

CPRC Discussion Paper Series

Competition Policy Research Center Fair Trade Commission of Japan

企業結合による価格変化に関する実証分析

深町 正徳

公正取引委員会 競争政策研究センター

牧野 舞

公正取引委員会 競争政策研究センター

CPDP-11-J February 2004

1-1-1, Kasumigaseki, Chiyoda-ku, TOKYO 100-8987 JAPAN

Phone:+81-3581-1848 Fax:+81-3-3581-1945

URL:www.jftc.go.jp/cprc.html

E-mail:cprcsec@jftc.go.jp

企業結合による価格変化に関する実証分析*

深町 正徳

公正取引委員会競争政策研究センター
東京都千代田区霞が関 1-1-1
cprcsec@jftc.go.jp

牧野 舞

公正取引委員会競争政策研究センター
東京都千代田区霞が関 1-1-1
Mai_Makino@jftc.go.jp

First Draft: February 2004

Abstract

近年、競争法の運用や競争政策の企画・立案に当たり、経済学的な分析を積極的に導入することが重要であるとの認識が高まってきている。本論文は、過去に比較的大きな企業結合が行われた産業のうち、石油製品、炭素製品、セメント及び段ボールの4産業を取り上げて、米国の研究事例で採用されている分析手法も参考にしつつ、分析対象製品の価格を被説明変数、需要やコスト等の価格変動要因を説明変数として回帰分析を行い、企業結合前後における価格変化に関する実証分析を試みたものである。また、企業結合以前の状況が継続していれば実現したであろう価格（予測値）を推計式により算出し、実測値との乖離をグラフ化する試みも行った。さらに、企業結合当事者やそのライバル企業・取引先企業等に対し、企業結合が市場に与えた影響等に関するアンケート調査・ヒアリング調査を行い、価格変化の背景等の把握も併せて行った。

分析結果によれば、一部の事例において、企業結合の時期を境に価格が、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準よりも有意に数%～十数%上昇しているものがみられた。特に、企業数が少なく新規参入圧力や国際競争圧力のない製品において、企業結合後価格が上昇する傾向がみられた。また、今回の分析を通じて、分析期間中に行われていたカルテルや業務提携による価格上昇など、企業結合以外の要因による価格の変化についても実証することができた。さらに、実測値と予測値のグラフ化により、企業結合の前から実測値が予測値を上回る傾向もみられた。

Key Words: **企業結合、価格分析、誘導型価格方程式、Beach and MacKinnon の方法、石油製品、炭素製品、セメント、段ボール**

JEL Classification Number: D43, K21, L13, L49, L61, L65, L69

*このDPは、公正取引委員会競争政策研究センターの研究報告書「企業結合の効率性と市場への影響に関する経済分析」を基に作成したものである（同報告書は<http://www.jftc.go.jp/cprc/index.html>からダウンロード可能）。本稿の内容は、筆者たちの所属する組織の見解を表すものではなく、あり得べき誤りは、筆者たちのみの責任に帰する。

企業結合による価格変化に関する実証分析 目次

1	はじめに	1
2	米国における先行研究	1
3	分析対象及び分析手法	5
	(1) 分析対象	5
	(2) 分析手法	6
4	分析結果	9
4 - 1	石油製品	9
	(1) 分析の対象	9
	(2) 市場構造等の変化	9
	(3) データ及び分析結果	11
4 - 2	炭素製品	15
	(1) 分析の対象	15
	(2) 市場構造等の変化	15
	(3) データ及び分析結果	17
	(3 1) 人造黒鉛電極	17
	(3 2) カーボンブラック	22
4 - 3	セメント	24
	(1) 分析の対象	24
	(2) 市場構造等の変化	24
	(3) データ及び分析結果	26
4 - 4	段ボール	33
	(1) 分析の対象	33
	(2) 市場構造等の変化	33
	(3) データ及び分析結果	35
	(3 1) 段ボール原紙	35
	(3 2) 段ボールシート・段ボール箱	41
	(3 3) 垂直統合の影響	46
5	分析結果のまとめ	47

1 はじめに

近年、競争法の運用や競争政策の企画・立案に当たり、経済学的な分析を積極的に導入することが重要であるとの認識が高まってきている。この背景としては、いわゆるSCPパラダイムに基づき寡占的な市場構造を問題視するハーバード学派の考え方や、市場構造等にかかわらず市場機構は常に万能であるとするシカゴ学派の考え方が、どのような市場についても妥当するわけではなく、個々の市場ごとに市場構造、市場の安定性や過去の企業行動、参入圧力等を加味しつつ、市場の競争状況について把握する必要があるとする、いわゆるポストシカゴ学派の考え方が支持されてきていることによる。このような背景の下、個別産業に関する実証分析の重要性も認識されてきている。T.F.Bresnahanにより提唱された「New Empirical Industrial Organization」(NEIO：新実証的産業組織論)は、時系列データを用いて個々の産業における市場支配力を実証的に計測しようとするものである。

企業結合の審査では、企業結合前の時点で企業結合後の競争状況を予測するという性質上、経済分析が特に重要視されることは当然であり、経済分析の研究が最も進んでいる米国においても、連邦取引委員会(FTC)のエコノミスト等により、この分野で数多く経済分析が実施されている。他方、日本では、企業結合に関する経済分析はほとんど行われていない。

この論文は、過去に比較的大きな企業結合が行われた産業の中から石油製品、炭素製品、セメント、段ボールの4産業を取り上げ、米国におけるNEIOの実証分析手法も参考にしつつ、時系列データを用いて企業結合前後における価格変化に関する実証分析を試みたものである。

まず、2において、米国における企業結合が価格に与えた影響の実証分析の概要について簡単に紹介する。次に3で、分析対象とした産業の選定理由と分析手法について説明し、4で各産業ごとの分析結果について紹介する。最後に5で、全体の分析結果を総括する。

なお、以下に述べる分析結果は、今回実施した分析から得られる評価に留まり、普遍的に当てはまるものではないことを断っておく。

2 米国における先行研究

米国では、主に競争当局のエコノミストにより、企業結合が価格に与えた影響の実証分析が行われている。いずれの分析も、時系列データを用いて、企業結合前と企業結合後の価格を比較することにより、企業結合が価格に与えた影響をとらえようとするものである。

価格は、需給の変動やコストの増減等のさまざまな要因により影響を受けることから、純粋に企業結合が価格に与えた影響を抽出するためには、需要やコストの変動等の諸要素が価格に与えた影響を制御(control)する必要がある。米国における研究事例では、

需要・コスト要因等の影響を取り除くために、以下の2つの手法が採られている。

分析対象製品とピア製品の相対価格を用いる方法

企業結合による影響を受ける製品（分析対象製品）の価格を、企業結合の影響を受けないが分析対象製品と同様の要因により価格が変動する製品（ピア製品）の価格と対照させる（両者の比を取る）ことにより、企業結合の要因以外の諸要素が価格に与えた影響を取り除く方法である。米国における過去の分析事例は、表1のとおりである。

表1 分析対象製品とピア製品の相対価格を用いた分析事例

	分析対象事例	分析対象製品	ピア製品	主な分析結果
Barton & Sherman (1984)	Xidex 社による Scott Graphics 社の買収(1976)	マイクロフィルム (diazotype タイプ)	マイクロフィルム (vesicular タイプ)	分析対象製品のピア製品に対する相対価格が買収前と比較して買収後に統計的に有意に上昇 (t 検定)
	Xidex 社による Kalvar 社の買収 (1979)	マイクロフィルム (vesicular タイプ)	マイクロフィルム (diazotype タイプ)	同上
Kim & Singal (1993)	1985年～1988年の航空会社間の14個の合併	合併により影響を受ける11629路線における合併当事者の平均価格	各分析対象路線について、合併当事者が運航しておらず、距離が当該路線の±7.5%の範囲の路線における平均価格	分析対象路線のピア路線に対する相対価格が合併前と比較して合併後に統計的に有意に上昇 (t 検定)
		合併により影響を受ける路線でライバル企業が存在する8109路線におけるライバル企業の平均価格	同上	同上
Simpson (2001)	Dominican Santa Cruz Hospital による Community Hospital の買収 (1990)	買収当事者の価格 (患者一人当たり平均収入)	買収当事者のライバル企業の価格	買収当事者のライバル企業に対する相対価格が買収前と比較して買収後に統計的に有意に上昇 (t 検定, Wilcoxon 順位和検定)

注 上記の筆者のうち Barton 及び Simpson は、執筆当時 FTC 職員。Simpson(2001) は、FTC の Working Paper。

David M. Barton & Roger Sherman (1984) は、分析対象製品（あるタイプのマイクロフィルム）のピア製品として、それと類似の製品（別のタイプのマイクロフィルム）を選定しているが、一般に、分析対象製品と需要要因やコスト要因等が似通っている類似の製品を見つけることは容易でないことが多いと考えられる¹。また、分析対象製品と類似の製品との間の代替性が強い場合には、両者の価格は常に連動してしまうという問題がある。

E. Han Kim & Vijay Singal (1993) は、ある航空路線のピア製品として、距離が同程度の別の航空路線を選定している。特にサービス業など、地域ごとに異なる価格が形成

¹ 需要要因やコスト要因以外にも、例えば分析期間中に分析対象製品についてカルテル等の競争制限行為が行われていた場合には価格はその影響を受けることから、ピア製品の選定に当たっては、分析対象製品と同期間に競争制限行為が行われていた製品を選定する必要があるが、それは更に困難である。

されており、地域を超えて裁定が働かないような財・サービスの場合、別の地域の同様の財・サービスをピア製品として選定することが可能である。この場合、異なる地域の財・サービスが同様の需給条件の下にあるということを前提としていることになるが、必ずしもそれは保障されているものではない。

John Simpson (2001)は、ある病院の診療サービスのピア製品として、同地域に存在するライバル病院が提供する診療サービスを選定している。この手法は、買収当事者の価格をライバル企業の価格と対比することにより、買収当事者単独の価格支配力（いわゆる unilateral effects）をとらえようとしている点が他の分析と異なる。なお、以下の各分析も含めて、他の分析は、同質的な財・サービスにおける寡占的協調型の価格支配力（coordinated interaction）を分析の対象としている。

回帰分析により誘導型価格方程式を推計する方法

企業結合による影響を受ける製品（分析対象製品）の価格を被説明変数、需要要因やコスト要因等の価格に影響を与える諸要因を説明変数とし、回帰分析により誘導型価格方程式を推計する方法である。企業結合が分析対象製品の価格に与える影響は、企業結合後の時期に1を取るダミー変数によりとらえられる²。米国における過去の分析事例は、表2のとおりである。

Michael G. Vita & Seth Sacher (1999)は、この方法を用いるに当たり、の分析の考え方を援用し、説明変数の中にピアグループの価格やその価格決定要因に係る変数を挿入して分析することにより、需要やコストを表す変数では観測されない価格変動要因の制御を試みている。

² この方法の場合、分析期間中に分析対象製品についてカルテル等の競争制限行為が行われていた場合など、価格に影響を与える企業結合以外のイベントについても、当該影響をとらえるダミー変数を回帰式に挿入することによりその影響を制御することが可能となる。

表2 回帰分析により誘導型価格方程式を推計する手法を用いた分析事例

	分析対象事例	分析対象製品 (被説明変数)	説明変数	主な分析結果
Schumann, Rogers & Reitzes (1992, 1997)	Weyerhaeuser 社による Menasha 社の工場買収 (1981)	段ボール原紙, 段ボール箱	・ 個人所得 ・ 賃金率, 利子率, 電力価格, 木材チップ価格, 苛性ソーダ価格	裁判所の命令により買収後 4 年間取られた問題解消措置のために, かえって価格が上昇。
	Kaiser 社と Lone Star 社の合併 (いずれもハワイの企業) (1985)	セメント (ハワイ)	・ 建設活動指数, 高速道路投資指数 ・ 賃金率, 燃料費指数, 利子率, ハワイへの輸出国 (日本) に関する上記指数	日本からの輸入圧力により合併による価格上昇はみられない。
	SCM 社による Gulf & Western 社の工場買収 (1983)	二酸化チタン	・ 塗料生産指数, プラスチック生産指数, パルプ・紙生産指数 ・ 硫黄価格, 塩素価格, 賃金率, 電力価格指数, 利子率, 為替レート	当該買収により, 二酸化チタンの価格が 28% 上昇。
Vita & Sacher (1999)	Dominican Santa Cruz Hospital による Community Hospital の買収 (1990)	買収当事者の患者一人当たり平均価格	・ ピア病院の価格 ・ (買収当事者及びピア病院に係る) 住民所得, 人口密度, 失業率, 入院日数等	当該買収により価格が上昇。

注 上記の筆者のうち Sacher 以外は, 執筆当時 FTC 職員。Schumann, Rogers & Reitzes (1992) は FTC の Economic Report, Vita & Sacher (1999) は, FTC の Working Paper。

3 分析対象及び分析手法

(1) 分析対象

本論文は、企業結合が価格に与えた影響について実証分析を行うことを目的としている。このため、分析対象は、市場に一定のインパクトを与える可能性の高い大企業同士の水平合併が過去に行われた産業の中から選定することが望ましい。

そこで、1980年1月から1999年12月までの間に実施された金融業及び小売業以外の水平合併のうち、合併当事者すべての合併前の総資産が100億円以上でかつ合併後の総資産が300億円以上、上場企業同士の合併という条件に該当する事例をまず抽出することとした。

この条件に合致する合併は、表3のとおりである。

表3 上場企業同士の大型水平合併事例

産業	存続会社	解散会社	合併後の名称	合併年月
普通紙	本州製紙	福岡製紙	本州製紙	1983年4月
	王子製紙	東洋パルプ	王子製紙	1989年4月
	十條製紙	山陽国策パルプ	日本製紙	1993年4月
	王子製紙	神崎製紙	新王子製紙	1993年10月
	新王子製紙	本州製紙	王子製紙	1996年10月
石油製品	大協石油	丸善石油	コスモ石油	1986年4月
海運	山下新日本汽船	ジャパンライン	ナビックスライン	1989年6月
	日本郵船	昭和海運	日本郵船	1998年10月
	大阪商船三井船舶	ナビックスライン	商船三井	1999年4月
炭素製品	東海カーボン	東洋カーボン	東海カーボン	1992年1月
セメント	小野田セメント	秩父セメント	秩父小野田	1994年10月
	住友セメント	大阪セメント	住友大阪セメント	1994年10月
	秩父小野田	日本セメント	太平洋セメント	1998年10月
化学製品	三菱化成	三菱油化	三菱化学	1994年10月
	三井石油化学	三井東圧化学	三井化学	1997年10月
医薬品	吉富製薬	ミドリ十字	ウェルファイド	1998年4月
	三菱化学	東京田辺製薬	三菱東京製薬	1999年10月
段ボール	レンゴー	セッツ	レンゴー	1999年4月
	高崎製紙	三興製紙	高崎三興	1999年10月

注 石油製品について、上場企業同士の合併として、1999年4月に日本石油と三菱石油が合併し、新日本石油が誕生しているが、日本石油自体は精製設備を持たず、分類上卸売業に属するため、上表ではこの合併を水平合併として含めていない。

上表から、上場企業同士の大型合併は特定の産業において複数回行われていることが分かる。ここで抽出された産業のうち、海運及び医薬品は、適用除外カルテルや薬価制度により価格が決定されていることから、価格分析の対象として適切ではない。また、普通紙及び化学製品は、製品分野が多岐にわたり、また、合併により影響を受ける製品も合併ごとに異なることから、これらについても今回の分析の対象から除外した。

以上から、今回の分析の対象は、石油製品、炭素製品、セメント、段ボールの4産業

とすることとした³。

なお、これら4産業は素材系製造業として製品差別化の程度が小さいことから、今回の分析は、差別化された市場における企業結合当事者の単独の価格支配力（unilateral effects）の有無ではなく、同質財市場における寡占的協調型の価格支配力の有無を分析の対象としている。

(2) 分析手法

本論文は、米国における先行研究のうち、特に Laurence Schumann, Robert P. Rogers & James D. Reitzes (1992, 1997)の手法を参考にしつつ、企業結合により影響を受ける製品（分析対象製品）の価格を被説明変数、需要要因やコスト要因等の価格に影響を与える諸要因及び企業結合後の期間に1を取るダミー変数を説明変数とし、時系列データを用いた回帰分析により誘導型価格方程式を推計する方法により、企業結合が価格に与える影響について実証分析を実施した。また、企業結合前のデータを用いて回帰式のパラメータを推定し、そのパラメータを用いて予測した企業結合後の価格の予測値（企業結合以前の状況が継続していれば実現したであろう価格）と実測値をグラフ化することにより、企業結合が価格に与えた影響を視覚的にとらえる試みも行った。これは、分析結果の当てはまりの悪い期間等、実証分析の数値結果のみからはとらえにくい事実について、把握しようとするものである。

さらに、分析の対象とした4産業のうち合併等の時期が古い石油製品を除く3製品については、2003年2月に公正取引委員会において、合併等が市場における競争に与えた影響等に関して、合併当事者・ライバル企業・取引先企業に対するアンケート調査を実施しており（アンケート調査結果の概要は、別添参照。）、それに併せて、事業者からのヒアリング調査も実施している。価格に関する実証分析では、価格が企業結合前後で変動していることは分かるが、どのような要因により変動しているのかについては、推測することはできても、正確には分からない。事業者の意識は、価格の変動の要因を特定する一つの判断材料になるものと考えられ、以下の分析結果の説明において、必要に応じてこれらのアンケート調査結果やヒアリング結果にも言及している⁴。

分析対象の4産業のうち、セメント及び段ボールについては、Schumann, Rogers & Reitzes (1992, 1997)でも分析しているので、その分析結果と今回得られた分析結果の比較も行った。

今回の分析は比較的長期間に渡る時系列データを用いた分析となることから、急速な技術革新等により説明変数（原材料価格等）が被説明変数（製品価格）に影響を与える程度が時間の経過とともに変化するような産業は、分析の対象として適さないこととな

³ 分析対象の4産業について、表3で掲げた合併以外にも、分析対象期間中に他の合併等が行われていることから、それらの影響についても今回の分析の対象としている。

⁴ 実測値と予測値をグラフ化した点及び分析結果をアンケート調査・ヒアリング調査により補足した点は、

る。今回取り上げた4産業は、技術革新の激しい産業ではなく、その意味でも分析対象として適切であると考えられる⁵。

ア 今回の分析手法の理論的背景

まず、分析の対象とする品目について、需要関数を

$$Q = F(P, a_1, a_2, \dots, a_m) \quad (Q: \text{需要量}, P: \text{価格}, a_i: \text{需要変動要因}) \dots$$

とし、産業全体の総費用関数を

$$TC = G(Q, c_1, c_2, \dots, c_n) \quad (c_j: \text{要素価格}) \dots$$

とする。

限界費用 (MC) は、総費用 (TC) を生産量 (需要量) で微分したものであり、

$$MC = TC / Q = g(Q, c_1, c_2, \dots, c_n) \dots$$

と表せる。

当該品目について、価格の限界費用に対するマークアップ率を k とすると、

$$P = kMC = k \cdot g(Q, c_1, c_2, \dots, c_n) \dots$$

となり、この式の Q に 式を代入して、

$$P = k \cdot g(F(P, a_1, a_2, \dots, a_m), c_1, c_2, \dots, c_n) \dots$$

となる。 式を P について整理すると、

$$P = H(a_1, a_2, \dots, a_m, c_1, c_2, \dots, c_n) \dots$$

が得られる。この 式は、誘導型価格方程式(Reduced Form Price Equation)と呼ばれる。

ここで、企業結合が価格のレベルに影響を与えるかどうかを検証するため、説明変数の中に企業結合後 1 を取るダミー変数 (D) を挿入する。 式は、以下のとおりとなる⁶。

$$P = H(a_1, a_2, \dots, a_m, c_1, c_2, \dots, c_n, D) \dots$$

以下では、 式の右辺が各変数のべき乗の積の形を取ると仮定する。

$$P = e^{a_1} \dots e^{a_m} c_1^{-1} \dots c_n^{-n} e^D \dots$$

両辺の対数を取ると、

$$\ln P = \dots + \ln a_1 + \dots + \ln a_m + \dots + \ln c_1 + \dots + \ln c_n + D$$

Schumann, Rogers & Reitzes (1992, 1997) にはない新しい点である。

⁵ 技術革新とは別に、例えばオイルショック等の何らかの構造変化等により、その前後で需要変動やコスト変動が価格に与える感応度が大きく異なると推定される場合もあり、今回の分析では、そのような構造変化の時期をまたがないように分析期間を選定している。

⁶ 企業結合により価格のレベルのみではなく、各説明変数の価格に対する感応度も影響を受けると考える場合には、モデル式は $P = H(a_1, a_2, \dots, a_m, c_1, c_2, \dots, c_n, D, a_1D, a_2D, \dots, a_mD, c_1D, c_2D, \dots, c_nD)$ となる (斜字部分を追加)。例えば、原材料 c_1 の価格が 1 上昇した場合、合併前の時点では価格 P が 2 上昇するという関係にあった (すなわち変数 c_1 の係数が 2) ものが、合併後の時点では価格 P が 3 上昇するという関係に変化した場合、この変化は変数 c_1D の係数が 1 (=3 - 2) という形でとらえられる。Schumann, Rogers & Reitzes (1992, 1997) は、この形のモデル式を用いて分析を行っているが、多数の説明変数の投入により自由度が著しく低くなる (自由度が 1 桁あるいは 10 台) という問題が生じている。今回の分析では、一定の自由度を確保するため、企業結合により価格のレベルのみ影響を受けると仮定して分析を行っている。

$$= \alpha + \sum_i \beta_i \ln a_i + \sum_j \gamma_j \ln c_j + D \dots$$

このモデルにおいて、 α の値は $\ln P / D$ を表すことから、 α の数値が近似的に企業結合による価格の上昇率を表すこととなる⁷。

イ 説明変数の係数の推定方法

企業結合前後の被説明変数(価格)及び説明変数の時系列データを用いて、まず、以下の回帰分析の手法により各説明変数の係数を推定する。

ノーマルな最小二乗法

特に系列相関の問題への対応を取らない、ノーマルな推定方法である。最小二乗法により、上の式の各説明変数の係数を推定する。

また、データが時系列データであることから、この方法による推計の結果、系列相関等の面で当てはまりが悪い場合には、以下のの方法により推計を行うこととする。

Beach and MacKinnon の方法

誤差項に 1 階の系列相関 $\epsilon_t = \rho \epsilon_{t-1} + e_t$ があると仮定して、各説明変数の係数と ρ の値を最尤法により求める方法である⁸。推定式は、代数的な変形により、以下のとおりとなる。

$$\ln P^t - \ln P^{t-1} = (1 - \rho) \alpha + \sum_i \beta_i (\ln a_i^t - \ln a_i^{t-1}) + \sum_j \gamma_j (\ln c_j^t - \ln c_j^{t-1}) + (1 - \rho) D + e_t$$

なお、月次のデータを使用して分析を実施した場合、いずれの分析でも系列相関が強く働いたことから⁹、今回の分析では、3 か月おきあるいは 6 か月おきのデータを使用して回帰分析を行った。

⁷ $\ln P$ を P について微分すると、 $\ln P / P = 1/P$ となり、変形すれば $P/P = \ln P$ となる。合併により $\ln P$ は D (ただし、 D はダミー変数であるため連続ではなく $D=1$ となることから、 $D = \dots$) だけ上昇し、 P の上昇率は近似的に α となる (D が連続ではないので、あくまで近似である。)

⁸ ノーマルな最小二乗法を用いると系列相関が生じる場合に、この方法以外の対処法として、この推定式に 1 階のラグを持った被説明変数 (つまり 1 期前の価格データ) を説明変数として加え、最小二乗法により各説明変数の係数を推定する方法であるラグ付き内性変数による方法があるが、今回の分析ではこの方法は用いていない。なお、ラグ付き内性変数による方法の推定式は、

$$\ln P^t = \alpha + \sum_i \beta_i \ln a_i^t + \sum_j \gamma_j \ln c_j^t + \rho \ln P^{t-1} + D + \epsilon_t$$

⁹ 例えば、今月の価格が先月の価格から 90% の影響を受ける場合 (相当強い系列相関がある場合)、3 か月おきにデータを取るにより、今月の価格が 3 か月前の価格から受ける影響は、 $0.9^3 = 0.729$ となり、系列相関の程度が低くなる。

4 分析結果

4 - 1 石油製品

(1) 分析の対象

石油精製企業間において、1980年代半ばに以下の合併等が行われており、本論文では、これらの合併等を対象に分析を行う。

- ・ 大協石油と丸善石油の石油精製部門の統合(1984年4月)
- ・ 昭和石油とシェル石油の合併(1985年1月)
- ・ 大協石油と丸善石油の合併(1986年4月)

石油精製の過程において、原油を精製することにより、ガソリン、ナフサ、軽油、重油等の多数の油種が結合生産される。本分析では、石油製品のうちデータの入手が容易であった「ガソリン」、「ナフサ」及び「A重油」を分析対象として選定した。

(2) 市場構造等の変化

ア CR3及びHHIの変化

各分析対象品目について、各合併等による上位3社累積集中度(以下「CR3」という。)及びハーフィンダール指数(以下「HHI」という。)の変化の状況(生産ベース)についてみると、表4のとおりである。

表4：石油製品のCR3・HHIの変化(生産ベース)

	ガソリン		A重油		ナフサ	
	CR3	HHI	CR3	HHI	CR3	HHI
1983年	37.9%	745	33.3%	613	38.5%	820
1984年	38.1%	742	34.0%	627	38.2%	827
1985年	38.5%	794	35.2%	724	39.4%	902

注1 シェア算定の分母に輸入は含まれない。

- 2 大協石油と丸善石油について、1984年に両社の生産部門(石油精製部門)のみを統合し、新会社を設立したことから、大協石油と丸善石油の石油精製部門の統合の影響は、生産ベースでは1983年から1984年にかけての各指標の値の変化として表れている。

出所：公正取引委員会事務総局内部資料より作成。

生産ベースでみると、上記の3製品ともに、CR3については、統合・合併前後で多少の増加がみられるものの、ほぼ横ばいである。また、HHIについては、1984年の大協石油と丸善石油の石油精製部門の統合ではほとんど変化していないが、1985年の昭和石油とシェル石油の合併により、各製品ともに数値が50~100程度上昇している。

なお、出荷ベースのCR3及びHHIの推移を、データが入手可能であったガソリンとA重油についてみると、表5のとおりである。

表5：石油製品のCR3・HHIの変化（出荷ベース）

	ガソリン		A重油	
	CR3	HHI	CR3	HHI
1984年 (1983年)	42.9	986	39.9	832
1985年	45.3	1094	44.0	976
1986年	45.3	1112	44.9	1082

注1 ガソリンの1984年の数値は、データの入手可能性の問題から、1983年の数値である。

2 上表のHHIは上位10位までのシェアから算定したため、実際のHHIは上記の数値よりも若干高くなる。

3 大協石油と丸善石油は、1984年に石油精製部門を統合し、1986年の合併により販売部門を統合したことから、出荷ベースの集中度への影響は、1985年から1986年にかけての各指標の値の変化として表れている。

出所：矢野経済研究所「日本マーケットシェア事典」

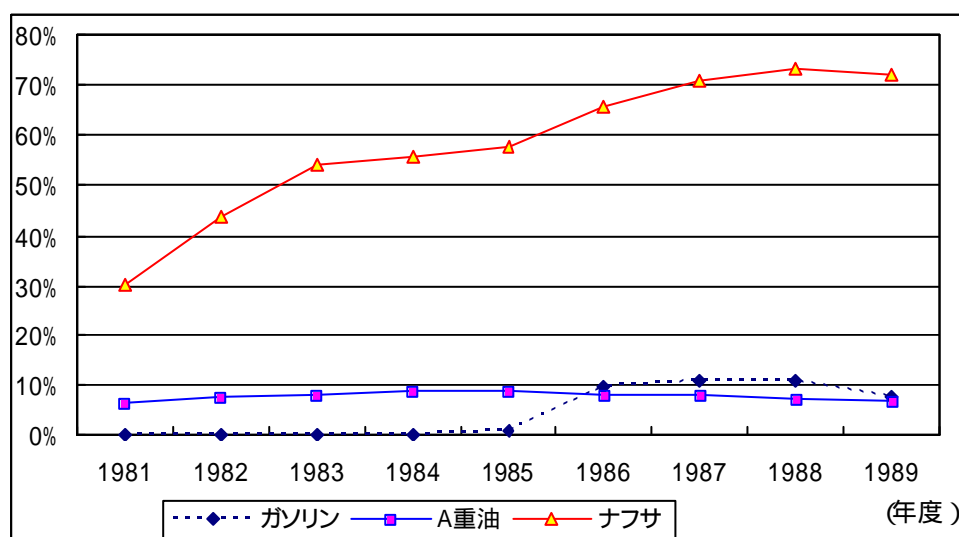
CR3については、1985年の昭和石油とシェル石油の合併による影響として、特にA重油に上昇がみられる。HHIについては、A重油は1985年の昭和石油とシェル石油の合併、1986年の大協石油と丸善石油の合併ともに100以上上昇している。

生産ベースと比べると、出荷ベースの方が、CR3及びHHIの上昇幅が大きいといえる。

イ 輸入比率の推移

分析対象の3品目について、輸入比率の推移をみると、図1のとおりである。

図1：石油製品の輸入比率の推移



注 輸入比率 = 輸入量 / (国内生産量 + 輸入量 - 輸出量)

出所：通商産業省資源エネルギー庁石油部「石油資料」より作成

ガソリンは、1986年に特定石油製品輸入暫定措置法が施行されるまでは、実質的に完全国産制を採用していたため、1985年末まで輸入は0となっている。

A重油については、石油業法の枠組みの中で、関税割当制（TQ制）¹⁰により輸入が行われており、ほぼ横ばいで推移している。

また、ナフサの輸入は、当時石油業法により届出制であったが、実際の運営上石油精製会社しか輸入ができなかった。しかし、1983年にPEFIC（石化原料共同輸入株式会社）を經由して、石油化学企業が実質的に自由に輸入できる体制が整った影響もあり、輸入比率が急激に上昇しており、1981年度に30%弱であった輸入比率は、1988年度には70%を超えるまでに拡大している。

(3) データ及び分析結果

ア 回帰分析のためのデータ

被説明変数は、分析対象製品であるガソリン、ナフサ及びA重油それぞれの実質国内卸売物価指数（各製品の国内卸売物価指数を国内卸売物価指数総平均でデフレートしたもの）とする。

今回の分析では、1981年1月から1990年12月までのデータを使用して分析を行う。

分析対象の石油製品の価格に影響を与えると考えられる需要側要因及びコスト要因を示すデータを列挙すると、表6のとおりである。

表6：石油製品の価格分析に用いる説明変数

	データ	備考
需要側の要因	生産指数(製造工業)	・日本経済全体の生産動向 ・季節変動を調整
コスト要因	原油実質輸入物価指数	・石油製品の主要原料 ・国内卸売物価指数総平均でデフレート
	実質現金給与総額指数(石油石炭)	・国内卸売物価指数総平均でデフレート ・季節変動を調整
	実質利率	・1+「長期プライムレート」-「国内卸売物価指数総平均対前年同月上昇率」
ダミー	大協=丸善統合ダミー	・1984年4月以降1を取るダミー
	昭和=シェル合併ダミー	・1985年1月以降1を取るダミー
	大協=丸善合併ダミー	・1986年4月以降1を取るダミー

¹⁰ 関税割当制とは、ある一定量までは低い関税率が適用されるが、一定量以上の輸出入については、より高い関税率が適用されるという制度である。

イ 回帰分析結果

1981年1月から1990年10月までの3か月おきのデータを使用して、Beach and MacKinnonの方法により分析したところ、結果は表7のとおりである(サンプル数40)。

表7：石油製品の価格分析結果

被説明変数 説明変数	ガソリン実質国内卸売物価指数	ナフサ実質国内卸売物価指数	A重油実質国内卸売物価指数
定数項	-0.562*** (-2.878)	1.459 (0.934)	-1.402* (-1.872)
生産指数(製造工業)	0.118*** (2.631)	-0.279 (-0.795)	0.323* (1.905)
原油実質輸入物価指数	0.875*** (18.173)	2.057*** (4.734)	2.602*** (12.883)
実質現金給与総額指数(石油石炭)	0.011 (0.491)	-0.034 (-0.123)	0.060 (0.512)
実質利子率	-0.072 (-0.747)	-1.995** (-2.175)	-0.003 (-0.006)
大協=丸善統合ダミー	-0.007 (-0.673)	-0.149** (-1.974)	-0.013 (-0.370)
昭和=シェル合併ダミー	-0.0002 (-0.020)	0.033 (0.415)	-0.027 (-0.713)
大協=丸善合併ダミー	0.002 (0.215)	-0.448*** (-4.492)	-0.089* (-1.959)
	0.648*** (4.075)	0.188 (1.075)	0.330* (1.890)
自由度修正済みR ²	0.983	0.956	0.974
DW比	1.739	1.988	1.846
自由度	31	31	31

注1 括弧内はt値，*：10%有意，**：5%有意，***：1%有意。

2 説明変数の数=5，サンプル数40のときのDW比5%有意の $d_L=1.23$ ， $d_U=1.79$ 。

3 被説明変数として、各品目の実質投入内訳小分類指数を用いても、ほぼ同様の結果が得られた。

4 1981年1月から1990年12月までの月次データを用いて分析を実施したところ、系列相関が強く働いた。

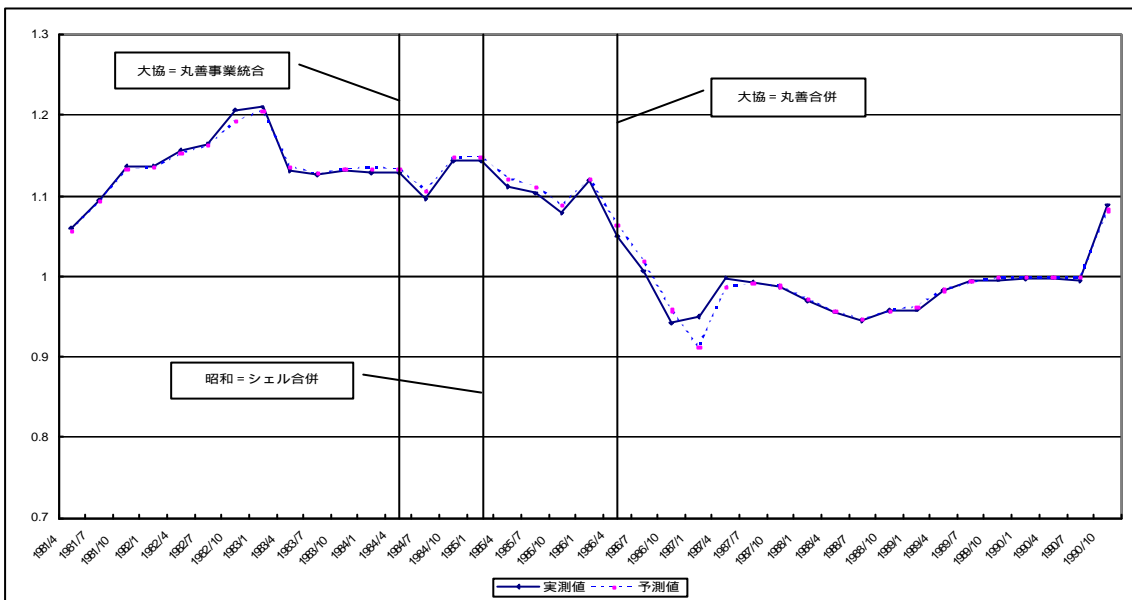
5 上記分析結果は、各年の1・4・7・10月のデータを使用した分析である。各年の2・5・8・11月又は3・6・9・12月のデータを用いた分析も実施したところ、ダミー変数が有意でなくなる事例もみられたが、おおむね上記分析と同様の結果が得られた。

各統合ダミー・合併ダミーの係数をみると、おおむねマイナスであり、ナフサ及びA重油に関する分析については、有意なものもみられる。合併ダミーがマイナスで有意な場合には、合併の時期を境に価格が、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準よりも下落したことを示している。

なお、ここで推定した式を用いて、ガソリン、ナフサ及びA重油の実質価格の予測値と実測値(合併後の予測値は、推計式から各ダミー変数の項を取り除いて計算したものであり、合併以前の状況が継続すれば実現したであろう価格の予測値を表している。)をプロットしたところ、図2～4のとおりである。ガソリンについては、実測値と予測

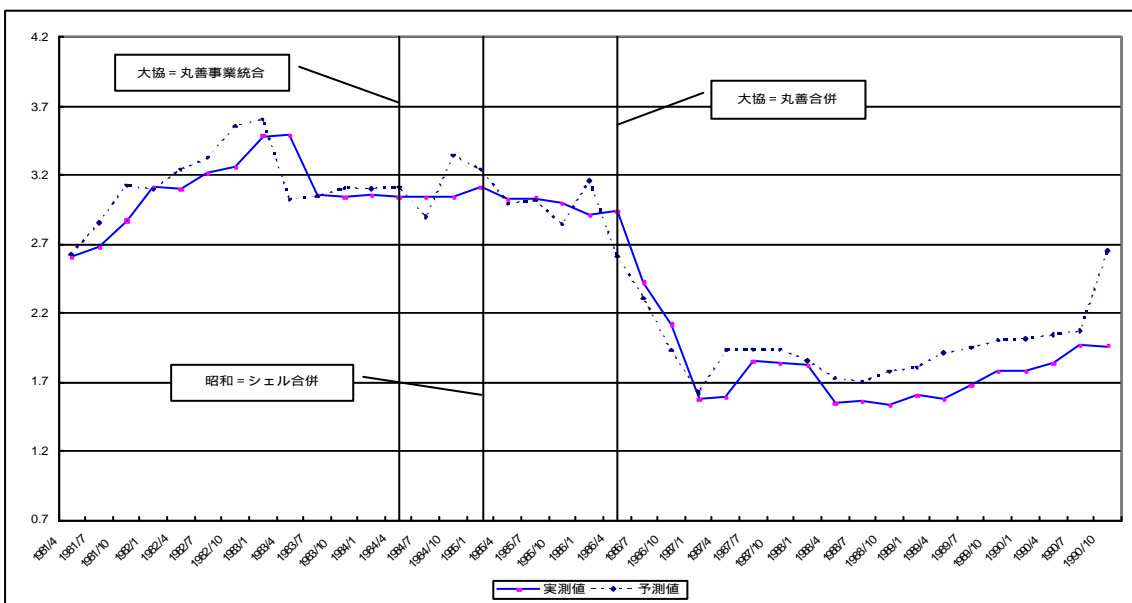
値の当てはまりが非常に良い。A重油については、1988年ころから実測値が予測値を若干下回って推移しており、また、ナフサについても、1983年ころから実測値が予測値を大幅に下回って推移している。

図2：ガソリン実質国内卸売物価指数の実測値と予測値の推移



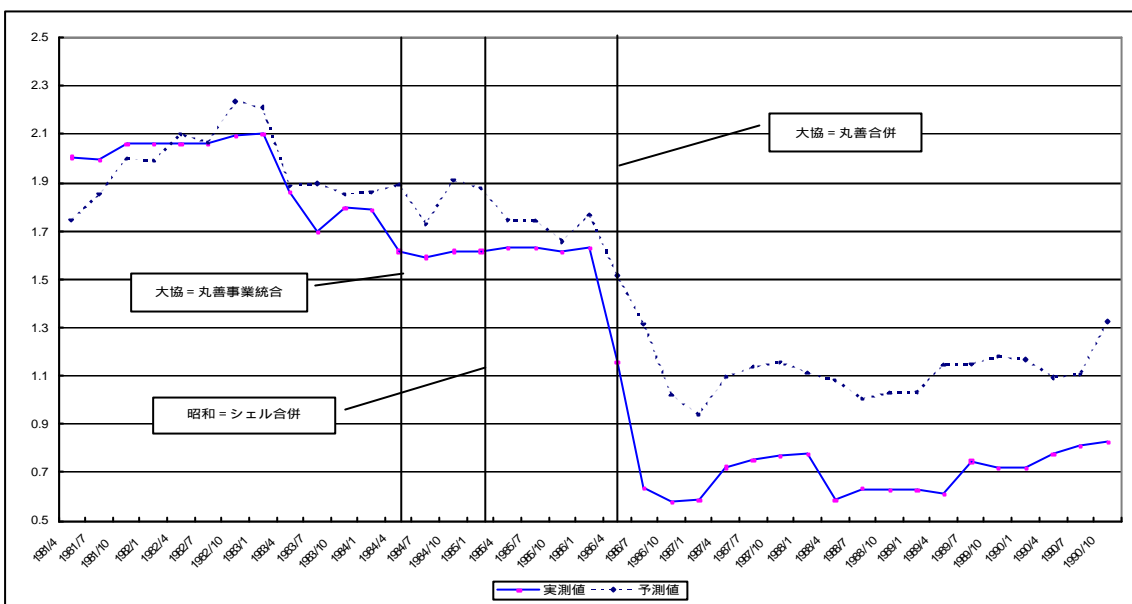
- 注1 ガソリン実質国内卸売物価指数 = ガソリン国内卸売物価指数 / 国内卸売物価指数総平均
 2 実測値は、1995年を1とした指数である。

図3：A重油実質国内卸売物価指数の実測値と予測値の推移



- 注1 A重油実質国内卸売物価指数 = A重油国内卸売物価指数 / 国内卸売物価指数総平均
 2 実測値は、1995年を1とした指数である。

図4：ナフサ実質国内卸売物価指数の実測値と予測値の推移



注1 ナフサ実質国内卸売物価指数 = ナフサ国内卸売物価指数 / 国内卸売物価指数総平均
 2 実測値は、1995年を1とした指数である。

ウ まとめ

以上の分析の結果、石油製品の価格について、1980年代半ばの合併・提携後、実際の価格は予測値とほぼ同じか又は予測値を下回って推移していることが分かった。

このうち、ナフサについては、合併等によって価格が下落しているというよりはむしろ、今回の分析対象期間中の1983年に、石油化学企業による輸入体制が整った結果、輸入圧力が急激に高まったことが、国内価格の下落につながったと考えられる。また、ガソリンについても、今回分析の対象とした合併等と時期を同じくして、輸入の自由化の措置が図られており、輸入圧力が有効に働いていた結果、合併等が価格に対して特に影響を与えなかったとみることが可能である。

4 - 2 炭素製品

(1) 分析の対象

本論文では、1992年1月の東海カーボンと東洋カーボンの合併を対象に分析を行う。

合併当事者は炭素製品メーカーであり、両社の合併により、合併時点において、黒鉛電極、不浸透性黒鉛製品、電機用ブラシ及びカーボンブラックの4品目で合併企業のシェアが25%以上となり、特に、カーボンブラックについては、合併前において、東海カーボンのシェアが29%、三菱化成（東洋カーボンの事実上の親会社）のシェアが21%であった（平成3年度公正取引委員会年次報告より）。

そこで、今回の分析では、上記4品目のうち炭素製品の主製品である「人造黒鉛電極」と「カーボンブラック」を分析対象として選定した。

人造黒鉛電極は、石油コークスやピッチコークスを原料として製造され、主に鉄のスクラップを溶解・精錬する製鋼用アーク炉の電極として用いられる。カーボンブラックは、石油等の不完全燃焼によって製造される炭素微粉末であり、インクの原料やタイヤの補強材として使用されている。

(2) 市場構造等の変化

ア CR3及びHHIの変化

各分析対象品目について、合併によるCR3及びHHIの変化の状況についてみると、表8・9のとおりである。

表8：炭素製品のCR3・HHIの変化（生産ベース）

	人造黒鉛電極		カーボンブラック	
	CR3	HHI	CR3	HHI
1991年	70.5%	2159	69.0%	1942
1992年	81.3%	2609	67.9% (82.1%)	1904 (2952)

注1 シェア算定の分母に輸入は含まれない。

2 カーボンブラックの1992年の上段の数値は、合併後に東海カーボンと三菱化成に結合関係が生じない場合、下段の数値(括弧内の数値)は、合併後に東海カーボンと三菱化成に結合関係が生じると仮定した場合の試算値である。

出所：公正取引委員会事務総局内部資料より作成

表9：炭素製品のCR3・HHIの変化（出荷ベース）

	人造黒鉛電極		カーボンブラック	
	CR3	HHI	CR3	HHI
1991年	61.3%	1656	65.9%	1870
1992年	71.2%	2075	65.5% (80.0%)	1847 (2775)

注1 シェア算定の分母に輸入が含まれる。

2 上表のHHIは上位10位までのシェアから算定したため、実際のHHIは上記の数値よりも若干高くなる。

3 カーボンブラックの1992年の上段の数値は、合併後に東海カーボンと三菱化成に結合関係が生じない場合、下段の数値(括弧内の数値)は、合併後に東海カーボンと三菱化成に結合関係が生じると仮定した場合の試算値である。

出所：公正取引委員会事務総局内部資料より作成

人造黒鉛電極については、CR3は10%程度上昇、HHIは400以上上昇している。もともと生産している企業数が6社と少ないこともあり、増加幅も大きくなっている。

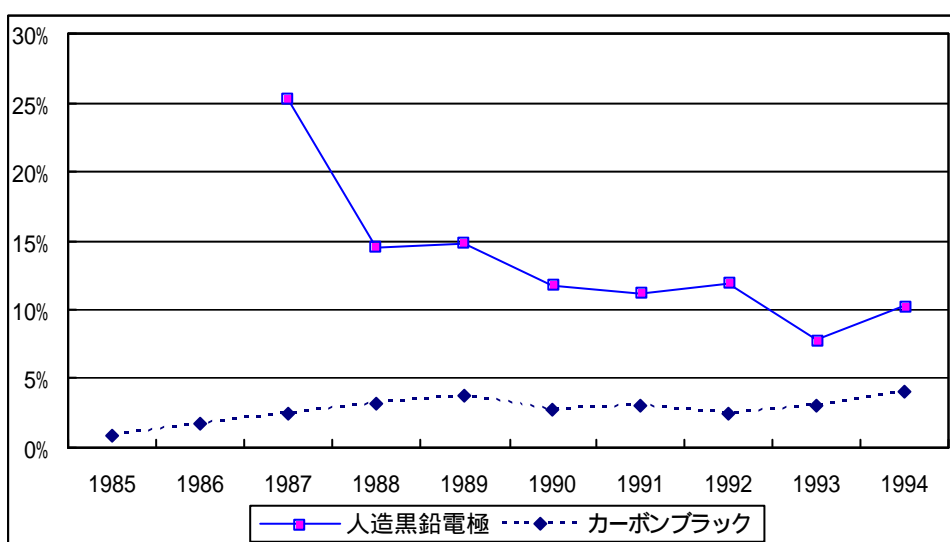
また、カーボンブラックについては、東海カーボンと東洋カーボンの合併後に、東洋カーボンの事実上の親会社であった三菱化成と新会社との間に結合関係があるとみなせば、CR3及びHHIは急激に上昇することとなる。

なお、東洋カーボン自体はカーボンブラックを生産していなかった。

イ 輸入比率の推移

人造黒鉛電極及びカーボンブラックについて、輸入比率の推移をみると、図5のとおりである。

図5：炭素製品の輸入比率の推移



注1 輸入比率 = 輸入量 / 国内総供給量

注2 人造黒鉛電極の1985年と1986年の輸入比率は不明。

出所：公正取引委員会事務総局内部資料より作成

人造黒鉛電極については、1987年には輸入比率が25%以上と高かったが、その後下落し、10%前後で推移している。カーボンブラックについて、輸入比率は緩やかな上昇傾向にある。

(3) データ及び分析結果

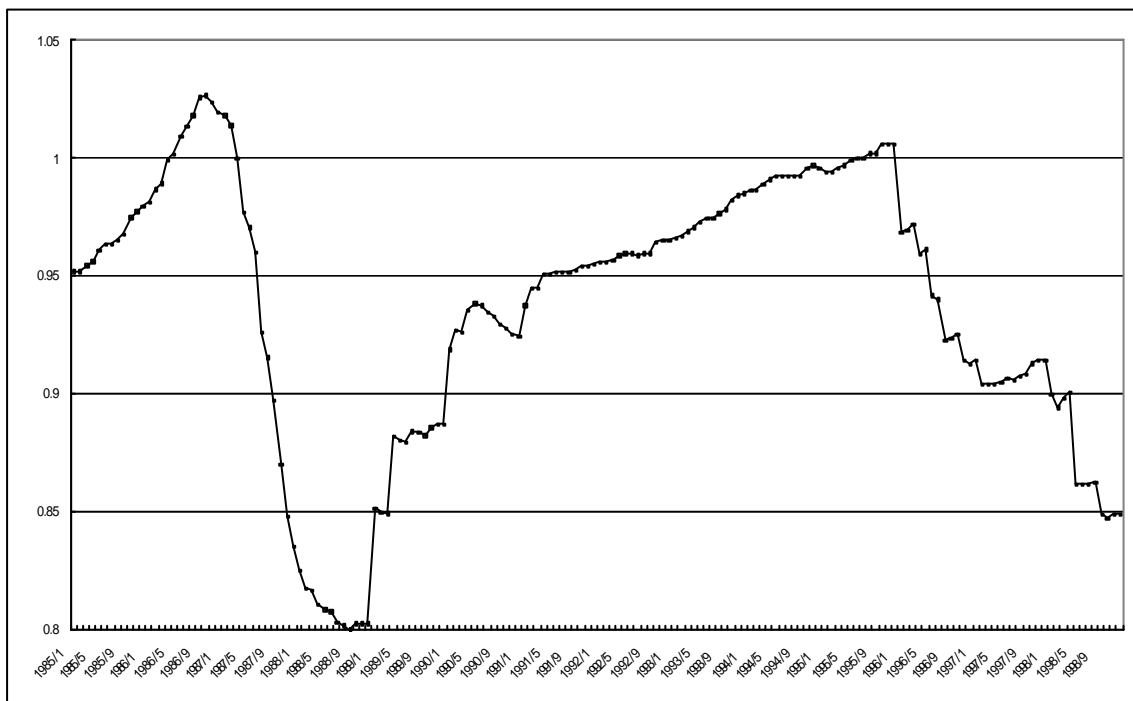
(3 1) 人造黒鉛電極

ア 回帰分析のためのデータ

被説明変数は、人造黒鉛電極実質国内卸売物価指数（人造黒鉛電極の国内卸売物価指数を国内卸売物価指数総平均でデフレートしたもの）とする。その推移をみると図6のとおりであり、1986年暮れから1988年初めにかけて価格が大幅に下落し、その後1995年暮れまで一貫して上昇傾向であったが、1996年初めから再度価格が下落している。

ここでは、価格の動向が安定していた1988年1月から1995年12月までのデータを用いて分析を行う¹¹。

図6：人造黒鉛電極実質国内卸売物価指数の推移



- 注1 人造黒鉛電極実質国内卸売物価指数 = 人造黒鉛電極国内卸売物価指数 / 国内卸売物価指数総平均
2 1995年を1とした指数である。

なお、人造黒鉛電極について1992年ころから国際カルテルが実施されていたとして、各国の競争当局により摘発されている¹²。

¹¹ 1985年から1995年までのデータを用いて分析を行ったところ、1986年暮れから1988年初めにかけての価格下落の部分をうまくとらえることができなかった。この間に何らかの構造変化があったものと考え、この期間の価格下落をとらえるダミー変数を挿入して分析を実施したところ、当てはまりの良い分析結果が得られた。

¹² 人造黒鉛電極は、各国の競争当局により国際カルテルを行っていたと認定されているが（日本の場合は

人造黒鉛電極価格に影響を与えると考えられる需要側要因及びコスト要因を示すデータを列挙すると、表 10 のとおりである。

表 10：人造黒鉛電極の価格分析に用いる説明変数

	データ	備考
需要側の要因	生産指数(鉄鋼業)	・人造黒鉛電極の主要販売先(電炉メーカー)の生産動向 ・季節変動を調整
コスト要因	原油実質輸入物価指数	・人造黒鉛電極の主要原料である石油コークス・ピッチコークスの主要原料 ・国内卸売物価指数総平均でデフレート
	石炭実質輸入物価指数	
	石炭実質投入内訳小分類指数	
	実質現金給与総額指数(窯業・土石)	・国内卸売物価指数総平均でデフレート ・季節変動を調整
	実質利子率	・1+「長期プライムレート」-「国内卸売物価指数総平均対前年同月上昇率」
ダミー	合併ダミー	・1992年1月以降1を取るダミー
	カルテルダミー	・1994年1月(公取審査による国内での価格カルテル開始認定月)以降1を取るダミー

注 本分析では、日本国内での価格に関するカルテルとして、脚注 12 の公正取引委員会の警告時の認定事実のうちに着目し、合併ダミーのほか、カルテルダミーとして 1994 年 1 月以降 1 を取るダミーを挿入した分析と、脚注 12 の や米国・欧州の審査結果に着目し、合併とほぼ時を同じくしてカルテルが開始されたとして、合併ダミーと別にカルテルダミーを挿入しない分析の両方を行った。

独占禁止法に違反するおそれがあるとされた。)、その開始時期については各国の審査ごとに一致していない。

公正取引委員会の 1999 年 3 月の警告における認定事実は以下のとおりである。

国内 4 社及び海外 2 社は、1992 年 5 月ころ開催した会合において、電極の需要予測を行うことを合意し、以後、毎年、この合意に基づいて短期の需要予測を実施する過程において、海外 2 社それぞれと国内 4 社の 3 グループは、原則として、互いに他のグループが生産販売している市場に輸出しない旨及びアジア・大洋州地域(日本、中国、インドを除く)にそれぞれが供給する割合を固定する旨合意し、さらに、1997 年においては、世界の各地域別にそれぞれが供給すべき数量について合意し、これらを実施した疑いがある行為が認められた。

国内 4 社及び海外 2 社は、1993 年 3 月ころ開催した会合において、アジア地域(日本、中国、インドを除く)の需要者向け電極の 1 トン当たりの販売価格について、3000 ドルに引き上げる旨及び 1995 年 2 月ころ開催した会合において、同じく 3300 ドルに引き上げる旨合意し、これらを実施した疑いがある行為が認められた。

国内 4 社は、かねてから、国内の需要者向け電極の納入数量、販売価格等について情報交換を行ってきたところ、1993 年 10 月ころに開催した部長会において、国内の需要者向け電極の販売価格について、1994 年 1 月ころから 1 トン当たり 3 万円を目途に引き上げる旨を合意し、これを実施した疑いがある行為が認められた。

また、米国司法省は、日本企業を含む人造黒鉛電極メーカー各社は、少なくとも 1992 年 7 月から 1997 年 6 月までカルテルを行っていたと認定している。さらに、欧州委員会は、日本企業を含む人造黒鉛電極メーカー各社は、1992 年から 1998 年までカルテルを行っていたと認定している。

イ 回帰分析結果

1988年1月から1995年10月までの3か月おきのデータを使用して、ノーマルな最小二乗法により分析したところ、結果は表11のとおりである（サンプル数32）。

表11：人造黒鉛電極の価格分析結果

	ケース1	ケース2	変数減少法
定数項	-7.872*** (-4.350)	-8.880*** (-5.055)	-8.046*** (-4.732)
生産指数(鉄鋼業)	0.580** (2.690)	0.523** (2.382)	0.710*** (3.862)
原油実質輸入物価指数	0.039 (1.179)	0.042 (1.222)	
石炭実質投入内訳小分類指数	0.169* (2.054)	0.095 (1.340)	0.199** (2.631)
実質現金給与総額指数 (窯業・土石)	0.619*** (3.104)	0.777*** (4.310)	0.570*** (3.023)
実質利子率	-0.421 (-0.736)	-0.727 (-1.303)	
合併ダミー	0.108*** (3.349)	0.089*** (2.869)	0.117*** (3.775)
カルテルダミー	0.047 (1.630)		0.055* (1.994)
自由度修正済みR ²	0.763	0.747	0.765
DW比	1.686	1.516	1.553
自由度	24	25	26

注1 括弧内はt値，*：10%有意，**：5%有意，***：1%有意。

2 変数減少法は、生産指数（鉄鋼業）、原油実質輸入物価指数、石炭実質輸入物価指数、石炭実質投入内訳小分類指数、実質現金給与総額指数（窯業・土石）、実質利子率、合併ダミー、カルテルダミーを投入し、除去するFの確率を0.1とした。

3 説明変数の数=5、サンプル数32のときのDW比5%有意の $d_L=1.11$ 、 $d_U=1.82$ 。

4 1988年1月から1995年12月までの月次データを用いて分析を実施したところ、系列相関が強く働いた

5 上記分析結果は、各年の1・4・7・10月のデータを使用した分析である。各年の2・5・8・11月又は3・6・9・12月のデータを用いた分析も実施したところ、DW比が悪化する事例等もみられたが、おおむね上記分析と同様の結果が得られた。

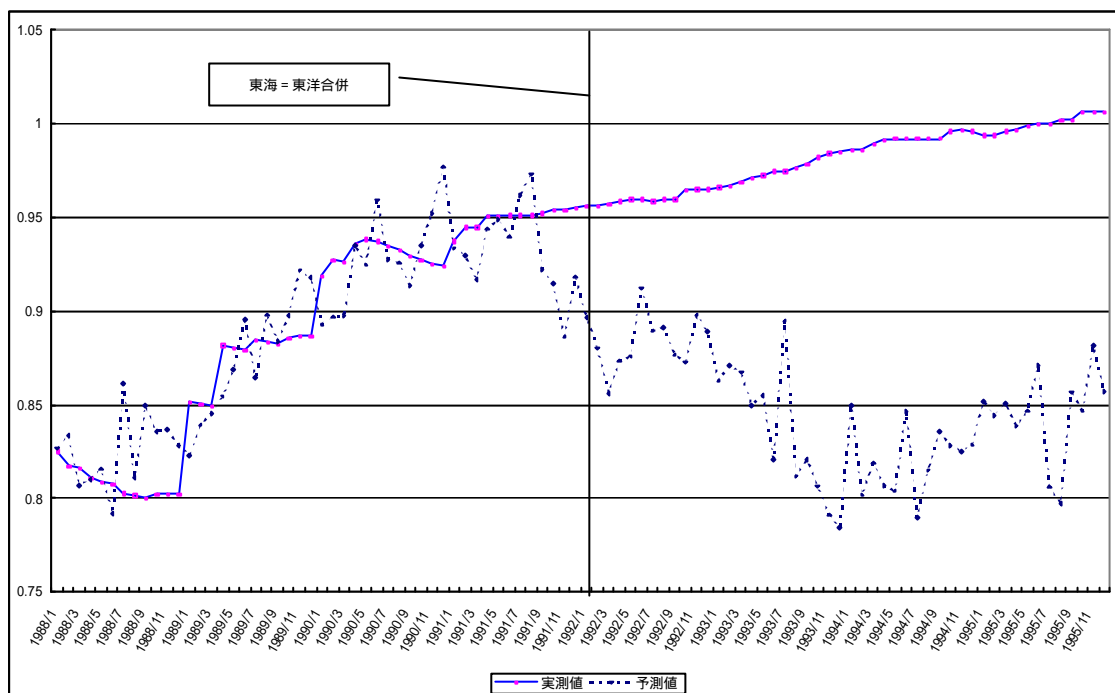
1992年1月以降1を取る合併ダミーと、1994年1月以降1を取るカルテルダミーの両方を挿入したケース1について、合併ダミーの係数をみると、0.1強で有意であり、これは合併の時期を境に価格が、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準よりも10%強上昇したことを示している。また、カルテルダミーの係数は0.05程度であり、有意水準はそれほど高くはないが、1994年以降更に価格が5%程度上昇したことを示している。

また、1992年1月の合併とほぼ時を同じくしてカルテルが開始されたとして、1992年1月以降1を取るダミーのみ挿入したケース2について、合併ダミーの係数をみると、0.1弱で有意であり、この時期を境に価格が10%弱上昇したことを示している。

なお、合併前までの月次のデータを用いて説明変数（上記ケース1で使用した変数）の係数を推定し、推定された係数の値を用いて計算した人造黒鉛電極の価格の予測値と実測

値をプロットしたところ、図7のとおりである。1992年1月に合併が行われる以前の1991年半ばごろを境に価格は、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準よりも高止まりしていることが分かる。

図7：人造黒鉛電極実質国内卸売物価指数の実測値と予測値の推移



- 注1 人造黒鉛電極実質国内卸売物価指数 = 人造黒鉛電極国内卸売物価指数 / 国内卸売物価指数総平均
 2 実測値は、1995年を1とした指数である。

ウ まとめ

以上の分析の結果、1992年の東海カーボンと東洋カーボンの合併のころを境に、人造黒鉛電極の価格は、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準を10%程度上回って推移している。ちょうどこの合併の前後で、人造黒鉛電極に関する国際カルテルが行われていた事実が各国の競争当局により認定されており、この価格上昇はカルテルの影響とも考えられる。この国際カルテルは、国際的な地域分割に関する協定を含むものであり、その結果海外からの輸入という不確定要素がなくなり、国内の価格が上昇したものと考えられる。

また、図7をみると、1992年1月の合併の半年ほど前の時点から既に、実測値と予測値は乖離し始めている。これは、当該合併が合意された時点において既に合併当事者同士は一つの事業体のように利害を調整し、また、競争事業者も当該合併の事実を知った時点で市場の安定化に向けたマインドを形成しており、合併の効果が合併前に既に生

じているという事実を表しているとの見方も可能である^{13 14}。

公正取引委員会が実施したアンケート結果（別添参照）によれば、ライバル企業や取引先企業の認識として、当該合併により合併企業やライバル企業の価格・数量設定方針に大きな変更はなかったとするものがほとんどであり（図 19～24）、また、競争状況が変化したとの回答も多くはなかった（図 28）。この点について、図 7 から明らかなように、人造黒鉛電極の実質価格は、合併後緩やかに上昇しており、この安定的な価格動向のため¹⁵、取引先企業等の認識として、特に合併前後で価格設定や競争状況に変化はないとの意見が多かったとの見方も可能と考えられる。しかし、今回の分析結果に立つ限りは、図 7 から明らかなように、価格変動要因に基づく推定値では合併後価格は横ばいあるいは下落するべきところ、実測値は緩やかに上昇しており、実際の価格は、合併以前の状況が継続すれば実現したであろう水準を上回って推移しているとの結果となっている。

また、合併当事者やライバル企業は、合併により競争が減退したと評価している（図 27）。この結果は、上記の実証分析結果と整合的である。

¹³ 本合併の事実について初めて報道されたのは、1991 年 7 月 2 日である。

¹⁴ もちろん、1992 年 1 月の半年ほど前の時点からカルテルが行われていた事実を表しているとの見方も可能である。

¹⁵ 図 7 は、人造黒鉛電極の実質国内卸売物価指数（名目物価指数を物価水準で除した値）であり、人造黒鉛電極の名目物価指数自体は、合併直後の 1991 年 4 月から 1995 年 12 月まで全く変動せず、極めて安定的に推移している。

(3 2) カーボンブラック

ア 回帰分析のためのデータ

被説明変数は、カーボンブラック実質国内卸売物価指数（カーボンブラックの国内卸売物価指数を国内卸売物価指数総平均でデフレートしたもの）とする。今回の分析では、1985年1月から1995年12月までのデータを使用して分析を行う。

カーボンブラック価格に影響を与える需要側要因及びコスト要因を示すデータを列挙すると、表12のとおりである。

表12：カーボンブラックの価格分析に用いる説明変数

	データ	備考
需要側の要因	実質 GDP (季節調整済)	・日本経済全体の生産動向
コスト要因	原油実質輸入物価指数	・カーボンブラックの主要原料であるクレオソート油・エチレンボトム油の主要原料
	石炭実質輸入物価指数	
	石炭実質投入内訳小分類指数	・国内卸売物価指数総平均でデフレート
	実質現金給与総額指数 (窯業・土石)	・国内卸売物価指数総平均でデフレート ・季節変動を調整
	実質利子率	・1+「長期プライムレート」-「国内卸売物価指数総平均対前年同月上昇率」
ダミー	合併ダミー	1992年1月以降1を取るダミー

イ 回帰分析結果

1985年3月から1995年12月までの3か月おきのデータを使用して Beach and MacKinnon の方法により分析したところ、結果は表13のとおりである（サンプル数44）。

表13：カーボンブラックの価格分析結果

	ケース1	ケース2
定数項	-4.431*(-1.821)	-4.401*(-1.824)
実質 GDP	0.336*(1.825)	0.335*(1.825)
原油実質輸入物価指数	0.026**(2.316)	0.026**(2.308)
石炭実質輸入物価指数	0.023(0.419)	
石炭実質投入内訳小分類指数		0.022(0.415)
実質現金給与総額指数 (窯業・土石)	0.065(0.755)	0.065(0.756)
実質利子率	-0.012(-0.030)	-0.015(-0.035)
合併ダミー	0.014(0.723)	0.014(0.722)
	0.747*** (5.615)	0.748*** (5.643)
自由度修正済み R ²	0.828	0.828
DW 比	1.501	1.500
自由度	36	36

注1 括弧内はt値、*：10%有意、**：5%有意、***：1%有意。

2 説明変数の数=5、サンプル数45のときのDW比のd_L=1.29、d_U=1.78。

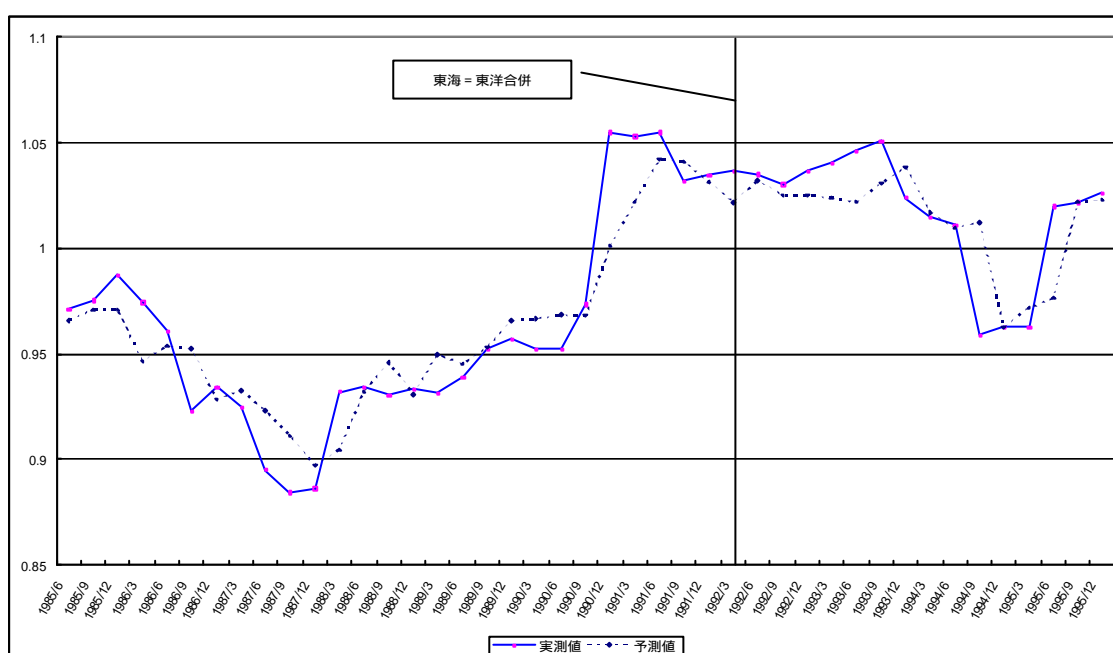
3 1985年1月から1995年12月までの月次データを用いて分析を実施したところ、系列相関が強く働いた。

4 上記分析結果は、各年の3・6・9・12月のデータを使用した分析である。各年の1・4・7・10月又は2・5・8・11月のデータを用いた分析も実施したところ、DW比が悪化する事例等もみられたが、おおむね上記分析と同様の結果が得られた。

合併ダミーの係数をみると、プラスであるが有意ではなく、合併の時期を境に価格は、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準よりも有意には上昇しなかったことを示している。

なお、ケース1で推定した式を用いて、カーボンブラックの実質価格の予測値と実測値（合併後の予測値は、推計式からダミー変数の項を取り除いて計算したものであり、合併以前の状況が継続すれば実現したであろう価格の予測値を表している。）をプロットしたところ、図8のとおりである。合併の時期を境に価格は、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準と比較して、特に上昇も下落もしていないことが分かる。

図8：カーボンブラック実質国内卸売物価指数の実測値と予測値の推移



注1 カーボンブラック実質国内卸売物価指数 = カーボンブラック国内卸売物価指数 / 国内卸売物価指数総平均
 2 実測値は、1995年を1とした指数である。

ウ まとめ

以上の分析の結果によれば、1992年の東海カーボンと東洋カーボンの合併のころを境とした価格の上昇・下落はみられない。また、アンケート結果をみても、ライバル企業や取引先企業の認識として、合併により合併企業やライバル企業の価格・数量設定方針や競争状況に変化はないとの回答がほとんどであった（図19～24, 27, 28）。

この点について、合併当時、カーボンブラック市場での東海カーボンのシェアは第1位、東洋カーボンの事実上の親会社である三菱化成のシェアは第2位であり、三菱化成が引き続き合併後の会社の筆頭株主にとどまれば新会社に対して影響力を及ぼすことが懸念されたが、同社が筆頭株主とならないよう必要な措置が採られたこともあり、市場への影響はなかったものとも考えられる。

4 - 3 セメント

(1) 分析の対象

セメント製造業において1990年代に以下の合併等が行われており、本論文では、これらの合併等を対象に分析を行う。

- ・ 三菱金属と三菱鉱業セメントの合併(1990年12月)
- ・ 小野田セメントと秩父セメントの合併(1994年10月)
- ・ 住友セメントと大阪セメントの合併(1994年10月)
- ・ 宇部興産と三菱マテリアルのセメント事業統合(1998年7月)
- ・ 秩父小野田と日本セメントの合併(1998年10月)

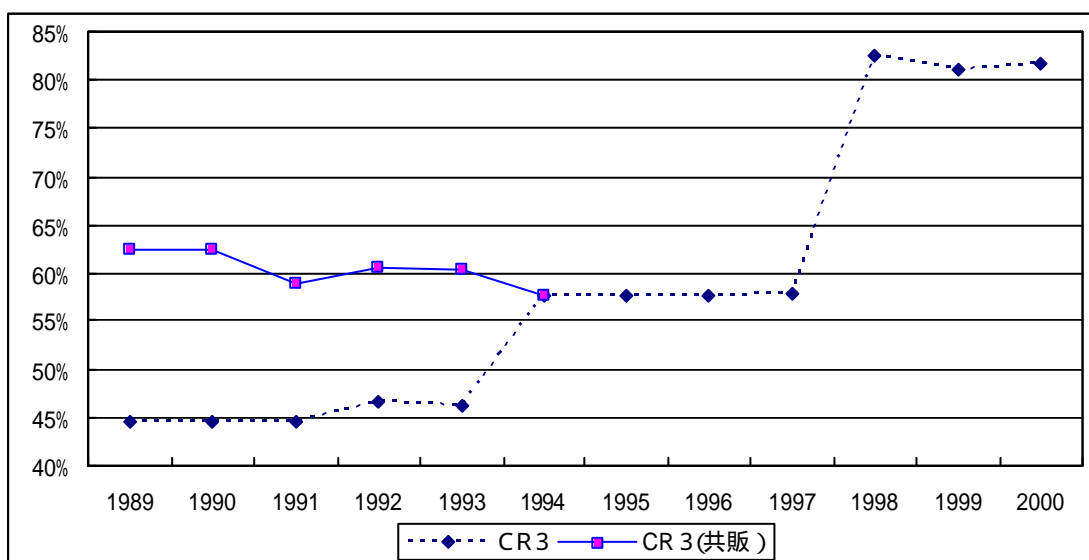
また、本分析では、セメントの代表的製品である「ポルトランドセメント」を分析対象として選定した。

(2) 市場構造等の変化

ア CR3及びHHIの変化

セメントについて、各合併等によるCR3及びHHIの変化の状況（販売ベース）をみると、図9・10のとおりである。

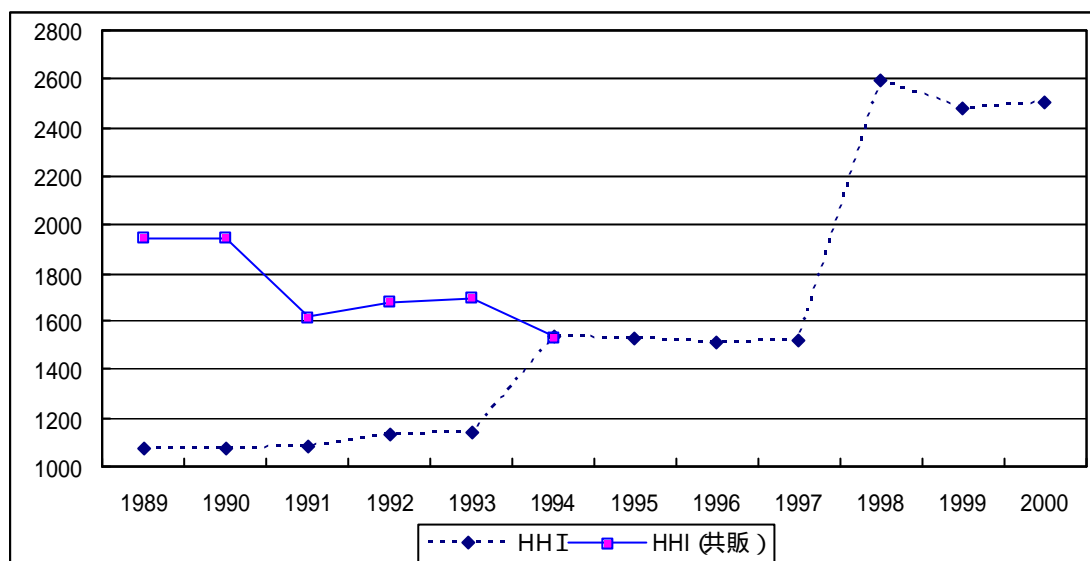
図9：セメントのCR3の推移



- 注1 図中の「CR3（共販）」とは、共同事業会社を1つの事業体とみなした場合のCR3の推移である。
2 製造委託分については、受託した企業の販売量を委託した企業の販売量に含めて計算している。
3 シェア算定の分母に輸入は含まれない。

出所：セメント新聞社「セメント年鑑」より作成

図 10：セメントのHHIの推移



注 1 図中の「HHI (共販)」とは、共同事業会社を1つの事業体とみなした場合のHHIの推移である。
 2 製造委託分については、受託した企業の販売量を委託した企業の販売量に含めて計算している。
 3 シェア算定の分母に輸入は含まれない。
 出所：セメント新聞社「セメント年鑑」より作成

1994年の2つの合併でCR3が10%以上、HHIが400以上上昇し、また、1998年の合併・統合により、CR3が25%近く、HHIが1000以上上昇している。なお、1990年の合併は混合合併であるため、集中度への影響はない。

なお、セメントについては、1984年9月から1994年5月まで、共同事業会社が設立されていた¹⁶が、この共同事業会社を1つの事業体とみなした場合、1990年から1991年にかけて一部の共同事業会社が解散したことによりCR3及びHHIが下落している。また、1993年から1994年にかけてCR3及びHHIともに下落しているが、これは、残りの共同事業会社の解散による集中度下落の効果の方が、同年に行われた2つの合併による集中度上昇の効果よりも大きいことを示している。

¹⁶ セメント製造業界において、石油ショックを契機とした原材料コストの上昇、需要の低迷等によって、設備の過剰等の構造的問題を抱え、経営不振に陥っていることに対処するため、特定産業構造改善臨時措置法（1983年5月施行）に基づき生産の受委託、交錯輸送の解消等の合理化を図ることを目的として、参加会社からセメントの販売に関する営業を譲り受けて、共同事業会社5社が1984年9月に設立された。

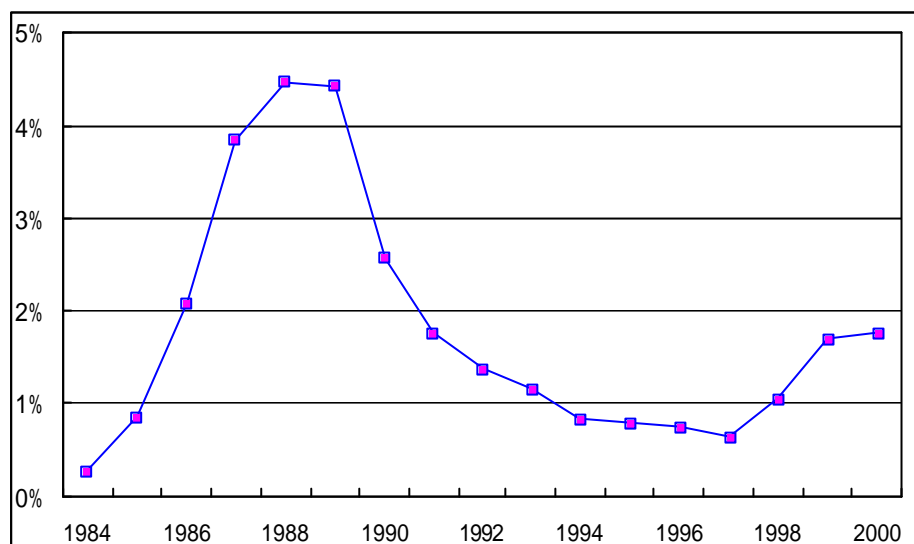
セメント共同事業会社一覧

共同事業会社名	営業開始年月	解散年月
中央セメント(株)	1984年9月	1991年7月
大日本セメント共同事業(株)	1984年9月	1994年5月
不二セメント共同事業(株)	1984年9月	1994年5月
アンデスセメント共同事業(株)	1984年9月	1994年5月
ユニオンセメント(株)	1984年9月	1991年7月

イ 輸入比率の推移

セメントの輸入比率の推移をみると、図 11 のとおりである。1980 年代後半に 4 % を超える水準に達した以外は、1 ~ 2 % 程度と低い水準で推移している

図 11：セメントの輸入比率の推移



注 輸入比率 = 輸入量 / (国内販売量 + 輸入量)

出所：セメント協会「セメントハンドブック」より作成

(3) データ及び分析結果

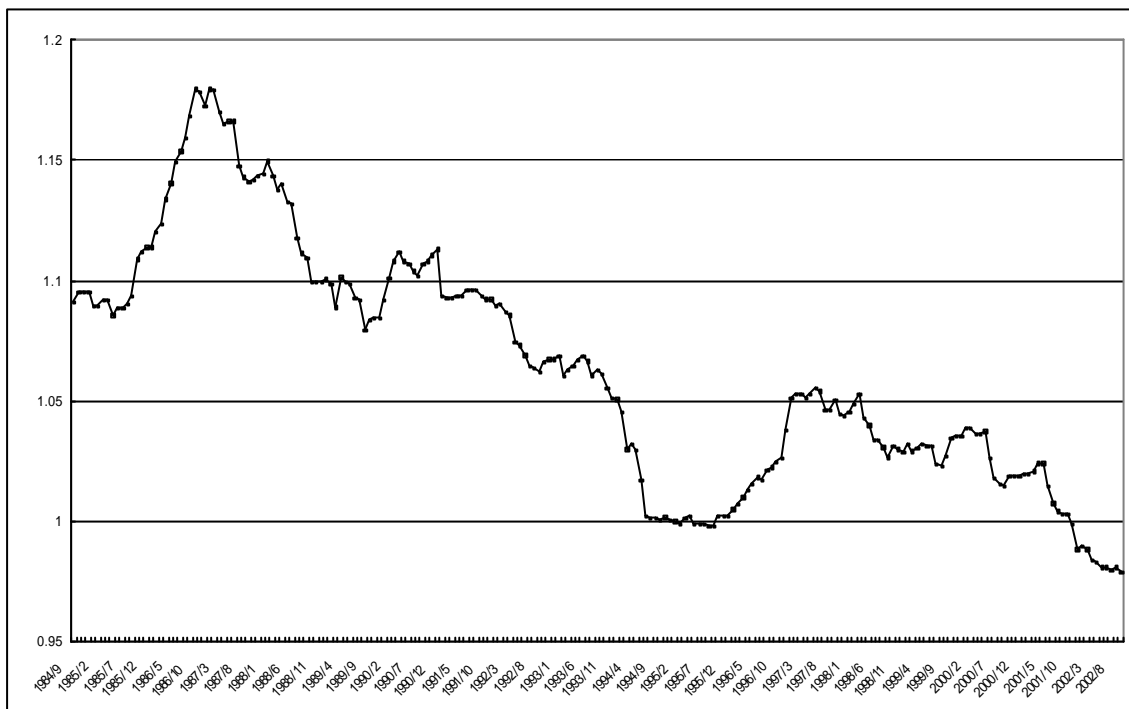
ア 回帰分析のためのデータ

被説明変数は、ポルトランドセメント実質国内卸売物価指数（ポルトランドセメントの国内卸売物価指数を国内卸売物価指数総平均でデフレートしたもの）とする。

1984 年 9 月にセメントの共同事業会社が設立されており（1994 年 5 月解散）、その後で市場における競争状況も異なると考えられることから、今回の分析では、1984 年 9 月を分析対象の開始の時期とし、それ以降 2002 年 9 月までのデータを用いて分析を行う。

分析対象期間のポルトランドセメント実質国内卸売物価指数の推移をみると、図 12 のとおりである。1985 年ころから価格が急上昇し、1988 年ころにかけて元のレベルまで下落している。また、1994 年ころに価格が下落している。

図 12：ポルトランドセメント実質国内卸売物価指数の推移



注 1 ポルトランドセメント実質国内卸売物価指数 = ポルトランドセメント国内卸売物価指数 / 国内卸売物価指数総平均

2 1995 年を 1 とした指数である。

分析対象期間中にポルトランドセメント価格に影響を与える可能性のある事象として、P 24 に挙げた各合併等のほかに、共同事業会社の設立(1984 年 9 月～1994 年 5 月)が挙げられる(脚注 16 参照)。また、公正取引委員会の審決によると、セメントメーカー各社は、1985 年 7 月以降、販売数量制限カルテルや価格引上げカルテルを実施し、1990 年 12 月、公正取引委員会から勧告を受けていることから、当該カルテルについても価格に影響を与えた可能性が考えられる。実際にポルトランドセメント実質国内卸売物価指数を被説明変数とし、価格の変動要因を説明変数として回帰分析を行ったところ、1985 年から 1988 年にかけての価格上昇の部分とうまくとらえることができなかった。この間の急激な価格上昇は、このカルテルによる影響とも考えられ、当該価格上昇期間にダミー変数を挿入することにより、この間の価格上昇の影響を吸収することとする。

ポルトランドセメント価格に影響を与えられとされる需要側要因及びコスト側要因を示すデータを列挙すると、表 14 のとおりである。

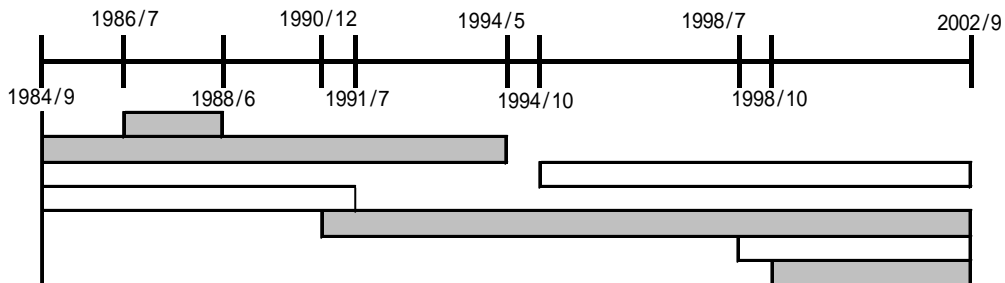
表 14：セメントの価格分析に用いる説明変数

	データ	備考
需要側の要因	生産指数(製造工業)	・日本経済全体の生産動向 ・季節変動を調整
コスト要因	石灰石実質国内卸売物価指数	・セメントの主要原料 ・国内卸売物価指数総平均でデフレート
	C重油実質国内卸売物価指数	・セメント生産のための主要熱源等 ・国内卸売物価指数総平均でデフレート ・については、季節変動を調整
	C重油実質輸入物価指数	
	石炭実質輸入物価指数	
	大口電力実質国内卸売物価指数	・国内卸売物価指数総平均でデフレート ・季節変動を調整
	実質現金給与総額指数(窯業・土石)	
	実質利子率	・1+「長期プライムレート」-「国内卸売物価指数総平均対前年同月上昇率」
ダミー	大日本・不二・アンデス共同事業会社ダミー(1994年小野田セメント=秩父セメント,住友セメント=大阪セメント合併ダミーの裏)	・1984年7月~1994年5月に1を取るダミー
	1986-1988年ダミー	・1986年7月~1988年6月に1を取るダミー
	1990年合併ダミー(三菱金属=三菱鉱業セメント合併)(中央・ユニオン共同事業会社ダミーの裏)	・1990年12月以降1を取るダミー
	1998年合併ダミー-A (宇部興産=三菱マテリアル事業統合,秩父小野田=日本セメント合併)	・1998年10月以降1を取るダミー
	1998年合併ダミー-B (宇部興産=三菱マテリアル事業統合,秩父小野田=日本セメント合併)	・1998年10月~2000年8月に1を取るダミー

注1 挿入すべきダミーを列挙すると、以下のとおりである。

- ダミーA : 1986~1988年の一時的価格上昇をとらえるためのダミー
- ダミーB : 大日本・不二・アンデス共同事業会社ダミー
- ダミーC : 1994年合併ダミー
- ダミーD : 中央・ユニオン共同事業会社ダミー
- ダミーE : 1990年合併ダミー
- ダミーF : 宇部興産=三菱マテリアル事業統合ダミー
- ダミーG : 秩父小野田=日本セメント合併ダミー

多重共線性のため、BとC、DとE、FとGを同時に入れることはできないことから、今回の分析では、A(表の)、B(表の)、E(表の)、G(表の 又は)の各ダミーを挿入して分析している。



- 2 1998年の合併・統合後、しばらくの間はセメント価格が安定的に推移し、その後、価格が下落していることから、1998年10月から分析対象期間終了まで1を取るダミー()と、価格が安定的に推移していた期間(1998年10月~2000年8月)に1を取るダミー()を使い分けて分析を行った。

イ 回帰分析結果

1984年10月から2002年4月までの6か月おきのデータを使用して、ノーマルな最小二乗法により分析したところ、結果は表15のとおりである(サンプル数36)。

表15：セメントの価格分析結果

	ケース1	ケース2	変数減少法
定数項	-1.417*** (-4.057)	-1.409*** (-5.649)	-1.331*** (-5.940)
生産指数(製造工業)	0.312*** (4.173)	0.311*** (5.755)	0.294*** (6.079)
石灰石実質国内卸売物価指数	0.278 (1.590)	0.212 (1.453)	0.278*** (2.867)
C重油実質国内卸売物価指数	-0.020 (-1.006)	-0.011 (-0.854)	
石炭実質輸入物価指数	0.043 (1.677)	0.044** (2.144)	0.031** (2.147)
大口電力実質国内卸売物価指数	0.323*** (2.963)	0.339*** (3.829)	0.288*** (4.320)
実質現金給与総額指数 (窯業・土石)	-0.017 (-0.237)	0.039 (0.661)	
実質利子率	0.292 (1.680)	0.312** (2.117)	0.318** (2.378)
大日本・不二・アデス共同事業 会社ダミー(1994年合併ダミーの 裏)	0.041*** (3.665)	0.048*** (4.899)	0.043*** (6.332)
1986～1988年ダミー	0.044*** (4.071)	0.047*** (5.084)	0.049** (5.975)
1990年合併ダミー(中央・エフ 共同事業会社ダミーの裏)	-0.020** (-1.601)	-0.022** (-2.490)	-0.023*** (-2.862)
1998年合併ダミーA	0.015 (1.183)		
1998年合併ダミーB		0.024*** (3.373)	0.023*** (3.348)
自由度修正済みR ²	0.920	0.943	0.945
DW比	1.874	2.442	2.285
自由度	24	24	26

注1 括弧内はt値，*：10%有意，**：5%有意，***：1%有意。

2 変数減少法は、生産指数(製造工業)、石灰石実質国内卸売物価指数、C重油実質国内卸売物価指数、C重油実質輸入物価指数、石炭実質輸入物価指数、大口電力実質国内卸売物価指数、実質現金給与総額指数(窯業・土石)、実質利子率、大日本・不二・アデス共同事業会社ダミー、1986年～1988年ダミー、1990年合併ダミー、1998年合併ダミーA、1998年合併ダミーBを投入し、除去するFの確率を0.1とした。

3 説明変数の数=10、サンプル数36のときのDW比の $d_L=0.87$ 、 $d_U=2.22$ 。

4 分析対象期間の月次データを用いて分析を実施したところ、系列相関の程度が強く働いた。また、3か月おきのデータを用いて分析を行ったところ、依然として系列相関の程度が強く働いた。

5 上記分析結果は、各年の4・10月のデータを使用した分析である。各年の1・7月、2・8月、3・9月、5・11月又は6・12月のデータを用いた分析も実施したところ、おおむね上記分析と同様の結果が得られた。

大日本・不二・アンデス共同事業会社ダミーの係数は、いずれもプラスで有意となっている。この分析結果から、この共同事業会社設置期間中は、解散後の期間と比較して4～5%程度価格が高かったことを示している。ヒアリングによれば、1994年の価格下落は、合併の影響のほかに、共同事業会社の解散による影響もあったとの意見があった。

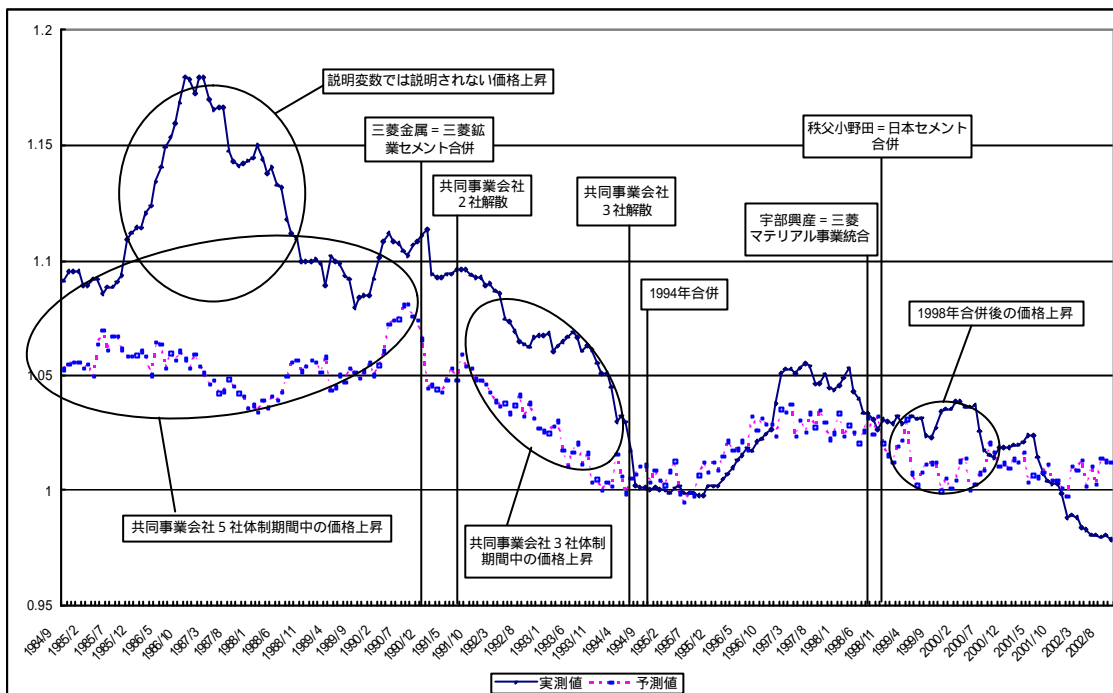
1986～1988年ダミーの係数は、いずれもプラスで有意となっており、この期間の価格上昇がカルテルの影響とすれば、カルテルにより価格が5%程度上昇したが、1988年ころにはカルテルの実効性が薄れたとの見方も可能である。

1990年合併ダミー(三菱金属と三菱鉱業セメントの合併ダミー)の係数をみると、マイナス有意となっている。当該合併は混合合併であり、合併により競争が激化したとも考えられるが、別の見方としては、1991年7月に共同事業会社5社のうち2社が解散しており、その影響が1990年12月から1を取るこのダミーによりとらえられているとも考えられる。

1998年合併ダミーA(秩父小野田と日本セメントの合併及び宇部興産と三菱マテリアルの事業統合ダミー)の係数は、ケース1においてプラスであるが有意となっていない。合併直後の価格が安定していた時期に限定してダミーを挿入した分析(ケース2)では、1998年合併ダミーBの係数はプラスで有意となり、この間価格が2%程度上昇したことを示している。

なお、月次のデータを用いて説明変数の係数を推定し、推定された係数の値を用いてダミー変数に係る事象がなければ実現したであろう価格の予測値(1994年6月から1998年9月までの期間が実測値と同じレベルとなるように算定)と実測値をプロットしたところ、図13のとおりである。共同事業会社が設立されていた期間は実測値が予測値を上方にほぼ平行移動した形で推移している。また、1986・1987年ころは、予測値がほぼ横ばいで推移する中、実測値が大きく上昇し、再び元の水準に戻っている。さらに、1998年に大型合併・提携が行われた直後、実測値が予測値を上回って推移した後、実測値が大きく下落し、予測値を下回って推移している。

図 13：ポルトランドセメント実質国内卸売物価指数の実測値と予測値の推移



- 注 1 ポルトランドセメント実質国内卸売物価指数 = ポルトランドセメント国内卸売物価指数 / 国内卸売物価指数総平均
- 2 合併前の 1997 年初めころから実測値が予測値を上回って推移しているが、これは説明変数では説明されない価格上昇である。
- 3 実測値は、1995 年を 1 とした指数である。

ウ まとめ

表 15 の回帰分析結果より、ポルトランドセメントの価格について、1990 年の三菱金属と三菱鉱業セメントの合併のころを境に、価格はそれ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準を下回って推移していることが分かる。この要因としては、当該合併により競争が激化した可能性、翌年の共同事業会社の解散により競争が激化した可能性が考えられる。市場構造と絡めてみると、この可能性に関連して、図 9・10 のとおり、共同事業会社を 1 つの事業体とみなすと、1990 年から 1991 年にかけて CR3・HHI ともに下落しており、また、市場におけるプレーヤーの数は、共同事業会社を一つのプレーヤーとみなせば、1990 年時点で 5 であったものが 1991 年末では 13 となり、その数が激増している。このような市場構造の変化により、競争が激化したとみるのが自然であろう。

また、1994 年にセメントの共同事業会社が解散するとともに、小野田セメントと秩父セメントの合併及び住友セメントと大阪セメントの合併が行われた後、価格がそれ以前のレベルよりも下落しており、アンケート調査結果からも、この時期にセメント各社間の競争が激化したことがうかがわれる（図 27, 28 等）。この点について、合併による競争激化という要因も考えられるが、共同事業会社の解散による影響が大きいとみる方

が妥当であろう。共同事業会社を1つの事業体とみなして市場集中度を計測すると、図9・10のとおり、1994年において、共同事業会社の解散による集中度下落の効果の方が、2つの合併による集中度上昇の効果よりも大きいため、同年にCR3・HHIともに下落している。また、市場におけるプレーヤーの数は、共同事業会社を一つのプレーヤーとみなせば、1993年時点で13であったものが1994年末では21となり、その数が激増している。このような市場構造の変化が競争状況に影響を与えたと考えられる。

さらに、今回実施した分析の結果によれば、1998年の宇部興産と三菱マテリアルのセメント事業統合及び秩父小野田と日本セメントの合併のころを境に、2年ほどの間、価格は、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準を上回って推移している一方、その後は価格が急落している。取引先に対するアンケート調査結果によれば、当該合併等により競争が減退したとの評価と競争が激化したとの評価が併存しており、合併等の後のどの時期を評価したのかによって意見が分かれているとも考えられる(図28)。今回の分析結果に立てば、合併等の時期を境にその後2年程度は価格が上昇したと評価することも可能と考えられるが、その後価格が急激に下落していることもあり、いずれの見方を取るかについては、更に様々な角度から検討を行う必要があると考えられる。

Schumann, Rogers & Reitzes (1992)は、ハワイに所在するセメントメーカーの合併がハワイにおけるセメント価格に与えた影響について分析を行っている。同分析によれば、ハワイに2社しか存在しなかったセメントメーカーが合併し独占となったが、日本からの(潜在的)輸入圧力によりコンテストナブルな市場が形成され、合併後価格は上昇せず、むしろ価格が下落しているとの結果が得られている¹⁷。

この点について、少なくとも日本では、セメントメーカーやユーザーからのヒアリング等によれば輸入圧力が国内企業の価格支配力を制限するほどに十分に働いているとの見解はみられない。近年、フランスのラファージュやメキシコのセメックスといった世界的に規模の大きい企業は、積極的に東南アジア、特にインドネシア等への進出を図っているが、基本的に現地企業の買収や現地企業への出資といった方法を採用しており、本国から製品を輸出する戦略は採っていない。

¹⁷ この米国の回帰分析の自由度は8と著しく低い。また、説明変数の中に想定される符号と逆の符号で有意となっているものが複数みられるなど、分析の精度の面で問題がある。

4 - 4 段ボール

(1) 分析の対象

段ボール原紙等の板紙関連メーカー間で、1990年代後半から以下の合併等が行われており、本論文では、これらの合併等を対象に分析を行う。

- ・ 日本紙業と十條板紙の合併(1997年10月)
- ・ レンゴーとセッツの合併(1999年4月)
- ・ 高崎製紙と三興製紙の合併(1999年10月)
- ・ 王子製紙、高崎三興、中央板紙、北陽製紙の販売部門統合(2001年7月)

段ボールの製造工程は、古紙やパルプを原料としてライナーや中しん原紙などの段ボール原紙が製造され、それを材料として段ボールシートが製造され、段ボールシートを組み立てることにより段ボール箱が製造される。

ここでは、段ボール原紙としてライナー及び中しん原紙を、また、その川下製品として、段ボールシート及び段ボール箱を分析対象とする。段ボール原紙については、上記4つの合併・統合の影響を、段ボールシート・箱については、合併当事者双方が製造していたレンゴーとセッツの合併の影響を分析する。

(2) 市場構造等の変化

ア CR3及びHHIの変化

段ボール原紙について、各合併等によるCR3及びHHIの変化の状況(生産ベース)についてみると、表16のとおりである。

表16：外装用ライナー及び中しん原紙のCR3・HHIの変化(生産ベース)

	外装用ライナー		中しん原紙	
	CR3	HHI	CR3	HHI
1996年	32.3%	614	34.0%	661
1997年	32.6%	668	35.5%	730
1998年	32.2%	684	35.4%	729
1999年	38.4%	811	43.8%	1011

注1 上表のHHIは上位10位までのシェアから算定したため、実際のHHIは上記の数値よりも若干高くなる。

2 外装用ライナーのCR3については、各社ごとに「外装用ライナー(クラフト)」と「外装用ライナー(ジュート)」の数値を足し上げて算出した。

出所：矢野経済研究所「日本マーケットシェア事典」より作成

1997年の合併について、外装用ライナーと中しん原紙のCR3は、合併前後で多少の増加がみられるものの、ほぼ横ばいである。また、HHIは、外装用ライナー及び中しん原紙ともに50以上上昇している。

1999年の合併について、外装用ライナー及び中しん原紙のCR3は合併後5%以上上昇している。また、HHIについても、外装用ライナーは100以上、中しん原紙は

300 弱上昇している。

いずれについても、1997 年の合併による上昇幅より 1999 年の合併による上昇幅の方が大きく、1999 年の合併により市場の集中度が高まったことが分かる。

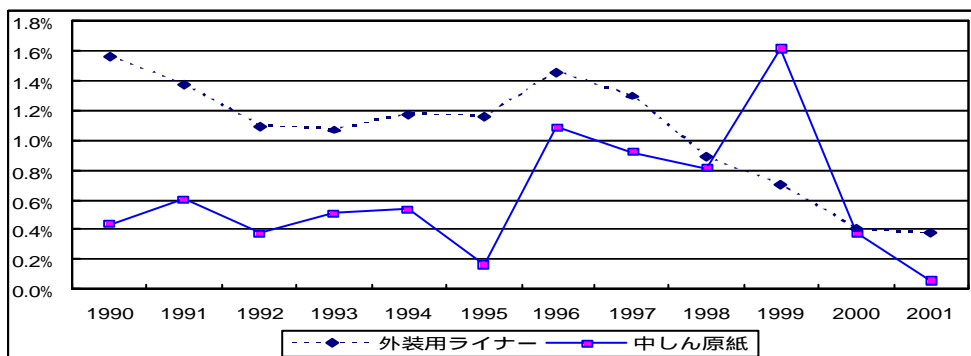
また、段ボールシートについて 1998 年のレンゴーとセッツの生産シェアを算出すると、それぞれ 13.5%と 2.1%である。他をすべて一定であると仮定して、レンゴーとセッツの 1998 年のシェアを足し上げる形で 1999 年の合併後のシェアを算出すると、15.6%となる。

段ボール箱について、1998 年のレンゴーとセッツの生産シェアを算出すると、16.9%と 1.3%である。他をすべて一定であると仮定して、1998 年のレンゴーとセッツのシェアを足し上げる形で 1999 年の合併後のシェアを算出すると、18.2%となる¹⁸。

イ 輸入比率の推移

外装用ライナー及び中しん原紙の輸入比率の推移をみると、図 14 のとおりである。両品目ともに、輸入比率は 1%前後と少ない。外装用ライナーについては、1996 年から減少傾向にある。また、中しん原紙については、1999 年に一時的に上昇しているが、その後下落している。

図 14：外装用ライナー及び中しん原紙の輸入推移



注 輸入比率 = 輸入量 / (国内生産量 + 輸入量 - 輸出量)

出所：通商産業大臣官房調査統計部（経済産業省経済産業政策局調査統計部）編「紙・パルプ統計年報」より作成

また、段ボールシート及び段ボール箱については、輸送コストの関係から、輸入はほとんど行われていない。

¹⁸ レンゴーとセッツの段ボールシート及び段ボール箱の生産シェアについては、有価証券報告書及び通商産業大臣官房統計部（経済産業省経済産業政策局調査統計部）編「紙・パルプ統計年報」より算出した。また、段ボール箱の全生産量については、「紙・パルプ統計年報」における段ボールシートの「消費数量（次工程投入）」の値を近似値として使用しているが、裁断等の関係で投入された段ボールシートがすべて段ボール箱になるわけではないので、実際の段ボール箱の生産量より若干過大となっている。

(3) データ及び分析結果

(3 1) 段ボール原紙

ア 回帰分析のためのデータ

被説明変数は、分析対象製品であるライナー及び中しん原紙それぞれの実質国内卸売物価指数（各製品の国内卸売物価指数を国内卸売物価指数総平均でデフレートしたもの）とする。

今回の分析では、1990年1月から2002年9月までのデータを使用して分析を行う。

分析対象製品の価格に影響を与えると考えられる需要側要因及びコスト側要因を示すデータを列挙すると、表17のとおりである。

表17：段ボール原紙の価格分析に用いる説明変数

	データ	備考
需要側の要因	生産指数(製造工業)	・日本経済全体の生産動向 ・季節変動を調整
コスト要因	か性ソーダ実質国内卸売物価指数	・ライナーの原料の一つであるクラフトパルプを生産する際に必要な薬品 ・国内卸売物価指数総平均でデフレート
	C重油実質輸入物価指数	・ライナー・中しん原紙生産のための主要熱源 ・国内卸売物価指数総平均でデフレート ・については、季節変動を調整
	B・C重油実質投入内訳小分類指数	
	石炭実質輸入物価指数	
	一般炭・亜炭・無煙炭実質投入内訳小分類指数	
	大口電力実質国内卸売物価指数	
	木材チップ実質投入内訳小分類指数	・ライナーの原料の一つであるクラフトパルプの主原料 ・国内卸売物価指数総平均でデフレート
	パルプ実質投入内訳小分類指数	・ライナーの原料 ・国内卸売物価指数総平均でデフレート
	古紙実質国内卸売物価指数	・ライナー・中しん原紙の主要原料 ・国内卸売物価指数総平均でデフレート
	実質現金給与総額指数(パルプ紙)	・国内卸売物価指数総平均でデフレート ・季節変動を調整
実質利子率	・1+「長期プライムレート」-「国内卸売物価指数総平均対前年同月上昇率」	
ダミー	1997年合併ダミー (日本紙業=十條板紙合併)	1997年10月以降1を取るダミー
	1999年合併ダミー (レンゴー=セッツ合併,高崎製紙=三興製紙合併)	1999年4月以降1を取るダミー
	2001年統合ダミー (王子系板紙4社販売部門統合)	2001年7月以降1を取るダミー

注 の合併ダミーは、2つの合併のそれぞれの効果を見るためには、レンゴー=セッツの合併(1999年4月)以降1を取るダミーと、高崎製紙=三興製紙の合併(1999年10月)以降1を取るダミーの2つのダミーを投入すべきであるが、2つの合併が6か月しか離れていないため、両ダミーが多重共線性を有し、それぞれの係数が正確に特定できないという問題から、1999年4月以降1を取るダミーのみ挿入した。

イ 回帰分析結果

まず、ライナーについて、1990年1月から2002年7月までの3か月おきのデータを使用して、ノーマルな最小二乗法により分析したところ、結果は表18のとおりである（サンプル数51）。

表18：ライナーの価格分析結果

	ケース1	ケース2	変数除去法	変数減少法
定数項	-2.044*** (-2.769)	-2.165*** (-3.051)	-3.092*** (-4.973)	-4.132*** (-7.910)
生産指数（製造工業）	0.166 (1.263)	0.224* (1.888)	0.307*** (3.318)	0.423*** (4.820)
か性ソーダ実質国内卸売物価指数	0.253* (1.801)	0.413*** (2.768)	0.226** (2.301)	0.195* (1.868)
C重油実質輸入物価指数		0.064** (2.557)		
B・C重油実質投入内訳小分類指数	0.097** (2.408)			
石炭実質輸入物価指数	-0.213** (-2.166)	-0.146* (-1.726)		
大口電力実質国内卸売物価指数	-0.053 (-0.176)	-0.088 (-0.296)		
木材チップ実質投入内訳小分類指数	0.419** (2.158)	0.236 (1.394)		
古紙実質国内卸売物価指数	0.196*** (3.403)	0.168*** (2.890)	0.231*** (7.043)	0.201*** (6.094)
実質現金給与総額指数（パルプ紙）	0.159** (2.183)	0.142* (1.964)	0.209*** (3.621)	0.266*** (4.623)
実質利子率	-0.607 (-1.525)	-0.753* (-1.957)	-0.854*** (-2.710)	
1997年合併ダミー	-0.010 (-0.533)	-0.008 (-0.419)		
1999年合併ダミー	0.060*** (2.957)	0.055*** (2.695)	0.055*** (4.157)	0.059*** (4.272)
2001年統合ダミー	0.007 (0.240)	-0.014 (-0.498)		
自由度修正済みR ²	0.773	0.777	0.757	0.723
DW比	1.811	2.100	1.797	1.737
自由度	38	38	44	45

注1 括弧内はt値，*：10%有意，**：5%有意，***：1%有意。

2 変数減少法は、生産指数（製造工業）、か性ソーダ実質国内卸売物価指数、B・C重油実質投入内訳小分類指数、一般炭・亜炭・無煙炭実質投入内訳小分類指数、大口電力実質国内卸売物価指数、パルプ実質投入内訳小分類指数、古紙実質国内卸売物価指数、実質現金給与総額指数（パルプ紙）、実質利子率、1997年合併ダミー、1999年合併ダミー、2001年統合ダミーを投入し、除去するFの確率を0.1とした。

3 変数減少法は、変数減少法でマイナス有意であった実質利子率を除いて投入し、除去するFの確率を0.1とした。

4 説明変数の数=10，サンプル数50のときのDW比の $d_L=1.11$ ， $d_U=2.04$ 。

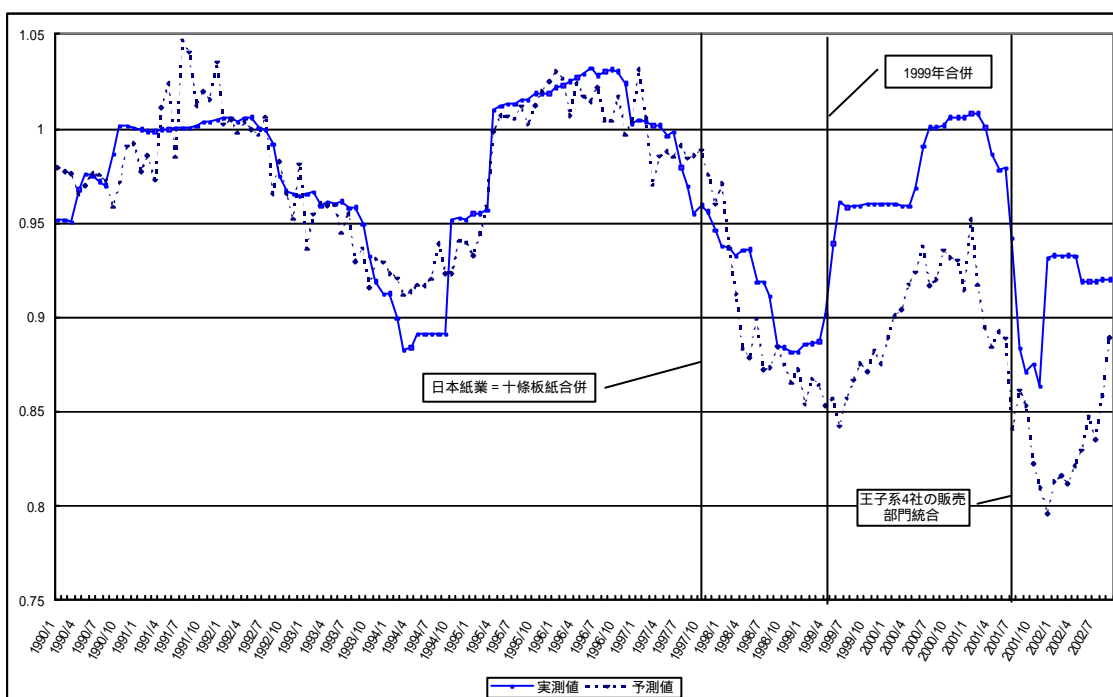
5 分析対象期間の月次データを用いて分析を実施したところ、系列相関の程度が強く働いた。

6 上記分析結果は、各年の1・4・7・10月のデータを使用した分析である。各年の2・5・8・11月又は3・6・9・12月のデータを用いた分析も実施したところ、DW比が悪化する事例等もみられたが、おおむね上記分析と同様の結果が得られた。

ケース1及びケース2の結果をみると、1997年合併ダミー及び2001年統合ダミーの係数の有意水準は低く、また、変数減少法では選択されないため、当該合併・統合の時期を境にライナーの価格は有意に変化していないとの結果となっている。他方、1999年の2つの合併については、合併の時期を境に価格が有意に6%程度上昇したとの結果となっている。上表に示したほかに、説明変数の原材料ごとに国内卸売物価指数や輸入物価指数の組合せを変更して分析しても同様の結果が得られた。

なお、1997年の合併前までの月次データを用いて説明変数(上記変数減少法で使用した変数)の係数を推定し、推定された係数の値を用いて計算したライナーの価格の予測値と実測値をプロットしたところ、図15のとおりである。1999年の合併の1年ほど前から価格は、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準よりも高いレベルで推移していることが分かる。

図15：ライナー実質国内卸売物価指数 実測値と予測値の推移



注1 ライナー実質国内卸売物価指数 = ライナー国内卸売物価指数 / 国内卸売物価指数総平均
 2 実測値は、1995年を1とした指数である。

次に、中しん原紙について、1990年1月から2002年7月までの3か月おきのデータを使用して、ノーマルな最小二乗法により分析したところ、結果は表19のとおりである（サンプル数51）。

表19：中しん原紙の価格分析結果

	ケース1	ケース2	変数除去法	変数減少法
定数項	-5.274*** (-4.546)	-5.072*** (-4.504)	-5.361*** (-4.970)	-6.712*** (-7.467)
生産指数(製造工業)	0.577** (2.574)	0.517** (2.559)	0.800*** (3.595)	0.720*** (5.134)
C重油実質輸入物価指数		0.036 (0.904)		
B・C重油実質投入内訳小分類指数	0.004 (0.065)			
石炭実質輸入物価指数	-0.002 (-0.031)	-0.030 (-0.510)		
電力実質国内卸売物価指数	-0.612 (-1.357)	-0.673 (-1.521)		
古紙実質国内卸売物価指数	0.358*** (4.439)	0.361*** (4.538)	0.423*** (8.049)	0.380*** (7.562)
実質現金給与総額指数(パルプ紙)	0.324*** (3.012)	0.333*** (3.203)	0.342*** (3.579)	0.411*** (4.424)
実質利率	-1.390** (-2.256)	-1.371** (-2.245)	-1.084** (-2.103)	
1997年合併ダミー	-0.035 (-1.162)	-0.031 (-1.016)		
1999年合併ダミー	0.091** (3.016)	0.086*** (3.150)	0.103*** (5.152)	0.107*** (5.175)
2001年統合ダミー	0.128*** (4.080)	0.126*** (4.317)	0.126*** (5.504)	0.127*** (5.331)
自由度修正済みR ²	0.720	0.726	0.727	0.707
DW比	1.891	1.964	1.710	1.677
自由度	40	40	44	45

注1 括弧内はt値，*：10%有意，**：5%有意，***：1%有意。

2 変数減少法は、生産指数（製造工業）、B・C重油実質投入内訳小分類指数、一般炭・亜炭・無煙炭実質投入内訳小分類指数、大口電力実質国内卸売物価指数、古紙実質国内卸売物価指数、実質現金給与総額指数（パルプ紙）、実質利率、1997年合併ダミー、1999年合併ダミー、2001年統合ダミーを投入し、除去するFの確率を0.1とした。

3 変数減少法は、変数減少法でマイナス有意であった実質利率を除いて投入し、除去するFの確率を0.1とした。

4 説明変数の数=10、サンプル数50のときのDW比の $d_L=1.11$ 、 $d_U=2.04$ 。

5 分析対象期間の月次データを用いて分析を実施したところ、系列相関の程度が強く働いた。

6 上記分析結果は、各年の1・4・7・10月のデータを使用した分析である。各年の2・5・8・11月又は3・6・9・12月のデータを用いた分析も実施したところ、DW比が悪化する事例等もみられたが、おおむね上記分析と同様の結果が得られた。

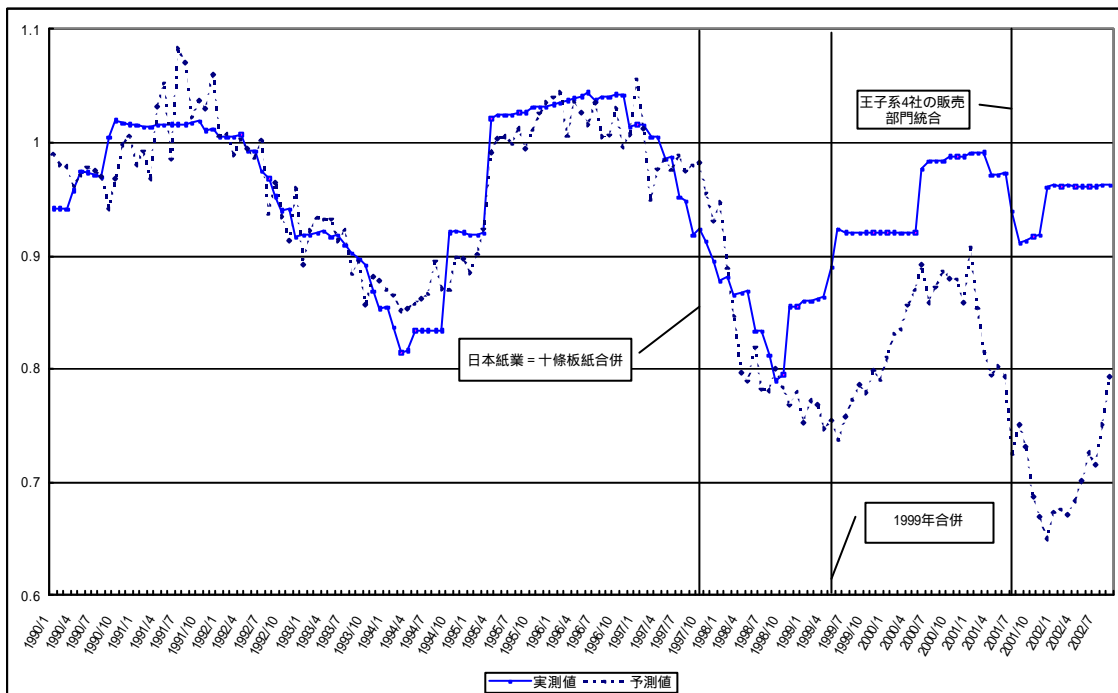
ケース1及びケース2の結果をみると、1997年合併ダミーの係数の有意水準は低く、また、変数減少法では選択されないため、当該合併の時期を境に中しん原紙の価格は有

意に変化していないとの結果となっている。他方、1999年合併ダミーについては、この時期を境に価格が、それ以前の状況が継続していれば実現したであろう水準よりも有意に10%程度上昇した結果となっている。また、2001年統合ダミーについても、この時期を境に価格が、それ以前の状況が継続していれば実現したであろう水準よりも有意に12%以上上昇した結果となっている。

上表に示したほかに、説明変数の原材料ごとに国内卸売物価指数や輸入物価指数の組合せを変更して分析しても同様の結果が得られた。

なお、1997年の合併前までの月次データを用いて説明変数(上記変数減少法で使った変数)の係数を推定し、推定された係数の値を用いて計算した中しん原紙の価格の予測値と実測値をプロットしたところ、図16のとおりである。1999年の合併の1年ほど前から価格は、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準よりも高いレベルで推移していることが分かる。

図16：中しん原紙実質国内卸売物価指数 実測値と予測値の推移



- 注1 中しん原紙実質国内卸売物価指数 = 中しん原紙国内卸売物価指数 / 国内卸売物価指数総平均
 2 実測値は、1995年を1とした指数である。

ウ まとめ

段ボール原紙について、今回実施した分析の結果を前提にみれば、ライナー及び中しん原紙ともに、1999年のレンゴーとセットの合併及び高崎製紙と三興製紙の合併のころを境に、価格が、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準よりも高い

水準で推移している。他方、1997年の日本紙業=十條板紙の合併の前後では、価格に対する影響は特にみられない。アンケート調査結果によれば、合併当事者とライバル企業の回答として、1997年の合併、1999年の2合併ともに競争制限的行動を指摘する回答がみられたが（図27）、特に取引先の回答で、1997年の合併と比較して、1999年の2合併の方が競争に与えた影響が大きいとの傾向がみられた（図28）。

また、図15・16をみると、1999年の合併の1年ほど前の時点から既に、実測値と予測値は乖離し始めている。これは、当該合併が合意された時点において既に合併当事者同士は一つの事業体のように利害を調整し、また、競争事業者も当該合併の事実を知った時点で市場の安定化に向けたマインドを形成しており、合併の効果が合併前に既に生じているという事実を表しているとの見方も可能である¹⁹。

公正取引委員会が実施したヒアリングによれば、1999年の2つの合併のうち、高崎製紙と三興製紙の合併の影響はほとんどなく、レンゴーとセッツの合併の影響が大きかったとするものが多かった。

なお、中しん原紙に係る回帰分析によれば、2001年の王子系4社の販売部門統合の時期を境に価格が、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準よりも上昇している傾向がみられた。

段ボール原紙市場の市場構造の特徴としては、個社ごとの集中度はそれほど高くはないが各企業が資本関係等によりグループに属していること、輸入圧力や新規参入圧力はほとんど働いていないことが挙げられる。このような安定した市場構造が、合併後の価格上昇につながっているとの見方も可能である。

¹⁹レンゴー=セッツの合併について初めて報道されたのは1998年2月9日（当事者による正式な公表は1998年5月22日）、高崎製紙=三興製紙の合併について初めて報道されたのは1999年2月11日である。

(3 2) 段ボールシート・段ボール箱

ア 回帰分析のためのデータ

被説明変数は、分析対象製品である段ボールシート及び段ボール箱それぞれの実質国内卸売物価指数(各製品の国内卸売物価指数を国内卸売物価指数総平均でデフレートしたもの)とする。

今回の分析では、1990年1月から2002年9月までのデータを使用して分析を行う。

分析対象製品の価格に影響を与えると考えられる需要側要因及びコスト側要因を示すデータを列挙すると、表20のとおりである。

表20：段ボールシート・段ボール箱の価格分析に用いる説明変数

	データ	備考
需要側の要因	生産指数(製造工業)	・日本経済全体の生産動向 ・季節変動を調整
	実質GDP(季節調整済)	・日本経済全体の生産動向
コスト要因	ライナー実質国内卸売物価指数	・段ボールシートの主原料 ・国内卸売物価指数総平均でデフレート
	中しん原紙実質国内卸売物価指数	
	板紙実質国内卸売物価指数	
	段ボールシート実質国内卸売物価指数	・段ボール箱の主原料 ・国内卸売物価指数総平均でデフレート
	実質現金給与総額指数(パルプ紙)	・国内卸売物価指数総平均でデフレート ・季節変動を調整
	実質利子率	・1+「長期プライムレート」-「国内卸売物価指数総平均対前年同月上昇率」
ダミー	レンゴ-=セツツ合併ダミー	・1999年4月以降1を取るダミー

イ 回帰分析結果

まず、段ボールシートについて、1990年3月から2002年9月までの3か月おきのデータを使用して、ノーマルな最小二乗法及びBeach and MacKinnonの方法により分析したところ、結果は表21のとおりである(サンプル数51)。

表 21：段ボールシートの価格分析結果

	ケース 1 (最小二乗法)	ケース 2 (BM 法)	変数減少法
定数項	-14.495*** (-6.295)	-2.957*** (-3.077)	-15.142*** (-13.219)
生産指数(製造工業)		0.119 (0.920)	
実質 GDP	1.103*** (5.097)		1.155*** (13.217)
中しん原紙実質国内卸売物価指数		0.144 (1.551)	
板紙実質国内卸売物価指数	0.332*** (3.437)		0.356*** (4.068)
実質現金給与総額指数(パルプ紙)	0.004 (0.043)	0.302*** (3.235)	
実質利子率	-0.110 (-0.318)	-0.881** (-1.966)	
レンゴ-=セツツ合併ダミー	0.038*** (3.421)	0.062*** (3.128)	0.037*** (3.870)
(Beach and MacKinnon の方法の場合)		0.608*** (3.218)	
自由度修正済み R ²	0.894	0.873	0.904
DW 比	1.407	1.448	1.371
自由度	45	44	47

注 1 括弧内は t 値, *: 10% 有意, **: 5% 有意, ***: 1% 有意。

2 変数減少法は、生産指数(製造工業)、実質 GDP、ライナー実質国内卸売物価指数、中しん原紙実質国内卸売物価指数、板紙実質国内卸売物価指数、実質現金給与総額指数(パルプ紙)、実質利子率、レンゴ-=セツツ合併ダミーを挿入し、除去する F の確率を 0.1 とした。

3 説明変数の数=5、サンプル数 50 のときの DW 比の $d_L=1.34$ 、 $d_U=1.77$ 。

4 分析対象期間の月次データを用いて分析を実施したところ、系列相関が強く働いた。

5 上記分析結果は、各年の 3・6・9・12 月のデータを使用した分析である。各年の 1・4・7・10 月又は 2・5・8・11 月のデータを用いた分析も実施したところ、DW 比が悪化する事例等もみられたが、おおむね上記分析と同様の結果が得られた。

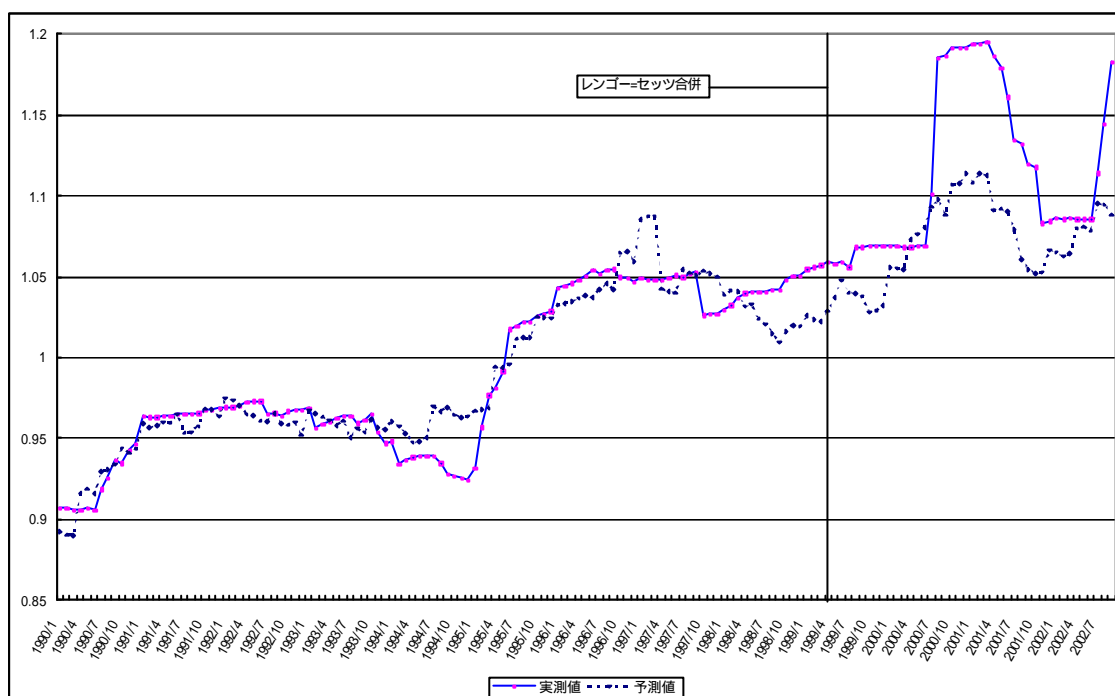
表 21 の分析では、段ボールシートの直接の材料である段ボール原紙を説明変数として回帰分析を行った。DW 比は 1.4 前後とそれほど高くはないものの、レンゴ-=セツツ合併ダミーはプラスに有意であり、当該合併の時期を境に価格が 4 ~ 6 % 程度上昇したとの結果となっている。

また、ここでは結果を省略しているが、段ボールシートの直接の材料である段ボール原紙の原燃料(古紙、パルプ、石炭、重油、電力等)を説明変数として回帰分析を行ったところ、全体的に当てはまりの良い分析結果は得られなかった。段ボール原紙の原燃料が段ボールシートの価格に影響を与えるまでに一定のタイムラグがあることが影響しているとも考えられる。

なお、合併前までの月次データを用いて説明変数(上記ケース 1 で使用した変数)の係数を推定し、推定された係数の値を用いて計算した段ボールシートの価格の予測値と実測値をプロットしたところ、図 17 のとおりである。1999 年 4 月に合併が行われる前の

1998 年ころから価格は、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準を上回る水準で推移し、特に 2000 年後半から一時的に大幅に上昇したことが分かる。

図 17：段ボールシート実質国内卸売物価指数 実測値と予測値の推移



注 1 段ボールシート実質国内卸売物価指数 = 段ボールシート国内卸売物価指数 / 国内卸売物価指数総平均
 2 実測値は、1995 年を 1 とした指数である。

次に、段ボール箱について、1990 年 2 月から 2002 年 8 月までの 3 か月おきのデータを使用して、ノーマルな最小二乗法及び Beach and MacKinnon の方法により分析したところ、結果は表 22 のとおりである（サンプル数 51）。

表 22：段ボール箱の価格分析結果

	ケース 1 (最小二乗法)	ケース 2 (BM 法)	変数減少法
定数項	-4.613*** (-2.707)	-0.767** (-1.972)	-2.333*** (-8.886)
生産指数(製造工業)		-0.139*** (-2.886)	
実質 GDP	0.207 (1.354)		
段ボールシート国内卸売物価指数	0.317*** (4.364)	0.435*** (8.960)	0.393*** (8.420)
実質現金給与総額指数(パルプ紙)	0.230*** (4.548)	0.173*** (5.024)	0.283*** (8.919)
実質利子率	0.602*** (3.568)	0.124 (0.703)	0.569*** (3.376)
レンゴー=セッツ合併ダミー	0.024*** (4.370)	0.015** (2.401)	0.025*** (4.470)
(Beach and MacKinnon の方法の場合)		0.489*** (2.698)	
自由度修正済み R ²	0.948	0.968	0.947
DW 比	1.010	1.965	1.073
自由度	45	44	46

注 1 括弧内は t 値，*：10%有意，**：5%有意，***：1%有意。

2 変数減少法は，実質 GDP（季節調整済），段ボールシート実質国内卸売物価指数，実質現金給与総額指数（パルプ紙），実質利子率，レンゴー=セッツ合併ダミーを挿入し，除去する F の確率を 0.1 とした。

3 説明変数の数=5，サンプル数 50 のときの DW 比の $d_L=1.34$ ， $d_U=1.77$ 。

4 分析対象期間の月次データを用いて分析を実施したところ，系列相関が強く働いた。

5 上記分析結果は，各年の 2・5・8・11 月のデータを使用した分析である。各年の 1・4・7・10 月又は 3・6・9・12 月のデータを用いた分析も実施したところ，DW 比が悪化する事例等もみられたが，おおむね上記分析と同様の結果が得られた。

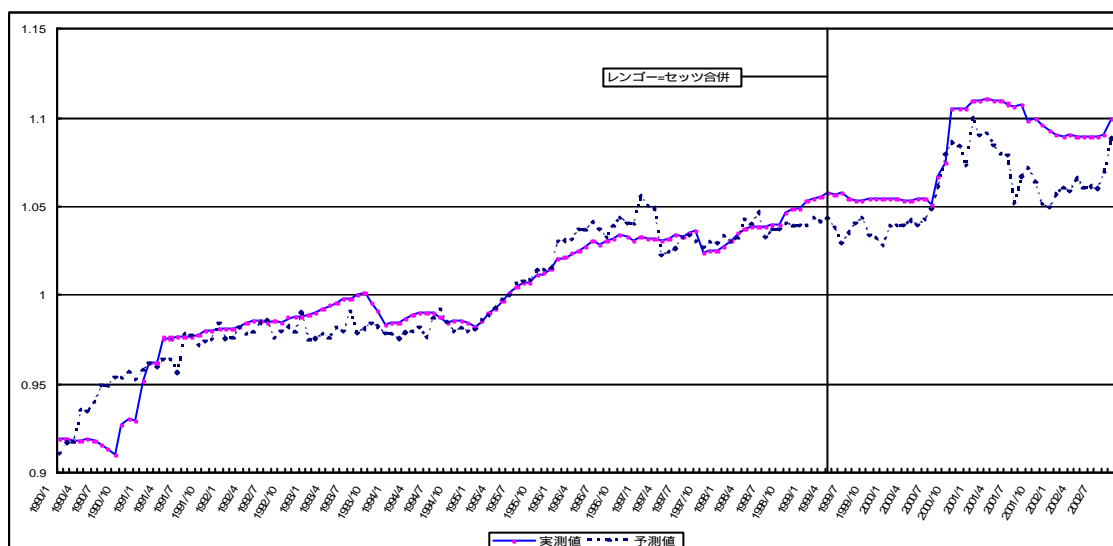
表 22 の分析では，段ボール箱の直接の材料である段ボールシートを説明変数として回帰分析を行った。ケース 1 及び変数減少法では DW 比は 1 前後と小さく，系列相関が生じているとの結果となっている。ケース 2 については，DW 比は 2 に近い値となっているが，需要要因（生産指数〔製造工業〕）の係数がマイナスに有意となっている。これらの問題点はあるものの，レンゴー=セッツの合併ダミーの係数をみると，プラスに有意であり，当該合併の時期を境に段ボール箱の価格が 2 % 程度上昇したとの結果となっている。

また，ここでは結果を省略しているが，段ボール箱の直接の材料である段ボールシートの材料である段ボール原紙や，段ボール原紙製造のための原燃料（古紙，パルプ，石炭，重油，電力等）を説明変数として回帰分析を行ったところ，全体的に当てはまりの良い分析結果は得られなかった。これら説明変数として選定した原燃料の価格が段ボール箱の価格に影響を与えるまでに一定のタイムラグあることが影響しているとも考えられる。

なお，合併前までの月次データを用いて説明変数（上記ケース 1 で使用した変数）の係

数を推定し、推定された係数の値を用いて計算した段ボール箱の価格の予測値と実測値をプロットしたところ、図 18 のとおりである。それほど顕著ではないが、1999 年 4 月に合併が行われる前の 1998 年半ばころから価格は、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準を上回る水準で推移していることが分かる。

図 18：段ボール箱 実質国内卸売物価指数 実測値と予測値の推移



- 注 1 段ボール箱実質国内卸売物価指数 = 段ボール箱国内卸売物価指数 / 国内卸売物価指数総平均
 2 実測値は、1995 年を 1 とした指数である。

ウ まとめ

段ボールシート・段ボール箱に関する以上の分析結果について、計量経済学的な結果の信頼性という観点から、価格への影響について単純に結論を出せるわけではないが、今回の回帰分析の結果を前提にみれば、段ボールシート及び段ボール箱ともに、1999 年のレンゴとセッツの合併の時期を境に、価格が、それ以前の状況が継続すれば実現したであろう水準よりも上昇していることがうかがえる。段ボール箱に関するアンケート調査結果をみても、当該合併により競争が減退したとの回答が多くみられた（図 27，28）。

また、図 17・18 をみると、1999 年 4 月の合併の前の時点から既に、実測値と予測値は乖離し始めている。これは、段ボール原紙と同様、段ボールシートや段ボール箱においても、当該合併が合意された時点において既に合併当事者同士は一つの事業体のように利害を調整し、また、競争事業者も当該合併の事実を知った時点で市場の安定化に向けたマインドを形成しており、合併の効果が合併前に既に生じているという事実を表しているとの見方も可能である²⁰

²⁰ レンゴ = セッツの合併について初めて報道されたのは 1998 年 2 月 9 日（当事者による正式な公表は

なお、段ボールシート・段ボール箱について、輸入圧力がほとんど働いていない点は段ボール原紙市場と同様であるが、参入障壁は比較的安く、市場におけるプレーヤーの数は多い。このため、段ボール原紙市場ほど価格の上昇傾向がはっきりとはみてとれないとも考えられる。

(3) 3) 垂直統合の影響

段ボール原紙・段ボールシート・段ボール箱という垂直的關係にある3つの製品に関する以上の分析結果を総合的にみると、合併等の時期を境に段ボール原紙の価格が上昇し、段ボール原紙を材料として製造される段ボールシートの価格が、段ボール原紙の価格上昇以上に更に上昇し、段ボールシートを材料として製造される段ボール箱の価格も、段ボールシートの価格上昇を上回って上昇しているという、いわばトリプルマージナライゼーションとでも呼ぶべき現象もみられた。

ヒアリングによれば、1999年の2つの合併について、高崎製紙と三興製紙の合併の影響はほとんどなく、レンゴーとセッツの合併の影響が大きかったとするものが多かった。特に、段ボールシート・段ボール箱の製造分野で力を有していたレンゴーが、セッツと合併することにより段ボール原紙製造分野でも一定のシェアを獲得し、垂直的な統合を達成し、段ボール製造一貫メーカーとしての立場を確立したことの影響が大きかったとの意見もみられた。

Schumann, Rogers & Reitzes (1992, 1997)は、Weyerhaeuser社によるMenasha社のアメリカ西海岸の段ボール原紙工場・段ボール箱工場の買収が段ボール原紙価格及び段ボール箱価格に与えた影響について分析を行っている。同分析によれば、本買収に当たり裁判所が命じた4年間のhold-separate命令(Weyerhaeuser社によるMenasha社工場の所有は認めるが、価格・数量設定等に係る意思決定への参加を認めないとする命令)中は、垂直統合による効率性の達成が阻害され、同命令の廃止後、特に垂直的効率性が達成されることにより価格が下落したとの結果が得られている。

この点について、今回我々が実施した分析では、レンゴーによる一貫生産体制の整備により各段階で価格が上昇しているとの結果となっている。今回の分析は、分析対象期間が合併後の一定期間に限られているので、垂直統合による効率性の効果が表れていないとの見方も可能ではある²¹。ただし本来、効率性の達成状況について、価格分析の結果から推測することはできても、その結果から実証することはできないものである^{22 23}。

1998年5月22日)、である。

²¹ ただし、競争法による企業結合審査では、効率性は短期のもののみ考慮するとの考え方が一般的である。(米国合併ガイドライン注37など)

²² Schumann, Rogers & Reitzes (1992)においても、hold-separate命令の廃止後に価格が下落していることについて、段ボール業界では垂直統合により効率性が達成されているという他の分析との関係において整合的であると述べているにとどまる。

5 分析結果のまとめ

この論文は、米国におけるNEIOの実証分析手法も参考にしつつ、我が国において過去に比較的大きな企業結合が行われた産業の中から石油製品、炭素製品、セメント及び段ボールの4産業を取り上げ、時系列データを用いて企業結合前後における価格変化に関する実証分析を試みたものである。競争法の運用という観点から、今回の分析結果から得られたインプリケーションについて整理すると、以下のとおりである。なお、これらはあくまで今回の分析結果を基にした評価であり、普遍的に当てはまるものではないことを断っておく。

まず、企業結合が市場価格に与える影響について、石油製品に関する分析から、海外市場から輸入圧力が十分に働いている市場では、コンテストナブルな市場が形成され、企業結合による価格支配力の強化は起こりにくいといえる。逆に、人造黒鉛電極のように、国際カルテルにより人為的に輸入圧力を排除するような場合には、価格支配力が高まることが分かる。また、セメントや段ボールのように、輸送コスト等の問題のため輸入圧力が十分に働かない産業では、企業結合が価格支配力の強化につながる可能性が高いと考えられる。さらに、カーボンブラックのように、競争当局の問題解消措置により、企業結合による価格支配力の形成が抑止されたと推測される事例もあった。なお、人造黒鉛電極や段ボールに関する分析では、企業結合後の価格の予測値と実測値をグラフ化したところ、企業結合が実際に行われる以前の企業結合の事実が初めて報道されたところから実測値が予測値を上回って推移しており、市場の安定化に向けたマインドが企業結合の前の時点で既に形成されていることもうかがえた。

次に、企業結合以外のイベントが市場価格に与える影響について、人造黒鉛電極やセメントに関する分析では、今回用いた手法によりカルテルの影響と考えられる価格上昇が明確にとらえられた。このような手法を更に精緻化することにより、近年ますます困難となってきたカルテルの立証に当たり、経済分析の結果をその傍証として役立てることも検討していく必要があると考えられる。

また、セメントの分析から、共同事業会社のような業務提携が市場価格に与える影響も明らかとなった。業務提携は、競争の制限のみを目的とするカルテルとは異なり、効率性の追求等の何らかの事業目的を達成するために形成されるものであり、その意味で競争法上も肯定的に扱うケースが多い。ただし、少なくとも今回のセメントに関する分析結果をみる限り、共同事業会社の設立により集中度の増加と市場プレーヤーの数の減少がもたらされ、それにより市場支配力が強化されたとの推測が可能である²⁴。

これらの結果は、いずれもゲーム理論等に代表される近年の産業組織論の理論的展開

²³ 企業結合に関する効率性の視点も含めた分析は、本論文に引き続き発表する予定の株価イベント分析に関する論文を参照。

²⁴ セメントに関する共同事業会社は、販売に関する業務提携を含むものである。業務提携に関する欧米の競争法ガイドラインによれば、販売提携は物流提携や研究開発提携等と比較して、競争抑止的に働くおそれ強いとされている。業務提携と競争法の関係については、公正取引委員会(2002-1)を参照のこと。

から導かれる結果と整合的なものである。このように、今回、価格に関する実証分析により競争法の運用に当たっての様々な発見が得られたことから、我が国においても、今後多くの産業について、今回のような実証分析が精力的に実施されることが期待される。

別添 アンケート調査結果

実施時期

2003 年 2 月

アンケート調査対象

表 23：アンケート調査対象企業（合併当事者）

製品分野	合併当事者送付先	合併等
炭素製品	東海カーボン株式会社	東海カーボン = 東洋カーボン
セメント	太平洋セメント株式会社	小野田セメント = 秩父セメント 秩父小野田 = 日本セメント
	住友大阪セメント株式会社	住友セメント = 大阪セメント
	宇部三菱セメント株式会社	宇部興産 = 三菱マテリアル
板紙	レンゴー株式会社	レンゴー = セツ
	王子板紙株式会社	高崎製紙 = 三興製紙
	日本板紙株式会社	十條板紙 = 日本紙業

表 24：アンケート調査対象企業（ライバル企業）

製品分野	品目	ライバル企業送付先	回収率
炭素製品	人造黒鉛電極	人造黒鉛電極主要製造業者 3 社	100.0%
	カーボンブラック	カーボンブラック主要製造業者 4 社	100.0%
セメント	セメント	セメント主要製造業者 16 社	87.5%
板紙	段ボール原紙	板紙主要製造業者 22 社	77.3%
	段ボール箱	段ボール箱主要製造業者 16 社	68.8%
合計		61 社	80.3%

注 合併当事者を除く。

表 25：アンケート調査対象企業（取引先企業）

製品分野	品目	取引先企業送付先	回収率
炭素製品	人造黒鉛電極	電炉メーカーのうち業界団体に属する 34 社	73.5%
	カーボンブラック	タイヤメーカー及び塗料メーカーのうち業界団体に属する 106 社	74.5%
セメント	セメント	全国主要ゼネコン 43 社	71.7%
		都道府県生コンクリート工業組合 46 組合 (ただし、実際の回答は、工業組合の傘下の事業者によるものであり、1つの工業組合から複数の事業者からの回答が得られたケースもあった。)	60 社
板紙	段ボール原紙	段ボール原紙を扱う主要代理店 19 社	73.7%
	段ボール箱	製缶業者、飲料メーカー、洗剤・石鹼メーカーの業界団体から半数の企業を無作為抽出した 79 社	69.6%
合計		281 社 46 組合	

アンケート結果

以下のアンケート結果の図では、～の番号は、以下の合併等を表す。

- ：東海カーボン = 東洋カーボンの合併（人造黒鉛電極）1992年
- ：東海カーボン = 東洋カーボンの合併（カーボンブラック）1992年
- ：小野田セメント = 秩父セメントの合併
- 住友セメント = 大阪セメントの合併（セメント）1994年
- ：宇部興産 = 三菱マテリアルの事業統合
- 秩父小野田 = 日本セメントの合併（セメント）1998年
- ：日本紙業 = 十條板紙の合併（段ボール原紙）1997年
- ：レンゴー = セッツの合併
- 高崎製紙 = 三興製紙の合併（段ボール原紙）1999年
- ：レンゴー = セッツの合併（段ボール箱）1999年

< 合併後の合併企業の価格設定方針の変更状況 >

図 19：合併企業の価格設定方針の変更状況
(ライバル企業の見解)

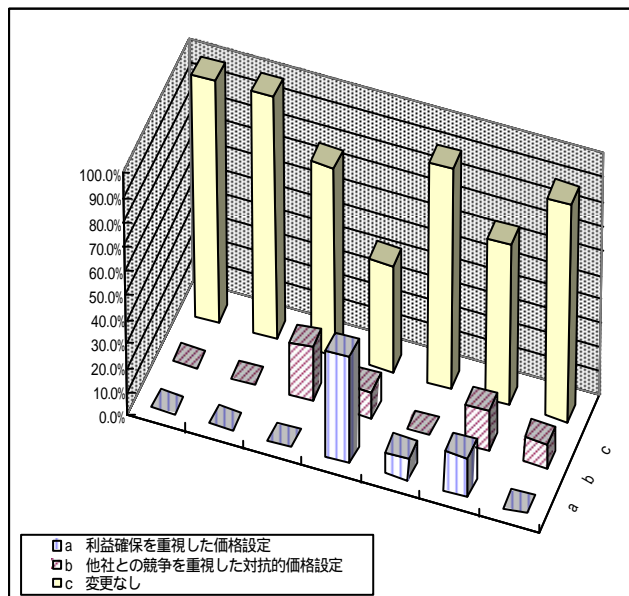
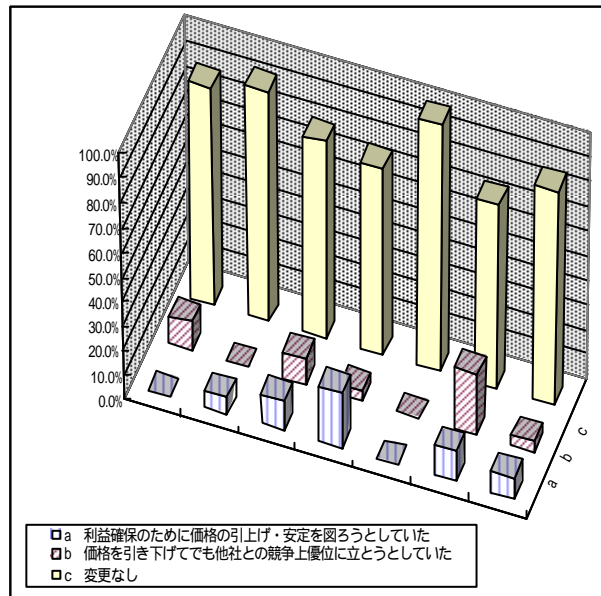


図 20：合併企業の価格設定方針の変更状況
(取引先企業の見解)



注 「その他」と回答したものについては、回答の母数には含めているが、集計の図の中には表示していない。以下の図においても同様である。

< 合併後のライバル企業の価格設定方針の変更状況 >

図 21：ライバル企業の価格設定方針の変更状況
(ライバル企業自身の見解)

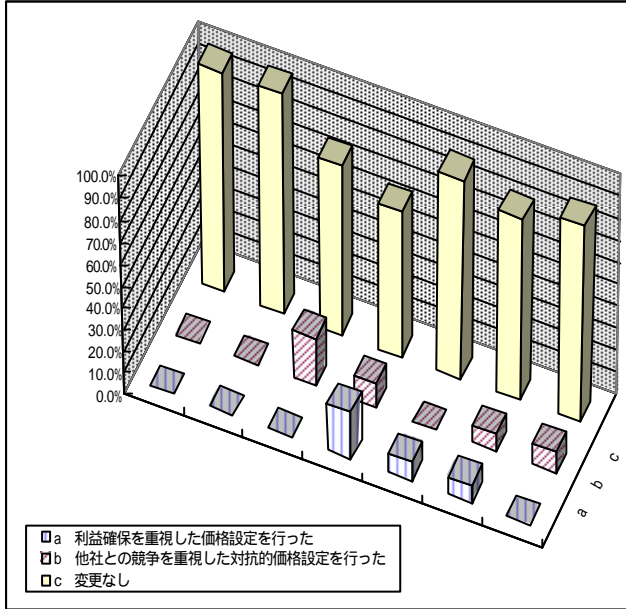
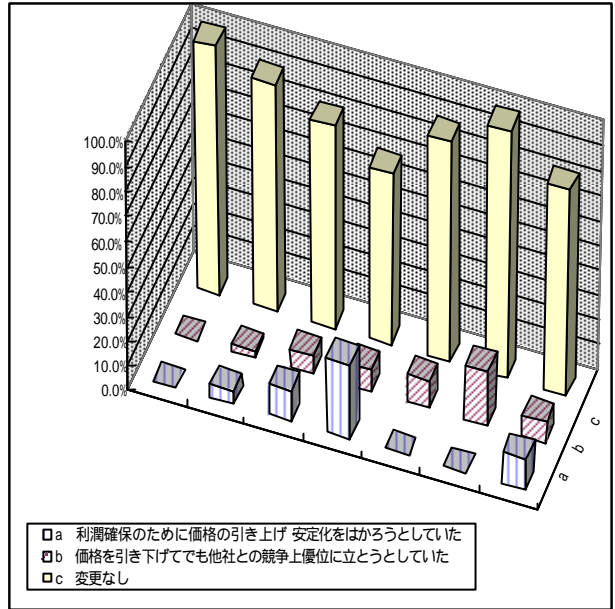


図 22：ライバル企業の価格設定方針の変更状況
(取引先企業の見解)



< 合併後の合併企業及びライバル企業の生産数量設定方針の変更状況 >

図 23：合併企業の数量設定方針の変更状況
(ライバル企業の見解)

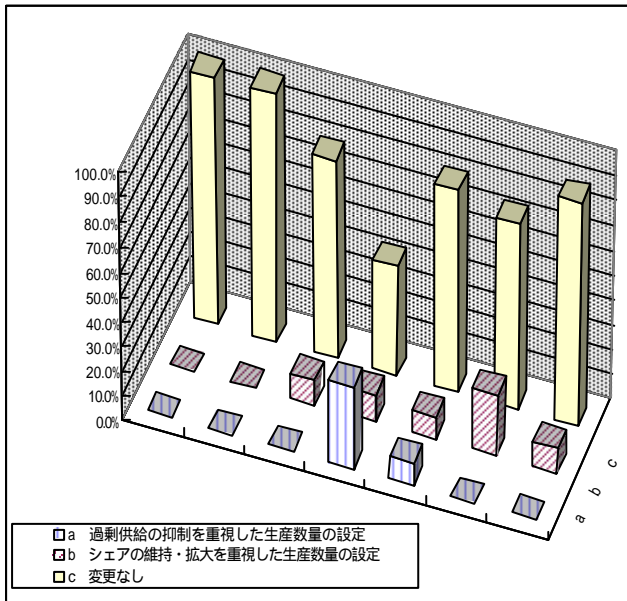
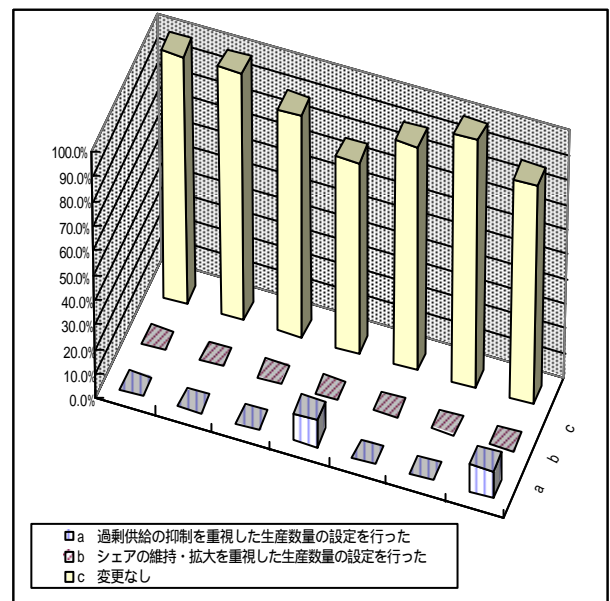


図 24：ライバル企業の数量設定方針の変更状況
(ライバル企業自身の見解)



< 合併による取引先との力関係の変化について >

図 25 : ライバル企業からみた合併のメリット

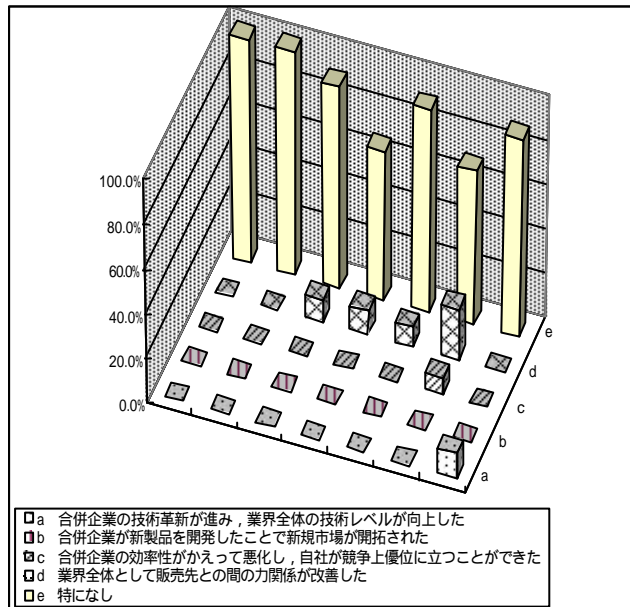
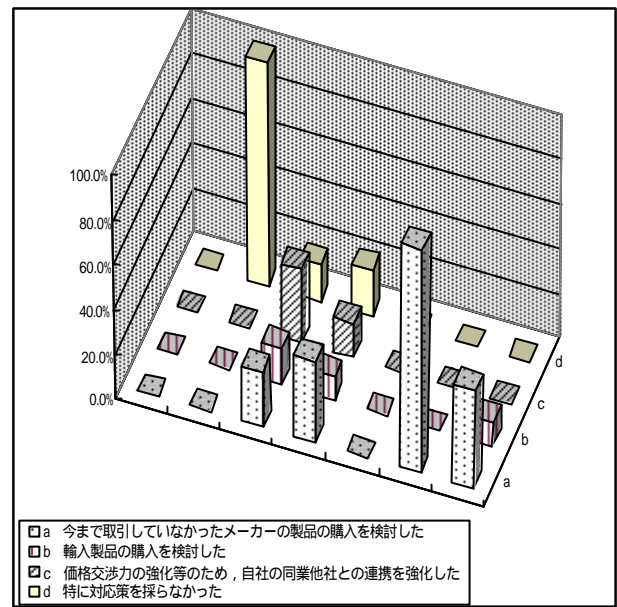


図 26 : 合併・ライバル企業による価格引上げ・安定化を目指した価格設定に対する取引先企業の対応



< 合併後の市況の変化・競争状況の変化 >

図 27：合併企業・ライバル企業からみた合併後の市況の変化

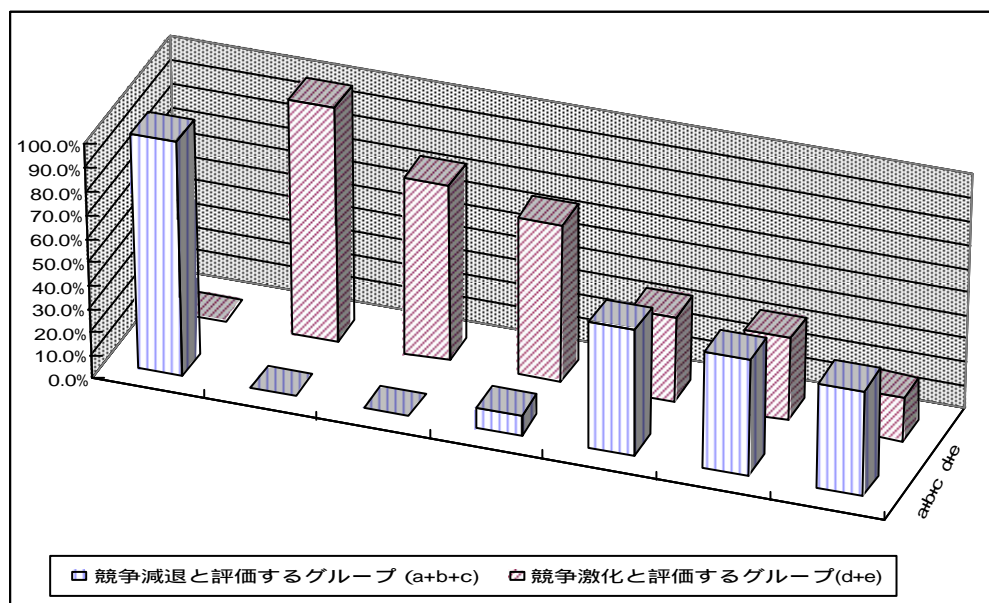
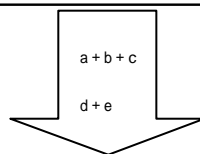
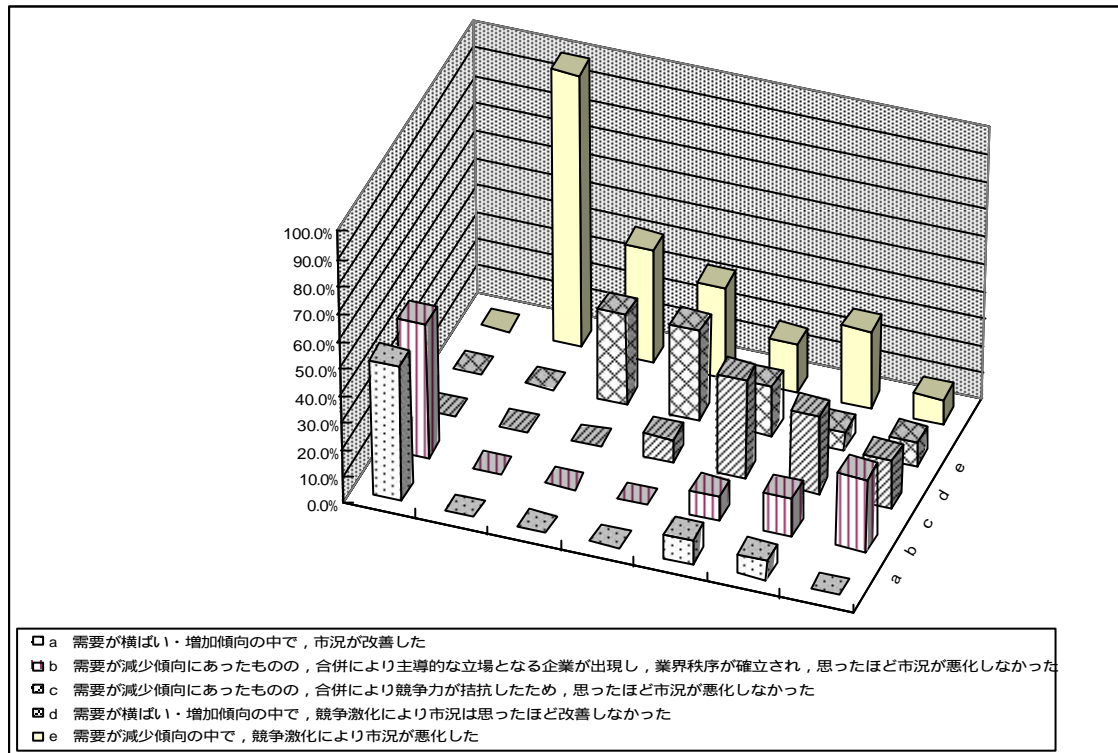
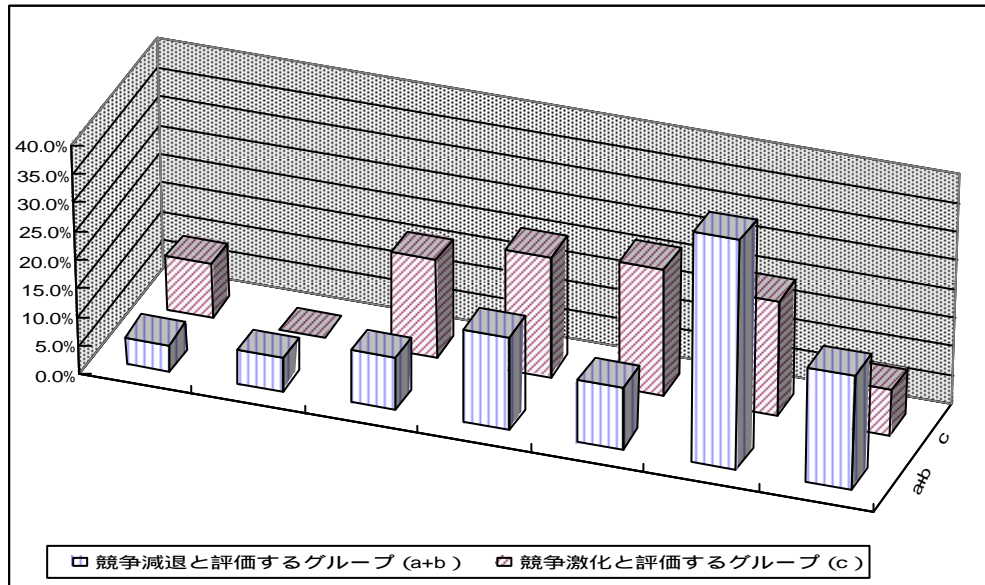
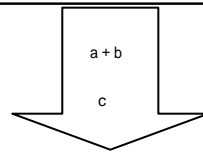
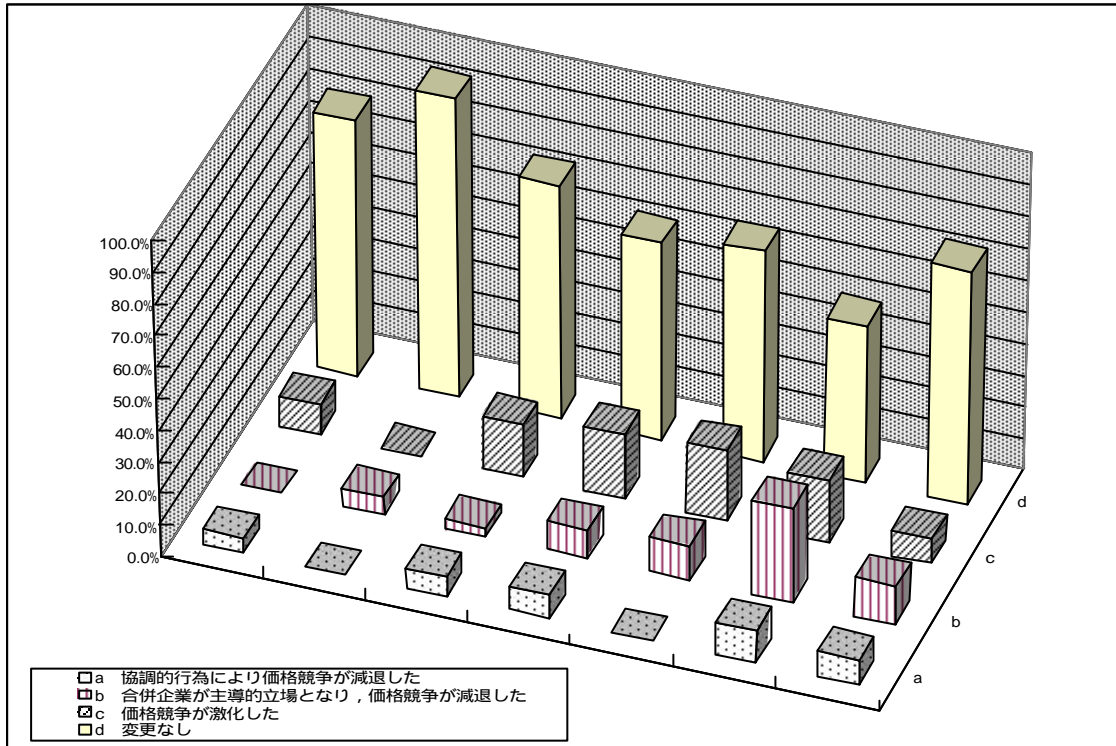


図 28：取引先から見た合併後の合併企業とライバル企業の価格競争の変化



参考文献

- Ashenfelter, O., D. Ashmore, J. B. Baker and S. McKernan (1998), "Identifying the Firm-Specific Cost Pass-Through Rate," FTC Working Paper 217.
- Baker, J. B. (1997), "Contemporary Empirical Merger Analysis," *George Mason University Law Review*, Vol. 5, pp. 347-361.
- Baker, J. B. and T. F. Bresnahan (1985), "The Gains from Merger or Collusion in Product-Differentiated Industries," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 33-4, pp. 427-444.
- Barton, D. M. and R. Sherman (1984), "The Price and Profit Effects of Horizontal Merger: A Case Study," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 33-2, pp. 165-177.
- Beach, C. M. and J. G. MacKinnon (1978), "A Maximum Likelihood Procedure for Regression with Autocorrelated Errors," *Econometrica*, Vol. 46-1, pp. 51-58.
- Greene, W. H. (2000), *Econometric Analysis*, Forth Edition, Upper Saddle River, NJ : Prentice-Hall, Inc.
- Halvorsen, R. and R. Palmquist (1980), "The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations," *American Economic Review*, Vol. 70-3, pp. 474-475.
- Hosken, D., D. O'Brien, D. Scheffman and M. Vita (2002), "Demand System Estimation and its Application to Horizontal Merger Analysis," FTC Working Paper 247.
- Kim, E. H. and V. Singal (1993), "Mergers and Market Power: Evidence from the Airline Industry," *American Economic Review*, Vol. 83-3, pp. 549-569.
- Kreps, D. M. and J. A. Scheinkman (1983), "Quantity Precommitment and Bertrand Competition Yield Cournot Outcomes," *Bell Journal of Economics*, Vol. 14-2, pp. 326-337.
- Maddala, G. S. (1992), *Introduction To Econometrics*, Second Edition, Upper Saddle River, NJ : Prentice-Hall, Inc (和合 肇 訳(1992)『計量経済分析の方法』マグローヒル出版).

Pakes,A., S.Berry and J.A.Levinsohn(1993), “ Applications and Limitations of Some Recent Advance in Empirical Industrial Organization: Price Indexes and the Analysis of Environmental Change,” American Economic Review, Vol.83-2, pp.240-246.

Pepall,L., D.Richards and G.Norman(1999),Industrial Organization: Contemporary Theory and Practice, Mason, OH : South-Western College Publishing.

Perry,M.K. and R.H.Porter(1985), “ Oligopoly and the Incentive for Horizontal Merger,” American Economic Review, Vol.75-1, pp.219-227.

Salant,S.W., S.Switzer and R.J.Reynolds(1983), “ Losses from Horizontal Merger: The Effects of an Exogenous Change in Industry Structure on Cournot-Nash Equilibrium,” Quarterly Journal of Economics, Vol.98-2, pp.185-199.

Schumann,L., R.P.Rogers and J.D.Reitzes(1997), “ In the Matter of Weyerhaeuser Company: The Use of a Hold-Separate Order in a Merger with Horizontal and Vertical Effects,” Journal of Regulatory Economics, Vol.11, pp.271-289.

Schumann, L, R.P.Rogers and J.D.Reitzes(1992), “ Case Studies of the Price Effects of Horizontal Mergers,” FTC Economic Report.

Simpson,J(2001), “ Geographic Markets in Hospital Mergers: A Case Study,” FTC Working Paper 237.

Vita,M.G. and S.Sacher(1999), “ The Competitive Effects of Not-for-Profit Hospital Mergers: A Case Study,” FTC Working Paper 226.

公正取引委員会(2002-1),「業務提携と企業間競争に関する実態調査」公正取引委員会事務総局.

公正取引委員会(2002-2),「グローバル化の進展と市場構造に関する調査」公正取引委員会事務総局.

公正取引委員会(2003),「企業結合の効率性と市場への影響に関する経済分析」,競争政策研究センター報告書.

深町正徳, 牧野舞 (2003), 「企業結合の効率性と市場への影響に関する経済分析 (上)(中)(下)」, 公正取引, VOL 635, pp.43~52, VOL 636, pp.55~63, VOL 637, pp.70~82.