利潤最大化の条件から価格決定方程式は、

$$P_t = -P'(Q)q_{it} + MC_{it} \quad (1)$$

となる。 $P'(Q)$  は逆需要関数を微分したものである<sup>9)</sup>。また、 $MC_{it}$  は燃料価格等の関数であり、関数形を仮定でき、観察できない限界費用に影響を与える要因は加法分離だとする。すなわち、限界費用関数は

$$MC_{it} = MC(x_{it}, z_i; \theta) + u_{it} \quad (2)$$

$$= \theta_1 x_{it} + \theta_2 z_i + u_{it} \quad (3)$$

と書けると仮定する。 $x_{it}$  は企業の特徴を表す変数、 $z_i$  は企業に共通の費用要因、 $u_{it}$  は観察できない費

Table 5. 需要関数推定結果

	(D-1)	(D-2)	(D-3)	(D-4)
Price (log)	-1.032	-0.325		
	(0.121)	(0.161)		
Construction Inv. (log)		0.737		
		(0.028)		
Price			-6.97E-05	-2.80E-05
			(8.02E-06)	(1.40E-05)
Construction Inv.				2.64E-06
				(1.37E-07)
Month Effects?	Yes	No	Yes	No
No. Obs.			108	

注) Price は月別セメント価格, Construction Inv. は月別建設投資額を表す. 被説明変数は需要量の対数値を用いている. 操作変数はガソリン価格を使用した. 括弧内の数字は標準誤差を表す.

Table 6. 費用関数推定

	Cournot		Cartel	
	(CR-1)	(CR-2)	(M-1)	(M-2)
Gas Price	48.084	85.809	1.678	2.995
	(9.753)	(9.182)	(0.340)	(0.320)
Coal Price		-0.676		-0.024
		(0.105)		(0.004)
Month Effects?	Yes		Yes	
Demand Function	D-1		D-3	
No. Obs.	58		58	

注) Demand Function は Table 5 での需要関数の関数型を表している. 括弧内の数字は標準誤差である.

用要因であり, 正規分布に従うと仮定する. 月ごとの北海道全体の合計供給量は観察できるが, 残念ながら月別企業別の供給量の観察ができないため, ここでは(1)の平均を考える. したがって, 以下の平均価格決定式

$$P_t = -\hat{P}'(Q) \bar{q}_t + \overline{MC}_t(\theta) + \bar{u}_t \quad (4)$$

を推定することになる.  $\overline{MC}_t$  は企業平均限界費用,  $\bar{u}_t$  も観察できない要因の企業平均である.

一方で, カルテルモデルの場合, カルテルは参加企業の結合利潤を最大化すると仮定する. 限界費用は供給に関して一定だとすると, 利潤の合計は

$$\sum_{i=1}^N (P(Q_t) - MC_{it}) s_{it} Q_t \quad (5)$$

と書ける.  $s_{it}$  は企業  $i$  の  $t$  月における配分ルールに基づくシェアである. カルテルは(5)を制約なしで利潤最大化するために  $Q_t$  を選択する. 利潤最大化条件から, カルテルの価格決定方程式は

$$P_t = -P'(Q) Q_t + MC_t \quad (6)$$

となる. ここで  $MC_t = \sum_{i=1}^N s_{it} MC_{it}$  である. クールノーの場合の(4)に相当するものが,

$$P_t = -\hat{P}'(Q) Q_t + MC_t(\theta) + u_t \quad (7)$$

であり, (7) を推定することになる.

$MC_t(\theta)$  と  $u_t$  はシェアの加重平均である.

(4) と (7) を推定し, Vuong 検定でどちらが真の行動モデルに近いかを比較する. 具体的には, 価格方程式(4)と(7)から, それぞれの仮定の下での費用関数の推定値を得る. そして, 観察単位ごとに尤度を計算し, Vuong 統計量を作り, クールノーモデルとカルテルモデルとの比較をする.

費用関数の推定において, 企業ごとの特性としては企業固定効果を考えている. 企業の違いとして, 北海道内のセメント配送センター数の違いや北海道にセメントを供給している工場の生産性の違いが考えられるが, 1985-1990の期間では, 北海道におけるセメント企業の配送センターの数はほぼ一定であり, また, 工場についても, 1970年代から80年代にかけてセメント工場は古い設備の廃棄と新しい技術の導入を行なったが, 1985年時点では新しい技術の導入はほぼ終了していたため, 1985-1990年で, 劇的に生産性が改善したとは考えにくい. また, 北海道にセメントを供給しているセメント工場の稼働率を見てみると, 際立って高くなっている時期はカルテル期間でみられないことから, 工場における生産量も生産能力の範囲内で無理なく行われていたものと思われる<sup>10)</sup>. したがって, 企業固定効果が十分に企業間の違いを捉えているはずであり, 結局, (4)と(7)は平均を考えているため, それらは定数項に影響が表れることになる. 需要関数推定結果は Table 5 に, 価格決定式を通じた限界費用関数推定結果は Table 6 にある.

次に, 費用関数のパラメータ推定値を用いて観察ごとの尤度を計算し, Vuong 統計量を構成する.

$$V = \frac{\sqrt{T} \left( \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t \right)}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}}, \quad (8)$$

$$x_t = \ln L_f^c(\hat{\theta}^c, \hat{\sigma}^{2,c}) - \ln L_t^m(\hat{\theta}^m, \hat{\sigma}^{2,m}) \quad (9)$$

$\theta^c$  と  $\theta^m$  はそれぞれクールノーモデルが正しいとした時の限界費用関数のパラメータ推定値, カルテルモデルが正しいとした時のパラメータ推定値である.  $L_f^c(\hat{\theta}^c, \hat{\sigma}^{2,c})$  と  $L_t^m(\hat{\theta}^m, \hat{\sigma}^{2,m})$  はパラメータ推定値で計算された尤度である. Vuong 統計量  $V$  は帰無仮説のもとで, 標準正規分布に従う. ここで帰無仮説は, 「クールノーモデルもカルテルモデルも真のモデルから同じだけ離れている」である. クールノー

Table 7. Vuong Test

	(CR-1) v. (M-1)	(CR-2) v. (M-2)
V	8.408	8.281

注) 括弧内の数字は Table 6 の費用関数に対応している。V は Vuong 統計量を表す。

モデルの尤度からカルテルモデルの尤度を引く形で構成したので、Vuong 統計量が大きく正の値を取ればクールノーモデルが、逆に大きく負の値をとればカルテルモデルが、それぞれ真のモデルに近くなる。

Table 7 に Vuong 統計量の値を示した。(CR-1) v. (M-1), (CR-3) v. (M-3) はそれぞれ費用関数(4)と(7)の推定の際の定式化をに対応している(Table 6)。需要関数は両側及び片側対数線型を使って推定して(Table 5)、それぞれの定式化で、需要を変動させる要因として、建設投資額あるいは月固定効果を加えている。しかし、Table 5にあるように、価格の需要弾力性が一定の関数型を用いた時に、需要変動要因として建設投資額を用いると価格弾力性が約 0.3 と推定され、1 を下回る。価格弾力性が 1 より小さい時の独占企業の最適供給量はゼロであるため、この需要関数の定式化の下では、カルテルモデルは正しくないことがわかる。したがって、需要関数  $D-2$  では、Vuong 検定を行う必要はなく、現実のカルテル期間での供給量がゼロではなかったという観察から、カルテルモデルは棄却できる。

片側対数の需要関数で建設投資額を用いた場合にも、検定を行うことなくカルテルモデルが間違いであることがわかる。建設投資額を需要変動要因として用いると、カルテルモデルでは価格決定式から限界費用を計算すると、それらは全てのもで負の値になってしまう。負の限界費用は考えられないので、この場合もカルテルモデルは検定を行うまでもなく適切でない。これらの理由のため、需要変動要因として月固定効果が用いられた需要関数の場合の Vuong 検定の結果だけが、Table 6 と Table 7 には記されている。

Vuong 検定の結果が表示されている Table 7 にあるように、Vuong 統計量の値は費用関数に入れる説明変数に関わらず、8 を超えている。Vuong 統計量は帰無仮説のもとで標準正規分布に従うので、「クールノーモデルもカルテルモデルも真のモデルとは同じぐらいに近い」という帰無仮説は棄却され、V は正の値を取っているのでクールノーモデルが

真のモデルに近いことになる。言い換えると、クールノー均衡のほうがデータをよく説明することになる。この検定結果は意外な結果という。なぜならば、検定に用いたサンプルはカルテル期間の価格や数量であり、その価格を説明するのにクールノーモデルの方がカルテルモデルよりもよいという結果は明らかに期待されたものとは異なるからである。データの発生過程はカルテルであるが、カルテルモデルではデータをうまく説明できないため、この結果をもたらした検定に問題があるのではないかという疑念が生じてくる。

どこに問題があって検定がうまくいかないのでしょうか？ クールノーモデルがカルテルモデルを上回ってしまう理由は何だろうか？ 検定結果(のおかしさ)に関する最も説得力のある説明はおそらく、検定に使っているカルテルモデルが単純すぎるというものであろう。上で提示したカルテルモデルには制約がなく、カルテルは自由に価格を設定することができる。しかし、セメント企業はその規模や効率性、あるいは将来利潤に関する割引因子において異質だと考えることが妥当であり、そうした企業の違いは、カルテルへの誘引あるいはカルテルからの逸脱誘引の違いを生み出す(Harrington(1989, 1991))。結果として、異質な企業がカルテルを結ぶ場合には、逸脱するインセンティブの最も大きい企業の行動が制約となる。すなわち、独占価格を設定してしまうと、逸脱のインセンティブが大きくなってしまふので、(最も逸脱のインセンティブがある企業が)カルテルから逸脱しない範囲で価格を設定せざるを得なくなる。つまり、制約なしの利潤最大化の結果の独占価格は付けられずに、より低い価格でカルテルを行わざるを得なくなる。

また、北海道ではその気候のためセメント需要の季節性が極端である。冬には工事があまりできないので、建設投資はほとんどない一方で、多くの工事が夏場に行われる。冬がボトムで夏にピークがくる建設需要サイクルが生じる。この場合、企業の将来利潤に対する割引因子によっては、需要のサイクルが制約となり、独占価格が付けられなくなる(Haltiwanger and Harrington(1991)あるいは Rotemberg and Saloner(1986))。具体的には、需要のピーク時には逸脱のインセンティブが高まり、それを抑えるために価格を低く設定する行動が理論的には考えられる。これら企業側の要因や需要特性がカルテルの意思決定の制約となりうる。このような制約に実際

は直面している場合には、Vuong 検定に用いたカルテルモデルではそれらが一切考慮されていないため、納得できない検定結果を生じさせたと考えられる。

また、以上のカルテル理論が指摘する要因に加えて、北海道のセメントカルテルは違法カルテルであり、カルテルが違法であることも制約条件として働いていたと考えられる。すなわち、カルテルが公取委に摘発された場合には、カルテルは終了し、売り上げに応じた課徴金を支払い、カルテルが機能するために行っていた取り決めは排除措置命令を受ける(場合によっては担当者は刑事責任を問われることになる)<sup>11)</sup>。そのため、カルテルが規制当局による摘発(実際には発見の端緒は規制当局ではなく、例えば買い手からもたらされることが考えられる)や課徴金等の制裁を認識していた場合には、規制当局の存在や独占禁止法による罰は当然企業行動を制約するはずである。こうした諸々の制約条件が検定で用いたカルテルモデルには考慮されておらず、実際のカルテルの行動をうまく説明できないことに繋がったと考えられる。

カルテル期間を観察しているにも関わらず、カルテルモデルがクールノーモデルに説明力で負けてしまい、カルテルが検出されないという結果は、産業組織論分野で行われてきた Vuong 検定の使い方に重要な警鐘を鳴らしていると言える。様々な潜在的な制約を考慮しない簡便なカルテルモデルと競争モデル(クールノーあるいはベルトラン)の比較では、簡便なカルテルモデルでは現実のカルテルが直面する様々な制約を考慮できていないため、ミスリーディングな検定になってしまう。最悪の場合、実際にはカルテルが行われていたにも関わらず、カルテルはなかったという結論になってしまうことがある。残念なことに、Gasmi, Laffont and Vuong (1992)をはじめとして、制約なしの結合利潤最大化と寡占競争モデルとで比較することが行われ続けている。例えば、上記のようなカルテルモデルを用いてカルテルの有無を検証した最新の研究として、Doi and Ohashi (2018)があり、協調行動の存在が棄却されている。しかし、まさに本稿での検定の失敗が示しているように、単純なカルテルモデルを用いた検定によりカルテルが存在しなかったと結論づけるのは適切ではないかもしれない<sup>12)</sup>。

## 5. カルテル情報を用いた限界費用関数の推定

では、北海道のセメント企業が行っていたカルテルは単純な結合利潤最大化でないとするれば、どのような行動をセメント会社は取っていたのだろうか? ここからは、カルテルの行動の特定を試みたい。具体的には、セメント企業が競争していた場合をベンチマークとして考え、それと比較して、カルテル行動の特徴づけを行う<sup>13)</sup>。そのためは、改めて限界費用関数の推定が必要になる。一般に、限界費用関数は、先ほどの(1)と(5)のように、企業の利潤最大化行動および均衡概念を仮定して限界費用を導出し、それらから限界費用関数を推定することになる<sup>14)</sup>。

カルテル期間ではカルテルを行っていたが、それは結合利潤最大化ではないことは先ほどの検定から分かっている。そのため、制約なし結合利潤最大化以外で、現実のカルテルと一致する行動を考案して、限界費用関数を推定する必要がある。

限界費用関数の推定に際して、重要な情報としてカルテルはシェアを基準とした配分ルールを持っていたことがある。四半期ごとに各社のシェアを決め、それを基にして企業ごと毎月の販売数量を割り当てていた。これを上回って供給する場合には、(例外はあるものの)裏切り行為となってしまうため、カルテルが5年以上継続されていたことを考慮すると、この割り当てを各社が1985年7月から5年弱の間、遵守していたと考えるのが妥当であろう。配分ルールとカルテルが継続されていたという事実から限界費用について何かわかることがあるか考察してみる。

まず、企業は割り当ての下で利潤を最大化すると仮定する。その際、企業は残余需要曲線に直面し、そこから導かれる限界収入曲線を考慮する。この時、残余需要は他社が割り当てを守ったとしたら、どれだけ自社に需要が残っているかを表すことになる。ここで企業は、カルテル時の残余需要から導かれる限界収入に対して最適に反応してしまうと、つまり、限界収入と限界費用が一致するところまで供給してしまうと、それは裏切り行為になる<sup>15)</sup>。したがって、カルテル時には各社は割り当てを守るため、企業*i*の限界費用と限界収入には、

$$MR_i(q_i^{at}, q_i^{at}) \geq MC_i = MC(x_i, z_i, u_i; \theta) \quad (10)$$

という関係が成立することになる。 $q_i^{at}$ は企業*i*の割り当てを守ったときの最適な供給量で、 $q_i^{at}$ は他

Table 8. 費用関数推定

	(C-1)	(C-2)	(C-3)	(C-4)	(C-5)	(C-6)	(C-7)	(C-8)
Gas Price	78.482 (2.241)	79.234 (6.985)	55.973 (11.390)	95.598 (14.076)	97.640 (5.292)	101.487 (17.056)	112.325 (11.459)	181.661 (27.337)
Coal Price		-0.018 (0.157)		-0.864 (0.265)		-0.090 (0.384)		-1.501 (0.598)
Firm Effects?	Yes		Yes		Yes		Yes	
Demand Function	D-1		D-2		D-3		D-4	
No. Obs.	62							

注) Demand Function は Table 5 での需要関数の関数型を表している。括弧内の数字は標準誤差である。

社の割り当ての合計である。  $MC(x_{it}, z_{it}, u_{it}^c; \theta^c)$  は限界費用関数である。先ほどと同様、  $x_{it}, z_{it}$  そして  $u_{it}$  はそれぞれ観察可能な企業特有の費用要因、企業間で共通の費用要因、観察不能で企業特有の費用要因である。

不等式(10)は、企業  $i$  の限界費用の上限を与えることになる。この情報は、限界費用を特定し、限界費用関数を推定する上でひとつの貴重な制約式となる。しかし、不等式(10)は限界費用の上限を与えるだけなので、残念ながら、意味のある下限を特定することができない。限界費用が0より小さくなることはないので、

$$H[MC_{it}] = [0, MR_{it}(q_i^a, q_i^a)] \quad (11)$$

が、配分ルールに各企業が従っているとしてその制約のもとで企業は利潤を最大化するというモデルから識別される企業  $i$  の限界費用の集合である。カルテル期間の観察からは、(少なくとも以上のモデルからは)部分的に(集合で)しか限界費用は特定できない。あるいは別の見方をすれば、実際には限界費用は限界収入以下であるにも関わらずそれが観察されないという意味で、限界費用の観察が限界収入を検閲点として、打ち切られていると考えることもできる。カルテル時の限界費用の観察は全てが限界収入で検閲された観察となる<sup>16)</sup>。

以上の考察から、カルテル期間だけからは限界費用が(意味のある範囲で)識別できないことがわかった<sup>17)</sup>。この考察は、限界費用関数を推定するためにはカルテル以外の期間の情報を用いる必要がある、ということの意味する。ここでは、カルテル事件が結審した後、北海道のセメント会社は公取委の監視下に置かれたという事実に注目する。先述した通り、課徴金納付命令とともに、1991年1月から3年間、毎月、セメント会社各社は売り上げ等を公取委に報

告をすることを命じられた。この期間中には、セメント企業が明示的にはもちろん暗黙にもカルテルをしていたとは考えにくい。そのため、この期間では競争が行われていたと仮定して、カルテル期間とつなぎ合わせて、限界費用の推定を行うことを試みる。

セメント会社は公取委監視のもとではクールノー競争していたと仮定して、その期間には各社の限界収入と限界費用が一致していたとする。すなわち、1991年から1993年では、

$$MR_{it}(q_i^*, q_i^*) = MC_{it} = MC(x_{it}, z_{it}; \theta) + u_{it} \quad (14)$$

が成立すると仮定する。  $q_i^*$  と  $q_i^*$  はそれぞれクールノー均衡での企業  $i$  と  $i$  を除く企業の供給量を表す。この限界収入と限界費用が一致する公取委監視期間と先述した限界収入と限界費用が一致せず、限界収入が検閲点となっているカルテル期間の両方を利用して、限界費用関数の推定を行う。  $u_{it}$  が正規分布に従うと仮定して、以下の対数尤度関数を最大化する  $\theta^c$  の値を限界費用関数のパラメータ推定値として求める。二つの期間を合わせた対数尤度関数は

$$LL(\theta) = \sum_{i=1}^N \left( \sum_{t \in T_1} \ln \Phi((MR_{it} - MC(x_{it}, z_{it}; \theta))/\sigma) + \sum_{t \in T_2} \ln \phi((MC_{it} - MC(x_{it}, z_{it}; \theta))/\sigma) \right) \quad (15)$$

と書ける。  $\Phi$  は標準正規累積分布関数で  $\phi$  はその密度関数である。  $T_1$  はカルテル期間を表し、  $T_2$  は公取委監視期間を表している。公取委監視期間では、限界費用が観察され、カルテル期間では、限界費用は限界収入以下になるため検閲点(つまり限界収入)が観察される Tobit タイプの推定となる<sup>18)</sup>。

残念ながら月別企業別の供給データがないため、(15)を年企業単位の観測で推定せざるを得ない。1985-1989年を  $T_1$  とし、1991-1993年を  $T_2$  とする。

企業は1991年までは北海道でセメント販売を行なっている8社であるが、東北開発が三菱セメントに吸収合併されたため1992年と1993年は企業数が1社減少している。 $MR_{it}$ は企業の年セメント供給を12で割り月平均供給量としたもの、需要関数に入変数は年平均を用いて計算されている<sup>19)</sup>。

限界費用関数の推定結果はTable 8にある。需要関数の定式化ごとに異なる費用関数推定を行なった。セメント供給の燃料価格は予想通り限界費用を押し上げる。一方で、セメント生産費用に関係する石炭価格の係数が負の値となる点がやや不思議であるが、これはおそらくが二つの燃料価格の相関が非常に強い生じた結果だと考えられる<sup>20)</sup>。これらの推定された限界費用関数を基に次の節では、1985年7月から1990年3月まで実際にはカルテルを結んでいたが、競争していたらどのような行動をとっていたかをクールノー均衡として表現し、実際の均衡価格と比較する。

## 6. カルテル行動の特定とその考察

ここではカルテルがどのような行動をとっていたのかをクールノー競争をベンチマークとして、特徴付けする。まず、前節までに推定された需要関数と費用関数のパラメータを用いて、1985年7月から1990年3月のカルテル期間でクールノー競争が行われていた場合の価格を導出した。そして、それと現実に観察された価格との差を計算し、価格の変化を分析することでカルテルがどのような行動をとっていたのかを明らかにする。

比較結果がFigure 1から4に表示されている。Figure 1と4では、需要の価格弾力性が一定の需要関数のもとでの費用関数推定値を用いたクールノー均衡価格との比較、Figure 3と4では、片側対数線形の需要関数のもとでの費用関数推定値を用いたクールノー均衡価格との比較を表示している。限界費用関数としては、石炭価格を除いて推定された限界費用関数で計算されたクールノー均衡価格との比較だけを表示している<sup>21)</sup>。表の縦軸は、 $(P^c - P^*)/P^*$ でクールノー価格を基準としたカルテル価格の乖離分を示し、横軸は1985年7月を始点としたカルテル発覚までの時間経過である。

Figure 1から4に表示されているように、需要関数の定式化にかかわらず、カルテルは開始からいきなり価格をあげるのではなく、徐々に価格を上げていることがわかる。また、最高価格に到達した後に

カルテルは価格を徐々に下げていることもわかる。

図から明らかのように、標準的なカルテル理論のように、カルテルを開始してすぐに極端に供給を絞って価格を上げるというような行動は取られていない。また、最高価格を長期間維持することもされていない。むしろ徐々に供給を拡大し価格を下げていっていることがわかる(開始から18ヶ月目にジャンプがあるが、1988年4月に配分ルールの改定が行われているので、このジャンプはカルテルが崩壊したことにより起きたわけではないと思われる)。

このような徐々に価格を上げそして徐々に価格を下げていくという行為は、標準的なカルテル理論とは整合的でない。制約なしのカルテルではカルテル開始と同時に独占価格を付けることになる。また、企業の誘引制約を考慮したモデルでも、カルテルが効率的に行われていたとすると、開始と同時に価格は最適な価格までジャンプするはずである。したがって、企業の誘引制約以外の制約を考慮したカルテル理論が、北海道のカルテル行動を説明するためには必要になる。

Harrington(2004, 2005)およびBos and Harrington(2010, 2015)の一連の研究で、競争当局が存在し、当局に発見される可能性がある下でのカルテル行動の理論を与えている。それらの中で特に今回の推定結果と関連があると思われるのが、Harrington(2004, 2005)である。Harrington(2005)では、カルテルは競争当局によるカルテル発見可能性を考慮に入れて、行動を決定する。カルテル発見可能性は、価格水準と(あるいは)前期からの価格変化量に依存しており、価格を高止まりさせたり、価格を急に变化させるとカルテル発見可能性が高まる。Harrington(2004)では、カルテル発見可能性を考慮に入れ、かつ、カルテル参加企業の誘引制約を考慮している。いずれのモデルでも、パラメータやカルテル発見確率関数にどのような変数を入れるかで、異なった価格推移が起こり得るが、特徴的な例として、徐々に価格を上昇させていき、そしてあるレベルに達するとそこから今度は徐々に価格を下げていく行動を挙げており、それと北海道の行動は整合的である。

価格上昇局面は直感的に理解しやすく、カルテルの性質を考えれば、当局から発見されることをできるだけ避けるために、極端な価格上昇を起こさないことは当然と言える。特徴なのは、価格下降局面が見られることであろう。いくつかの説明が可能かも

Figure 1. 価格推移：1985年7月-1990年3月(費用関数 C-1)

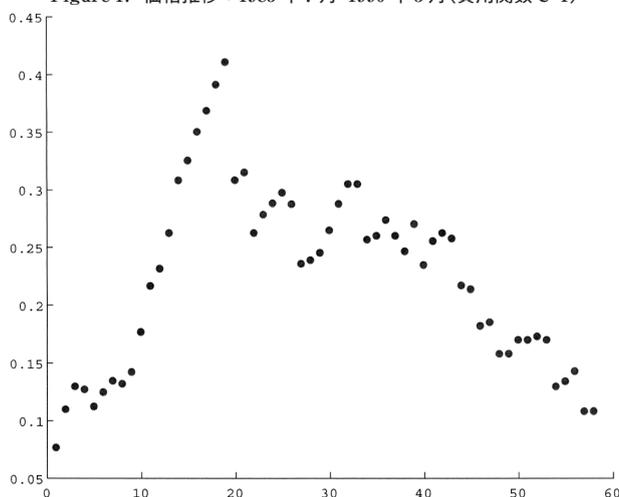
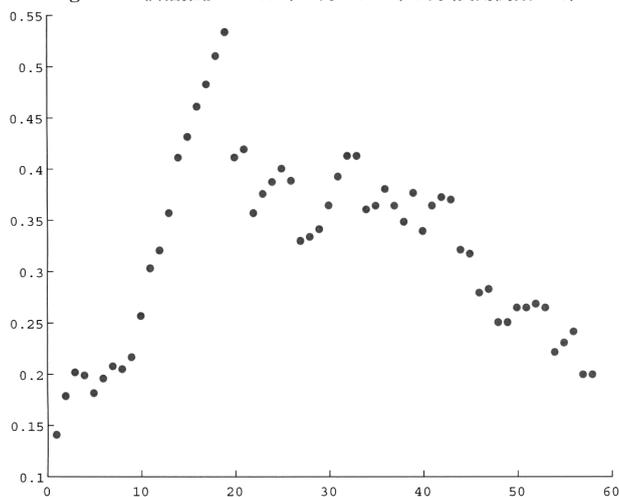


Figure 2. 価格推移：1985年7月-1990年3月(費用関数 C-3)



しれないが、まず直感的なものは、高い価格を付けていると、カルテルは発見されやすいという信念をカルテル側が持っている、といものである。そうした信念のもとでは、発見確率を下げるために、価格を下げることはあり得る。さらに、価格をいきなりではなく徐々に下げるのは、(仮に価格を下げる方向だとしても)急な価格変化は、規制当局に疑念を抱かせ、カルテル発見確率を高めるとの信念をカルテルが持っている場合に起きる。

また、課徴金もカルテル行動に影響を与えると考えられる。課徴金はカルテルの抑止として期待されているが、カルテルが形成された後の行動にも影響する可能性がある。高い価格でカルテルを続けると見つかった時の課徴金が高くなってしまい、(仮に見つかる確率が一定だったとしても)期待課徴金額

は増加していく<sup>22)</sup>。そのため到達した最高価格を維持するのではなく、価格を下げることで発見された時のコストである期待課徴金額を減らすという行動をとることが最適となることがある。

残念ながら、本稿では描写的分析を行っているの、なぜカルテルが Figure 1-4 で表示されている行動をとったのか、その主たる要因はなにかについては答えを出すことはできないが、Harrington (2004, 2005)の価格推移と北海道カルテルでの価格推移が似ていることから、発見可能性および課徴金の存在が有力な要因(の候補)と考えられるだろう。

## 7. 結論に代えて

本稿ではまずカルテルのデータを用いて、クールノーモデルとカルテルモデルとの対立モデルからな

Figure 3. 価格推移：1985年7月-1990年3月(費用関数 C-5)

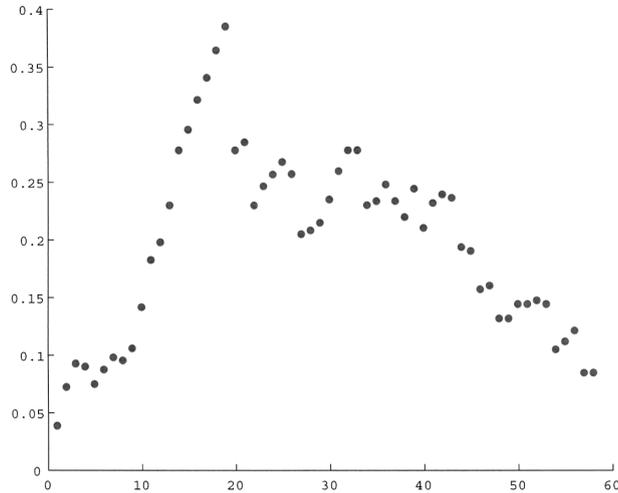
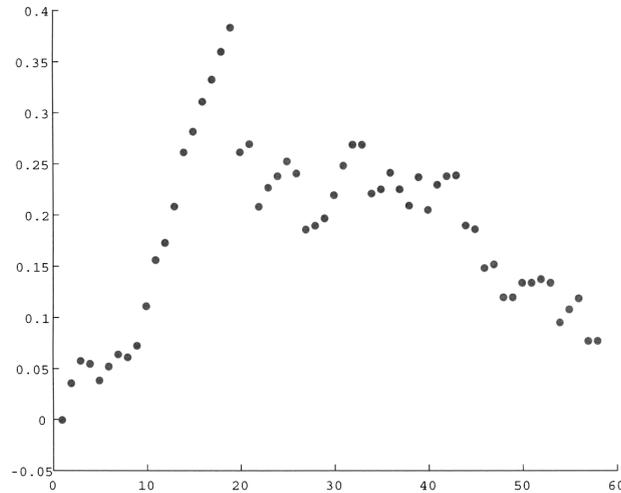


Figure 4. 価格推移：1985年7月-1990年3月(費用関数 C-7)



るモデル選択では、カルテルが選択されず誤った結論になることが示された。この検定の失敗は、産業組織論で伝統的に行われているモデル選択に警鐘を鳴らしている。Vuong 検定が開発されて以後、産業組織論の分野では、企業の競争を特定する目的で、Vuong 検定を応用した検定が多くの研究でなされてきている。その Vuong 検定の使用方法について、本稿のカルテルデータをもちいた検定結果は疑問を投げかけている。すなわち、検定の結果、ある産業での競争がクールノーと判定されたとしても、それは対立モデルとして用いたカルテルモデルが現実のカルテル行動を不十分にしか描写しておらず、カルテル行動をうまく捉えることができていないことに起因するかもしれない、ということである。様々な制約によりカルテルは独占価格を付けられず、寡占

競争で実現する水準に近い価格を設定せざるをえないのかもしれない。そのような場合は、カルテルをしていても、カルテルをしていないと判断されることがある。このことはもちろん Vuong 検定自体に問題があると主張しているのではない。それを使用する実証研究者の側にこれまで伝統的に使用されていた単純なカルテルモデルではない、より現実的なカルテルモデルを構築して検定に用いることを要請していると捉える必要がある。

後半では、北海道のカルテル行動の特徴付けを行い、カルテルは徐々に価格を上げていき、そして最高価格になった後徐々に下げていく行動をとっていたことがわかった。競争当局によるカルテル摘発と独占禁止法の罰を考慮したモデルがこのカルテル行動を説明することが議論された。Harrington(2004,

2005)が示した理論的な可能性に対して、ひとつの実証例を提示したことになるのかもしれない。これがカルテル行動を特定したまらず一つ目の意義として挙げられる。そして、徐々に価格を変えているということは、カルテルの度合い(独占度あるいはラーナー指数)が時間を通じて変化するということが同時に起きている。これは、コンダクトパラメータを推定する試みに対しても疑問を投げかける結果といえる。コンダクトパラメータの推定に際しては、基本的にはある一定期間で企業の行動は変化しないという前提に立って、パラメータを推定する。しかし、本稿で示されたように、カルテルが徐々に行動を変化させるのであれば、コンダクトパラメータを正確に推定することはほとんど不可能だと思われる。簡単な対立モデルを用いた Vuong 検定が行われていると同様に、コンダクトパラメータの推定で競争を特定しようという試みも現在でも行われている(例えば Ciliberto and Williams(2014)や Miller and Weinberg(2017)など)。こうした試みに対しても本稿の結果はひとつの警鐘となっていると考えられる。総括すると、本稿で得られた二つの結果は、安易な推定方法や検定方法を用いることの危険性を示していると言えるだろう。言い換えれば、我々は安易なモデルやそれに基づく検定に逃げるのではなく、より複雑かもしれないが現実に即したモデルが実証研究において必要であることを示唆している。そして、そのモデルの識別や推定、推論、検定について真剣に考える必要がある。残念ながら、本稿では描写的な分析に終始したため、実際にカルテルはどのような制約に直面し行動が制約されていたのかは、分析できておらず、なぜ本稿で示されたような価格推移が取られたのかそのメカニズムは分析できていない。本格的な理論を基にした研究が期待される

(大阪大学経済学研究科/経済学部)

### 補論：需要関数推定

需要関数として以下の二つの関数型を用いた。

$$\ln Q_t = \beta_0 + \beta_1 \ln P_t + \beta_3 \ln w_t + e_t \quad (17)$$

$$\ln Q_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_3 w_t + e_t \quad (18)$$

$t$  は月を表す。 $w_t$  は需要関数をシフトさせる要因である。需要関数をシフトさせる要因として、建設投資額あるいは月の固有效果を用いた。 $e_t$  は観察できない需要量に影響する要因である。

(17)は需要の価格弾力性一定の需要関数で、(18)は価格弾力性が  $P_t$  および  $w_t$  に依存する需要関数である。すなわち、(18)では建設投資額の変動によって価格弾力性が異なる関数型となっている<sup>23)</sup>。需要と供給の同時決定により、価格の係数に上方バイアスが生じるため、操作変数を用いて需要関数を推定する必要がある。操作変数は燃料価格(ガソリン価格)を用いている。需要関数の推定に用いたサンプル期間は1985年7月から1993年12月である。推定結果はTable 5に記載されている。

### 注

\* 本稿の執筆に際して多くの方々より貴重な意見をいただいた。特に、若森直樹氏の建設的な意見や提案により、論文の内容を大きく改善することができた。感謝を申し上げたい。また、一橋大学経済研究所での研究会で、阿部修人氏、植杉威一郎氏、神林龍氏および北村行伸氏から大変有益な意見を頂くことができた。こちらに対しても同様に感謝したい。無論、本稿における全ての誤りは著者の責任である。

1) 類似する問題として、静学の制約なしの利潤最大化条件を用いて、競争度を推定しようといういわゆるコンダクトパラメータ・アプローチで生じる問題がある。Corts(1999)で指摘されているように、共謀企業が誘引制約に直面しそれが有効となる場合では、コンダクトパラメータは識別されない。理由は、本来動学問題であるはずの問題を静学で制約なしの利潤最大化行動として捉えているために、定式化の誤りが発生し、その誤りが関係する項(具体的にはラグランジュ未定乗数が乗じられている項)が観察できない項として推定式に入り込んでしまい、それと観察できる変数とが相関するからである。結果として、費用関数のパラメータはもちろんコンダクトパラメータの推定量にバイアスが生じる。

2) クールノーを比較対象として Vuong Test を行っているが、カルテルをしていたことは明らかなので、クールノー均衡が支持されたからといって、クールノー均衡が現実のセメント企業の行動を説明するのに適切ということにはならない。

3) 無論、モデルのパラメータやどのようにカルテルが発見されるかという(カルテル側の)発見に対する信念に依存して、この他にも色々な行動形態が考えられる。

4) 誘引制約だけでは不十分だと考えられる。誘引制約だけではカルテルが最適価格を選ぶ時に徐々に価格を変化させる行動は出てこない。

5) 本稿に先立つ Nishiwaki(2017)では動学構造推定モデルを用いてカルテル行動を推定している。ここでは、カルテルはカルテル内のインセティブ制約およびカルテル発見に対する信念を持ち、供給を決定するモデルを考えて、費用関数とともに割引因子及び信念を表す関数のパラメータを推定している。

6) 配分ルールは1988年4月に一度変更されている(Table 2).

7) 割り当て販売量を超過しそうな場合は、制裁措置を受けないようにするために、他社からセメントをあらかじめ決められた価格で購入して販売する、超過してしまった場合には、超過量を翌月から差し引くなどの管理を行っていた。

8) どのようにして四半期ごとの配分が決定されたのか、そしてどの程度四半期ごとの配分変動がカルテルインセンティブや利益に影響を与えたかは非常に興味深いクエスチョンであるが、本稿の範囲を超える内容であるためこちらの研究は将来の課題としたい。

9) 逆需要関数は、(需要者に市場支配力がない場合には)競争状態と関係なく推定できる。推定結果はTable 5に表示してある。需要関数推定方法については補論を参照されたい。

10) 工場の生産能力制約による限界費用の変動(上昇)については、レフェリーの指摘に答える形で調査をした。的確な指摘に感謝したい。

11) 当時の課徴金はカルテル期間の売り上げの2%であった。これが低すぎて、カルテルを抑止できなかったという意見は多い(そのため90年の独占禁止法改正で課徴金制度が改められることになった)。Nishiwaki(2017)の推定によれば、課徴金を支払っても、カルテル全体では利潤が出ていた。

12) 例外として、Salvo(2010)がある。ブラジルのセメントカルテルが輸入の脅威に直面している状態をモデル化し、制約なし結合利潤最大化カルテル、輸入の脅威があるカルテル、競争モデル等を比較して、カルテルの行動が輸入の脅威に制約されるモデルが制約なしカルテルモデルやその他競争モデルよりもよく現実を説明することを実証している。

13) 先ほどの検定では、クールノー均衡が支持されたわけだが、ここではその結果をもって真のモデルと判断することはせず、クールノー均衡が北海道カルテルの行動だと考えることはしない。理由としては、Vuong 検定では対立するモデルでは、どちらがより真のモデルに近いかを検定しており、どちらが真のモデルなのかについては答えることはできないからである。

14) もちろん、企業ごとに費用が観察されるのであれば、費用関数を推定することで限界費用関数は推定できる。しかし、一般には企業ごとの費用情報入手することは困難である。

15) もちろん、限界費用が高く、割り当ても大きい場合には裏切りにならないだろう。その場合は、限界収入と限界費用を一致させたとしても割り当てが守られる。

16)  $MR_{it}(q_{it}^a, q_{it}^b)$  は推定できるので、推定値を  $\widehat{MR}_{it}(q_{it}^a, q_{it}^b)$  とし、限界費用関数の観察できない要素  $u_{it}$  は加法分離とすると

$$\widehat{MR}_{it}(q_{it}^a, q_{it}^b) \geq MC(x_{it}, z_{it}; \theta) + u_{it} \quad (12)$$

と書ける。さらに、 $u_{it}$  はある分布に従うとすれば、カルテル期間では不等式が満たされているので、尤度を

$$\int_{-\infty}^{\widehat{MR}_{it}(q_{it}^a, q_{it}^b) - MC(x_{it}, z_{it}; \theta)} f(k) dk \quad (13)$$

と書ける。これを最大化するためには、 $MC(x_{it}, z_{it}; \theta)$

を小さくすればよい。あるパラメーターの値で確率が1になり、それよりも小さい値であればなんでもよいことになる。すなわち、これは上限だけが識別されることに対応している。

17) シェア配分決定をモデル化することで、限界費用を推定する道はある。その場合には、必然的にカルテルは動学問題を解いていると想定することになる。配分ルールを変えることで、カルテルの利潤がどのように変化するかを考慮して、配分シェアを最適に決めているとすれば、配分シェア決定問題の逆を考えることで、各企業の限界費用を推定することは可能である。ただし、その際には割引因子の識別問題が出てくるが、カルテルをしている事実は割引因子の推定に有益な(不等式あるいは等式)制約を与えてくれるため、少なくとも部分的に識別することは可能だと思われる。しかし、これは本稿の研究範囲を超えるため、将来の課題としたい。

18) 限界費用を潜在変数と考えると、競争時には限界費用は観察され、カルテル時には検閲点である  $MR_{it}$  が観察される(潜在変数は限界収入以下になる)ので、

$$MC_{it} = \begin{cases} MC_{it} & \text{if firms compete} \\ MR_{it} & \text{if firms collude} \end{cases} \quad (16)$$

となり、検閲点が企業  $i$  ごとに变化するタイプのTobitモデルである。

19) カルテル事件の概要で記したように、月によっては、割り当てが守れず(10)が満たされないことがあるかもしれない。年平均を用いることで、そうした問題はより小さくなると思われる。

20) 限界費用に影響を与える変数として、石炭価格だけを用いるとその係数は正で統計的に有意に推定される。

21) 比較結果としては石炭価格が費用関数に入っているといえなくとも数値の違いはあるが質的な違いはないため表示は省略した。

22) 特に、当時の日本の課徴金制度のように、現在のように摘発時点から最高3年間まで遡って課徴金を課す、といった時限的なものではないので、開始時点まで遡って課徴金を課すことができる場合には、課徴金は累積していく。

23) (18)は一橋大学での研究会参加者の指摘を受けて試したものである。指摘に感謝したい。

## References

- 武田邦宣・中林純・西脇雅人・能勢弘章・工藤恭嗣・小野香都子・新藤友理(2016)「独占禁止法違反行為の端緒探知ツールとしてのスクリーニング手法に関する研究」, 公正取引委員会競争政策研究センター。
- Bos, I., and J. Harrington (2010) "Endogenous Cartel Formation with Heterogeneous Firms," *Rand Journal of Economics*, Vol. 41, No. 1, pp. 92-112.
- Bos, I., and J. Harrington (2015) "Competition Policy and Cartel Size Endogenous Cartel Size," *International Economic Review*, Vol. 56, No. 1, pp. 133-153.
- Cilberto, F., and J. Williams (2014) "Does Multimarket Contact Facilitate Tacit Collusion? Inference on

- Conduct Parameters in the Airline Industry," *Rand Journal of Economics*, Vol. 45, No. 4, pp. 764-791.
- Corts, K. (1999) "Conduct Parameters and The Measurement of Market Power," *Journal of Econometrics*, Vol. 88, No. 2, pp. 227-250.
- Doi, N., and H. Ohashi (2018) "Market Structure and Product Quality: A Study of The 2002 Japanese Airline Merger," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 62, pp. 158-193.
- Gasmi, F., Laffont, J. J., and Q. H. Vuong (1992) "Econometric Analysis of Collusion Behavior in a Soft-Drink Market," *Journal of Economics and Management Strategy*, Vol. 1, No. 2, pp. 277-311.
- Haltiwanger, J., and J. Harrington (1991) "The Impacts of Cyclical Demand Movements on Collusive Behavior," *Rand Journal of Economics*, Vol. 22, No. 1, pp. 89-106.
- Harrington, J. (1989) "Collusion among Asymmetric Firms: The Case of Different Discount Factors," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 7, No. 2, pp. 289-307.
- Harrington, J. (1991) "The Determination of Price and Output Quotas in a Heterogeneous Cartel," *International Economic Review*, Vol. 32, No. 4, pp. 767-792.
- Harrington, J. (2004) "Cartel Pricing Dynamics in the Presence of an Antitrust Authority," *Rand Journal of Economics*, Vol. 35, No. 4, pp. 651-673.
- Harrington, J. (2005) "Optimal Cartel Pricing in the Presence of an Antitrust Authority," *International Economic Review*, Vol. 46, No. 1, pp. 145-169.
- Miller, N., and M. Weinberg (2017) "Understanding the Price Effects of Millercoors Joint Venture," *Econometrica*, Vol. 85, No. 6, pp. 1763-1791.
- Nishiwaki, M. (2017) "A Study of Cartel Behavior under Detection Possibility," mimeo.
- Rotemberg, J., and Saloner, G. (1986) "A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms," *American Economic Review*, Vol. 76, No. 3, pp. 390-407.
- Salvo, A. (2010) "Inferring Market Power under The Threat of Entry: The Case of The Brazilian Cement Industry," *Rand Journal of Economics*, Vol. 41, No. 2, pp. 326-350.
- Vuong, Q. H. (1989) "Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-nested Hypotheses," *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, pp. 307-333.