

**Research Unit for Statistical
and Empirical Analysis in Social Sciences (Hi-Stat)**

**軍納油入札談合民事訴訟における
損害額鑑定のための計量経済分析**

キム ソング
リュ グングワン
イ サンスン
イ インクオン

March 2010

軍納油入札談合民事訴訟における
損害額鑑定のための計量経済分析

2004年 8月 10日：原鑑定

2005年 1月 10日：補完鑑定

ソウル大学校経済研究所

企業競争力研究センター

(Center for Corporative Competitiveness)

キム ソング

ソウル大学校社会科学大学経済学部

リュ グングワン

ソウル大学校社会科学大学経済学部

イ サンスン

ソウル大学校社会科学大学経済学部

イ インクオン

韓国経済研究員法経済研究センター

< 研 究 補 助 員 >

パク ソニョン ソウル大学校社会科学大学経済学部

オ ソナ ソウル大学校工科大学地球環境システム工学部

イ ファリョン ソウル大学校社会科学大学経済学部

1. 事件の紹介および研究の概要

1.1 事件の紹介

以下では、本研究陣の鑑定対象である、軍納油入札談合事件と関連した一連の過程を簡略に説明する。1999年11月、国会国政監査で軍用油類に対する高価購買疑惑が提起されるや、監査院が軍納油購買の不適切性について監査に着手した。2000年6月3日に発表された監査院調査結果によると、国防部調達本部は1998年と1999年の2年間にわたり、軍航空油（JP-8, JET-A1）と軽油を希望数量単価制方式（一種の複数価格競売方式。discriminatory price auction）で入札し、精油5社と総額3,940億ウォンにのぼる油類入札契約を締結していた。軍航空油入札時、国防部調達本部は精油5社から該当油種の販売価格等価格資料の提出を受け、そのうちの最小価格を予定価格（以下、‘予価’）算定の根拠に使用した。

監査院によると、このうち航空油は1983年に油価公示対象品目から除外されたあと、精油5社と大韓航空、アジアナ、駐韓米軍が多年間にわたり取引をしてきたため、取引実例価格が形成されており、軽油も1997年1月1日の油価自律化措置以降に、大量消費機関である、鉄道庁、漁協等が従来油価公示制度と異なり、価格競争または示談（随意契約時価格交渉）により購買しており、同様に取引実例価格が形成されていた。したがって、この油種の購買時、国防部調達本部は‘国家を当事者とする契約に関する法律施行令’（以下‘国契令’）第9条第1項および同法（以下、‘国契法’）施行規則第5条第1項と国防部調達本部原価管理規定第20条の規定により、優先的に精油社から大量取引先との販売実例価格を積極的に提出をうけるか、あるいは、調査、確認し、予価の基礎金額を算定しなければならない。しかし、国防部は、精油社に実例取引価格資料の提出を要求したり、直接調査、確認したりはしなかった。そのかわり、精油社が自立的に定めた灯油と軽油の税抜き工場出荷価格（精油社が産業資源部に提出する‘産業資源部申告資料’と同一）資料の提出を受けた。

この資料に基づいて、国防部は航空油の場合、灯油の税抜き工場出荷価格に氷結防止剤等、添加剤価格を追加した価格を、軽油の場合は、軽油精油社が産業

資源部に申告した税抜き工場出荷価格を予価の基礎金額として算出した。その結果、軍航空油の場合、民間航空社対比 1998 年度、1999 年度に 1 リットルあたり平均 92.23 ウォン、総額 859 億ウォン高く購買し、低硫黄軽油の場合、鉄道庁と比較して 1998 年、1999 年において 1 リットルあたり平均 75.69 ウォン、総額 299 億ウォン程度高く購買した。高硫黄軽油は、1999 年漁協との価格対比 1 リットルあたり平均 61.69 ウォン、総額 73 億ウォン程度高く購買していた。結果として、総額 1,231 億ウォンの油類予算が浪費されたということが監査院の指摘の内容である。

このような監査結果に基づいて、監査院は国防部調達本部長に関係者の懲戒および次の二つの措置事項を通報した。一つ目は、油類を高価に購買した金額に対しては、当該精油社から回収するような方策を検討し、あわせて、‘独占規制および公正取引に関する法律’違反有無を調査し、公正取引委員会に申告する等、適切な措置をとること。二つ目は、今後航空油と軽油は油類大量消費業者または機関の取引実例価格や国際油価に連動する方法等で購買し、油類予算を削減することとする方策を追求することである。

これにより、国防部は公正取引委員会に精油 5 社を談合協議で申告し、公正取引委員会は 2000 年 10 月 17 日、精油 5 社が 1998 年、1999 年、2000 年度の国防部軍納油入札で油種別落札予定業者、投札価、投札物量等を事前に談合し、公正取引法に違反したとみなし、総額 1,901 億ウォンの課徴金を賦課した。これは公正取引法施行以来、史上最大の課徴金金額である。¹

国防部は、公正取引委員会の談合判定にもとづき、2001 年 2 月 14 日、精油 5 社を相手に、1,584 億ウォンの損害賠償請求訴訟を提起した。これは、該当期間において、軍納油落札価格がシンガポール現物市場価格である、“MOPS 平均値+付帯費用”よりも高く設定された部分に相当する金額である。すなわち、シンガポール現物市場価格を‘標準市場’ (yardstick market) としてベンチマークし、その価格および付帯費用と比較した国防部入札価格の超過分を、談合により国防部がこうむった損害額と推定し、訴えを起こしたということである。

¹ しかし、2001年2月28日、公正取引委は、精油5社の意義申請に対する再審議において、談合に参加した該当法人および人員に対し、刑事告発措置がとられたこと、および、国防部の損害賠償請求により、精油5社の追加負担が予想されるという理由により、課徴金を削減し、LGとS-Oilには各々総落札金額7,128億ウォンの2.5%である178億2千万ウォンを、SK、現代精油、仁川精油には各々総落札額の4%である285億ウォン、1300万ウォンを賦課した。減額された後にも総課徴金が約1,212億ウォンに達し、わが国公正取引法史上最高の課徴金規模を記録した。

一方、本件訴訟事件の進行初期に、被告は“被告の軍用油類落札および契約履行により、原告が損害をこうむった事実はなく、因果関係は認められず、原告のこの訴えは法理的に不当な内容であり、当然棄却されるべきである。”と主張した。

以降、一部被告はKDIの重回帰分析を利用した計量分析結果、損害額が 302 億余ウォン（原告側主張損害額、1,584 億ウォンの約 19.1%）と主張する報告書²を 2003 年 5 月に法院に提出し、これを根拠に、“少なくとも原告主張額のうちの 80.9% ((=100%-19.1%)は、被告の談合行為と無関係な要因による価格差異に過ぎない”と主張している。

このように、本件談合により、損害額算定と関連して、原告と被告間の意見の差異を埋めることができないことをみて、担当法院であるソウル中央民事地方法院は、第 3 の中立的鑑定機関に損害額鑑定を依頼することとなった。

1.2 鑑定および研究の概要

2003年11月18日、ソウル大学校経済研究所企業競争力研究センター(Center for Corporate Competitiveness, CCC)は、ソウル地方法院から、SK、LGカルテックス、S-Oil、現代精油および仁川精油（以下、‘精油5社’）が1998年、1999年、2000年の3年にわたり、国防部と結んだ軍納油契約と関連して、精油5社の入札談合により国防部がこうむった被害額算定することを公式に委託を受けた。これにもとづき、企業競争力研究センター（以下、‘本鑑定陣’）は、2004年2月から、約6ヶ月間にわたり、十分な鑑定作業を行ってきたが、同年7月28日、“軍納油入札民事訴訟における損害額鑑定のための計量経済分析”という題目の損害額鑑定報告書（以下、‘原鑑定報告書’）をソウル地方法院に提出した。本鑑定人団は原鑑定において、計量経済分析の手法を通じて、1998年、1999年、2000年の軍納油入札談合による損害額を推定した結果、その規模は約1,140億ウォンに上るとした。

本鑑定人団は、本件損害賠償訴訟と関連して、原鑑定報告書に基づいて、2004年9月18日、ソウル中央民事地方法院の法廷で専門家証言（expert witness）を

² 韓国開発研究院 (KDI), “入札談合関連民事訴訟での損害額の算定額選定のための計量経済分析,” 2002年 11月 (以下、‘KDI報告書’ または‘KDI 分析’) pp. 55-57.

行った。当日、被告側精油5社の代理人である弁護士は、国内の他の研究機関である、KDIおよび西江大の研究陣が作成した“原鑑定報告書に対する検討意見書”等³に基づき、法廷証人尋問過程を通じて、原鑑定報告書に使用された878件の資料のうち、総195件（精油社提出資料基準）の資料が同一な資料の重複入力等、深刻な資料処理上の誤りがあり、原鑑定報告書で採択された計量経済分析モデルおよび推定方法に相当な問題点があることを指摘した。本鑑定人団を“弾劾”し、原鑑定報告書を無効化しようとしたのである。

当日法廷において、本鑑定人団は本件鑑定の重要性にかんがみ、被告側弁護人団の指摘のなかで、受け入れるべきことは受け入れ、反駁すべきことは反駁し、必要であれば原鑑定報告書を補完する意思があることを明らかにした。法院は2004年9月18日の法廷証言尋問終了後、被告側検討意見書、法廷証言および陳述書等で指摘された事項を勘案し、補完鑑定を行うことを本鑑定人団に依頼した。本鑑定人団は、可能な限り正確に損害額を算定するために精油社の資料協力および法院の事実照会を通じた資料補完の前提のもとで、原鑑定の補完作業を行うこととし、法院の依頼を受容した。

専門家証言以降、本鑑定人団はただちに補完鑑定作業に着手し、ここ4ヶ月半にわたり、正確な資料の確保のために約5千頁にわたる‘契約原資料’を精油社から入手し、直接検討した結果、精油社側が原鑑定報告書作成段階で提出した資料にさまざまな問題があることを確認した。さらに、2004年10月29日に行った、精油社および国防部関係者との‘追加説明会’を通じ、国内油類購買契約実態を、より詳細に把握するための努力を行った。特に、契約原資料の不足により、資料の正確性の確保が難しかった漁協および韓電の場合、法院の事実照会手続きを通じ、鑑定人団の一員が直接訪問し、関連資料を入手し、担当者の質疑を通じ、資料の正確性を最大限確保するための努力をした。

本鑑定人団は、専門家証言以前の原鑑定に約6ヶ月、証言以降の補完鑑定に約4ヶ月半等、総10ヶ月半程度の期間を鑑定作業に投入した。本鑑定人団は原鑑定および補完鑑定の全鑑定段階にわたり、独立的、中立的な立場から科学的で合理的な方式で損害額を算定することの最善を尽くした。本鑑定人団が談合がなかった場合に形成されていたであろう、‘仮想的非談合価格’すなわち‘仮想的競争価格’を推定し、これに基づいて、1998年、1999年、2000年の3カ年に

³ イ ハンシク、リ キョホ、チョン ソン(2004), “ソウル大企業競争力研究センターの‘軍納油入札談合民事訴訟における損害額鑑定のための計量経済分析’に対する検討意見報告書”(以下、“西江大検討意見書”); チョン ジヌク、イ ハンシク(2004), “鑑定報告書の実証分析に対する評価”

わたり、軍納油入札談合により、損害額を新しく推定した結果、その損害額規模は約1,120億ウォンと鑑定された。これは原鑑定報告書で提示した損害額規模約、1,140億ウォンより、20億ウォン程度低い水準だが、大きな差異のない金額である。

原鑑定報告書でも言及したとおり、本鑑定人団が補完鑑定で求めた損害額推定値約1,120億ウォンは、1998年4月の固定価格制により軍用油類納品契約が締結された後、為替レートおよび原油価引き下げを理由に、国防部から出された要求にしたがって、被告側から無償で提供した油類約103億ウォンを勘案していない数値である。この無償提供した103億ウォンを取り巻く原告、被告の間の法的衝突については、法院が最終的に判断を下さなければならない事案であるが、本鑑定人団はこの金額約1,120億ウォンの損害額推定値から差し引くことが妥当であると考え。その場合は、最終的損害額推定値は約1,017億ウォンとなる。

本報告書の主目的は、本軍納入札談合と関連して、民事上損害賠償請求訴訟における合理的な損害額をどのように算定できるかについて論議することについて、現在、科学的立証方法として広く受け入れられている計量経済学的分析方法を適用し、軍納入札談合の損害額を推定することである。本研究所の重要研究対象を細分すると以下のとおりである。

- (1) 損害額算定の経済学的小および競争法的論理の紹介.
- (2) 本研究陣がもっとも客観的で妥当であると考え、計量経済モデル (econometric model)を提示し、このモデルに立脚して客観的で科学的な損害額推定値を計算する。
- (3) モデル、資料使用期間、推定方法、変数等が変わるに従って、損害額推定値がどのように変わるかを分析 (敏感度分析)
- (4) 一部争点になるべき事項、とくに原鑑定以降提起された事項に対して本鑑定人団の見解を明らかにする。

2. 損害額算定方法の概念的分類

本章では、まず、損害額算定に関する米国の判例と先行研究を簡略にみた後、損害額算定方法を概念的に分類し、紹介する。

2.1 損害額算定に関する米国の判例法および先行学術研究

競争法執行が発達した米国では、談合による損害賠償訴訟と関連し、種々の経済学者と統計学者等の専門家が法廷証言に参加し、損害額推定値を提示している。これら専門家が提供する損害額推定方法と統計学解析を基礎に原告側と被告側の攻防が行われ、法院は両者のうち説得力ある主張を採択することとなる。

入札談合において発生した損害額を補償するために、原告は談合の結果もたらされた価格上昇の程度を立証しなければならない。ただし、損害額を立証するにおいて、原告が事実の因果関係を立証するのに要求される決定的な証拠まで提示する必要はない。経済的被害という性格上、立証作業は容易ではない。米国連邦大法院は損害額が単純推測と単純推論により決定されていないかぎり、仮に損害額推定値が近似値だとしても、その損害額が公正で妥当な推定により提示されたものであれば、法廷で証拠物として採択されることができるという立場をとっている⁴。これとは別に米国控訴法院は談合がおこった契約と原告側の比較対照として算定される競争的な契約間には、その比較可能性に対して原告の立証が十分でないか、原告の損害額算定理論が推測的な場合、該当法院の損害賠償判決を破棄するか、原告の損害額理論を受け入れないとした⁵。一般的に、損害額推定値は、その推定値に不確実性が存在したとしても、その推定値が客観的で公正であり、科学的に推定された合理的な推定値であれば、法院が下す損害額判定の根拠として使用することが出来る。

⁴ Story Parchment Co. v. Paterson Parchment Paper Co., 282 U.S. 555, 563 (1931); see also Bigelow v. RKO Radio Pictures, Inc., 327 U.S. 251, 265 (1946).

⁵ McGlinchy V. Shell Chem. Co., 845 F.2d 802 (9th Cir. 1988); Home Placement Serv. v. Providence Journal Co., 819 F.2d 1199 (1st Cir. 1987); Admiral Theatre Co. v. Douglas Theatre Co., 585 F.2d 877 (8th Cir. 1978).

談合による損害額鑑定之目的および趣旨は、損害額に対する合理的な推定値を客観的で科学的な方式で導出することであり、談合の事実に対して判定したり、その事実に対して統計的に鑑定することではない。万一、このような鑑定を通過した損害額に対してのみ、その損害額を認定するとしたら、これは実際談合による損害額を体系的に縮小させる偏向性を呈することとなる⁶。

談合の事実(fact of collusion)がすでに確定されていれば、損害額推定値は統計的に有意にしろ、有意でないにしろ、これらすべてを反映してこそ全体損害額推定値が体系的に歪曲されることを防ぐことが出来る。計量経済学的損害額推定方法が比較的長期間使用されてきた米国法院の慣行に従うならば、談合の件別損害額を別途に算定する場合、その損害額推定値が統計的に有意でなかったとしても、これを損害額算定から除外はしないこととなる。

先行学術研究と多くの訴訟事例に従うと、談合による損害額選定時、統計的に有意でない損害額のみならず、その談合による損害額が陰数値と推定されるものですら、恣意的にかつ事後的に排除されはせず、これを含んだ全体損害額を

⁶仮説鑑定に通過した談合に対してのみ、談合による損害額を認定する場合、その損害額推定値は実際の損害額推定値を体系的に過小評価することになるということを数学的に容易に証明することができる。証明により談合の程度を γ と表記する。そして、資料から求めた γ の不偏推定量を $\hat{\gamma}$ と定義する。談合の程度を推定するとき、使用された資料の大きさが大きければ、一般的な条件下で、 $\hat{\gamma}$ の分布は中心が γ である正規分布をとることになる。その標本分布の標準誤差を $SE(\hat{\gamma})$ とする。さらに、談合の程度である γ は正の値をとると仮定する。談合の程度を推定する次の二つの方法を比較してみたい。第一に資料から得られた値をそのまま使用する方法と、第二に資料から得られたその推定値に対して、いわゆるt-検定(t-test)を適用した後、その値が統計的に有意な正の値をとるならば、談合の程度が推定された値と等しいとみなし、そうでなければ談合の程度が“0”であるとみなす方法である。このとき、第一の方法による談合の程度に対する推定量はいわば不偏性(unbiasedness)を満足させるが、第二の方法による談合の推定量は実際の談合の程度を体系的に縮小させる。第一の方法による談合の推定値は $\hat{\gamma}$ であり、その推定量が不偏推定量であることは一般的な仮定のもとで成立する。第二の方法による談合の推定量を $\hat{\gamma}^*$ とすると、これは次のように実際の談合の程度を体系的に縮小させることがわかる。

証明: $\hat{\gamma}^* = \hat{\gamma} \cdot 1_{\{\hat{\gamma} \geq c \cdot SE(\hat{\gamma})\}} + \hat{\gamma} \cdot 1_{\{\hat{\gamma} \leq -d \cdot SE(\hat{\gamma})\}}$ であり、

$$\begin{aligned} E(\hat{\gamma}^*) &= E[\hat{\gamma} \cdot 1_{\{\hat{\gamma} \geq c \cdot SE(\hat{\gamma})\}}] + E[\hat{\gamma} \cdot 1_{\{\hat{\gamma} \leq -d \cdot SE(\hat{\gamma})\}}] \\ &\neq E[\hat{\gamma} \cdot 1_{\{\hat{\gamma} \geq c \cdot SE(\hat{\gamma})\}}] + E[\hat{\gamma} \cdot 1_{\{\hat{\gamma} \leq -d \cdot SE(\hat{\gamma})\}}] + E[\hat{\gamma} \cdot 1_{\{-d \cdot SE(\hat{\gamma}) < \hat{\gamma} < c \cdot SE(\hat{\gamma})\}}] = E(\hat{\gamma}) = \gamma \end{aligned}$$

であるから、一般的に $\hat{\gamma}$ が不偏推定量である場合にも、 $\hat{\gamma}^*$ は不偏推定量となりえない。ただし、ここで c と d は事前鑑定が片側検定(one-sided test)か、両側検定(two-sided test)かによって、そして鑑定に使われた有意水準がいくつかにより、決定される定数だ。

算定している。たとえば、1990年代初頭にテキサス州の学校牛乳給食市場の入札談合による損害賠償訴訟時、談合による損害額推定において、その損害額の推定値が統計的に有意でないという理由で損害額算定から除外された談合入札は、ただ一件もなかった⁷。損害額に使用されたモデルが客観的で科学的であり、合理的であるという前提の下では、追加的に恣意的な判断に立脚し、損害額推定値を体系的に歪曲することを避けることは危険だということである。

談合による損害額の推定において不確実性が大きいという事実は、この推定値を得ることが難しいことを意味することであり、その推定値を得た過程に体系的な誤りがあるということの意味することではない。談合行為によってこのような推定の難しさを招いた張本人が、推定上の難しさによる不確実性の受患者になることはできない。これと関連して、米国法院は不確実性からくるリスクは、その不確実性を招いた側で負担しなければならない点を明示的に言及している。この原文を引用すると以下のとおりである。

"The most elementary conceptions of justice and public policy require that the wrongdoer shall bear the risk of the uncertainty which his own wrong has created." *Story Parchment Co. v. Paterson Parchment Paper Co.*, 282 U.S. 555, 563 (1931); *Bigelow v. RKO Radio Pictures, Inc.*, 327 U.S. 251, 265 (1946)

“法と公共政策の執行において最も基本的な概念は、誤りを犯したことで不確実性を招いた張本人が、その不確実性によるリスクを負担しなければならないのは当然だということだ。

上記原則は、米国弁護士協会(American Bar Association)で作成した、陪審員(jury)用指針にも登場する標準的な原則のうちのひとつである。

“If you find that plaintiff has been injured by an antitrust violation committed by defendant, the law provides that plaintiff should be fairly compensated for all damages to its business and properly which were a direct result or likely consequence of the conduct which you have found to be unlawful. A defendant’s violations of the antitrust laws often create a situation in which it is hard to determine the precise

⁷ *State V. Schepps–Foremost. inc., et al.* Case No. 6:91 C5414 (1992) 関連 Sibley教授の専門家報告書参照。

amount of damages suffered by the plaintiff. Plaintiff's right to be fairly compensated should not be affected by any difficulty you may have in determining the precise amount of the recovery so long as there is a reasonable basis in the evidence for your award. You may not, however, calculate damages based only on speculation or guesswork, and you must remember that you can award plaintiff damages only for injuries caused by a violation of the antitrust laws. You may not award damages for injuries or losses caused by other factors." ABA, *Jury Instructions, Damages, Instruction 1*, p. F9 (1987)

“被告の反独占法違反行為により、原告が損害をこうむった場合、法により、原告は被告の不法行為により直接・間接的に、事業および財産上こうむった全ての損害に対して、正当に補償を受ける権利がある。被告の反独占法違反により、原告が損害をこうむった場合、その正確な損害額を確定することが難しい場合が発生する。このとき、正当に補償をうける原告の権利は補償の根拠が合理的であるかぎり、損害額の正確な算定が難しいというどのような理由によっても、その権利が侵害されてはならない。もちろん、憶測や推測によってのみ損害額を計算してはならない。さらに、原告の損害額は被告の反独占法違反によりもたらされた部分のみ認定され、ほかの要因による部分は認定されないことを肝に銘じなければならない。

上に引用したABAの指針は、損害額算定が含まれる種々の訴訟で広く使用されている。次はその判例である。

(1) *Union Carbide & Carbon Corp. V. Nisley*, 300 F.2d 561 (10th Cir. 1962)

"When wrongdoers, by their very actions, make it virtually impossible to prove damages precisely, they should not be heard to complain of the method of proof, if the method allowed by the trial court is reasonable under the facts and in the circumstances of the case."

(2) *Zenith Radio Corp. V. Hazeltine Research, Inc.*, 395 U.S. 100, 89 S. Ct.

1562, 23 L. Ed. 2d 129 (1969)

“The jury may make a just and reasonable estimate of the damage based on relevant data, and render its verdict accordingly. In such circumstances, juries are allowed to act upon probable and inferential, as well as direct and positive proof ... Any other rule would enable the wrongdoer to profit by his wrongdoing at the expense of his victim. It would be an inducement to make wrongdoing so effective and complete in every case as to preclude any recovery, by rendering the measure of damages uncertain. Failure to apply it would mean that the more grievous the wrong done, the less likelihood there would be of a recovery.”

(3) *Continental Baking Co. V. Old Homestead Bread Co.*, 476 F.2d 97, 111 (10th Cir.), cert. denied, 414 U.S. 975 (1973)

"Where the tort itself is of such a nature as to preclude the ascertainment of the amount of damages with certainty, it would be a perversion of fundamental principles of justice to deny all relief to the injured person, and thereby relieve the wrongdoer from making any amend for his acts. In such a case, while the damages may not be determined by mere speculation or guess, it will be enough if the evidence shows the extent of the damages as a matter of just and reasonable inference, although the result be only approximate."

(4) *King & King Enterprise V. Champlin Petroleum Co.*, 657 F.2d. 1147, 1156-1157 (10th Cir. 1981), cert. denied, 454 U.S. 1164 (1982)

"The Supreme Court has stated that in antitrust cases a plaintiff is not to be held to a rigid standard of proof regarding the amount of damages, since in such cases economic harm is frequently intangible and difficult to quantify. However, damages may not be merely speculative. There must be reasonable evidence from which a jury can rationally infer the amount of damages."

以上、見てきた判例に続き、以下では、損害額推定と関連した既存の学術研究のなかの一部を検討することとしたい。Howard & Kaserman(1989)は、米国の下水道建設工事入札において、入札社間の談合により、どの程度の損害額が発生したかについて推定した。その結果、総額46件の契約のなかで7件の契約で入札談合が起こっていたことを発見した。入札談合がおこった契約の落札価が費用推定により計算された競争的落札価格に比較して、平均20%高く設定されており、入札談合がおこっていたなかった契約の落札価格は費用推定により算定された競争的落札価格より16%低いことと推定された。これらは、落札価、費用推定により計算された競争的落札価、競争者の数等により制限的ではあるが、与えられた情報を利用して重回帰分析モデルを推定し、談合による損害額を算定したところ、推定された損害額率は32.6%から38%にのぼった。

Nelson (1993)は、入札談合がおこったと推定される米国北東部地域中古自動車市場での損害額を重回帰分析を通じて推定した。統計分析の対象となる車両は1988年型 Chevrolet Capriceであり、1993年当時、4-5年経った中古車である。重回帰分析に使用された変数は、落札価、帳簿上の名目価値、マイレージ、自動車の特性を表す変数、時期別ダミー変数等である。Nelsonは計量分析を試み、損害額率を9.5%と推定した。

McMillan (1991)は、一部公共建設工事において入札談合を意味する *Dango*⁸ が落札者にある程度の損害を与えたのではないかという点について、理論的モデルを設定し、シミュレーション方法を通じて推定した。使用された変数およびパラメーターは、競争者数、入札者の費用分布等だ。彼は談合により建設業者が享受した超過利潤が競争価格の16-33%にのぼると報告した。

Froeb et al. (1993)は米国国防省の冷凍食品契約競売においての入札談合を研究した。彼らは入札談合に実勢価格がどの程度上昇したかを統計分析を通じて推定したが、入札談合を通じて落札された価格は非談合価格より時期別に平均23%~30.4%高い価格であることが示された。

Lee (2000)は契約分析モデルを活用し、米国のDallas-Ft. Worth学校牛乳給食市場で入札談合により牛乳給食業者が11.74%の不当利益を享受したことを示した。彼は入札談合が起きておらず、競争入札をしていた近隣のAustin地域の学校牛乳給食市場を基準市場とし活用した。

Lee & Hahn (2002)は、韓国の公共公社契約における、構造的な入札談合に

⁸ 談合の日本語発音をMcMillanが英語で表記したものだ。

起因した潜在的損害額を推定した。落札価、予定価格、公示の種類、縁故効果、市場構造等を統制し、重回帰分析を実施した結果、潜在的損害額率は13.33-15.5%に達することと推定された。

2.2 損害額算定に関する分析方法の概念的分類

被告である精油 5 社の入札談合により、原告である国防部がこうむった損害額を推定する基本アイデアは次のとおりである。すなわち、国防部が実際に支給した価格から入札談合がなかったとしたら支給されていた金額を差し引き、その差異を国防部の損害額として推定するものだ。

$$\begin{aligned} \text{損害額推定値} &= (\text{実際支給額} - \text{入札談合がなかった場合に支給されていた金額}) \\ &= (\text{談合価格} - \text{“仮想的非談合価格”}) \times (\text{落札物量}) \end{aligned}$$

実際に支給した金額および落札物量は観察が可能であり損害額推定においては問題がない。したがって損害額算定において、もっとも重要な問題は入札談合がなかった場合成立していた“仮想的非談合価格”をどのように推定するかにかかっている。入札談合がなかった場合、成立したであろう仮想的な非談合価格を把握するために使用する方法としては、概念上以下のものがある。

(1) 単純比較方法: 標準市場比較方法 (yardstick method) および前後比較方法 (before & after method)

標準市場比較方法は入札談合がなかった市場をベンチマークとして選定し、そのベンチマーク市場の価格と入札談合があった市場での価格を比較することで、談合による価格引き上げ分を把握し、これを利用して損害額を推定する方法だ。一方、前後比較方法は同一な市場を入札談合がなかった時期および入札談合があった時期に分けて、その価格を相互比較することによって入札談合による損害額を推定していく方法である⁹。

この2種類の方法のうち、どちらの方法を使うにしろ、原告は比較対照となる市場または期間が、談合行為を除外しては全般的に比較可能だ (generally comparable) ということを立証しなければならない。比較可能性に対して立証

⁹ この方法は、過去米国の Eastman Kodak Co. v. Southern Photo Materials Co., U.S. 359(1927) 事件で使用された。

がなかったなら、実際取引価格と比較対照となる別の市場または他の期間での価格間の差異は、談合ではなく他の要因に起因すると見ることができるためである。原告側である国防部がシンガポール現物市場の取引価格である MOPS (Means of Platt's Singapore) 価格を基準として、軍納油の価格上昇分を提示したことは、この二つの方法のうち、標準市場比較方法をとったとみることができるが、このとき、シンガポール現物市場が果たして軍用油類市場のベンチマークとして機能するかどうか判断することが何よりも重要なことである。

(2) 二重比較方法 (difference in difference method)

標準市場比較方法の要諦は価格決定と関連した諸般の側面において、入札談合有無を除外すると、談合がおきた市場と同一、あるいは類似したベンチマーク市場を探すことができなければならないということである。しかし、現実的には、そのような条件をもつベンチマーク市場を探すということは容易ではない。一方、前後比較方法は同一な市場の異なる時期を比較するため、標準市場比較方法の問題を含んではいないが、時期の変化が入札談合有無の差異だけでなく、他の時期的要因の変化も併せ持っているため、問題が発生する。

このような点を勘案して、標準市場比較方法と前後比較方法の長所を生かし、その短所を克服した、いわゆる二重比較方法または二重差分法(difference in difference method)¹⁰を用いることができるが、これは軍納市場の時期別価格差異からベンチマーク市場の時期別価格差異を除き、談合による軍納油価格引き上げ分を推定しようとする方法である。軍納市場の時期別価格差異には、‘談合の効果’と‘時期別効果’が混在している。反面、ベンチマーク市場の時期別価格差異には‘談合の効果’は排除されたまま、‘時期別効果’のみが反映されている。ゆえに、軍納市場の時期別価格差異からベンチマーク市場の時期別価格差異を除去すると、軍納市場での談合による価格上昇効果を分離することができるのである。この際、もちろん、時期別落札価の差異は軍納と非軍納の2つの市場で同じであるという仮定が必要である。

¹⁰ このような方法は LaRonde (1986), Meyer, Viscusi, and Durbin (1995), Milyo and Waldfoegel (1999) 等でも使用されており、経済学において政策の変化の効果を推定する際に用いられる代表的な推定技法である。

(3) 単純比較方法に対する二重比較方法の優位性

ここでは、例をとり、単純比較方法（標準市場比較方法または前後比較方法）と二重比較方法を説明し、そのなかで二重比較方法がより良い分析方法である理由を説明することとする。

説明の便宜のため、全体入札件数資料を、軍納かどうか、入札時期が談合時期に該当するかどうかを基準として次の表のとおり 4 個の部分集団に分類しよう。それぞれの場合に平均落札価を計算し、これを A,B,C,D とする。

[表 2-2] 市場および期間別平均落札価

	軍納	非軍納
談合期間	A	B
非談合期間	C	D

まず、標準市場比較方法の場合には、談合による損害額を推定するために、談合時期の軍納落札価である A と、同一時期非軍納落札価である B の差異で談合の程度を推定する。すなわち、 $A-B$ で談合の効果を推定していく方法が標準市場比較方法である。

この方法の妥当性は非軍納市場（たとえばシンガポール現物市場または 韓電、民間航空社、漁協、鉄道庁等、大規模民需市場）が、果たして軍納市場の適切なベンチマークとなることができるかという点にかかっている。万一、軍納市場と非軍納市場の間に談合有無以外にも落札価に影響を与える差異が体系的に存在するとしたら、 $A-B$ は単純に談合の効果だけでなく、二つの市場間の体系的な差異をも反映する。標準市場比較方法の限界は、まさにここにある。特に、本件において、被告である精油社は軍納市場が非常に特殊であり、シンガポール現物市場の価格や大規模民需市場の価格は軍納市場のベンチマークになりえないとの点を強調している。

第二に、前後比較方法は談合による損害額を推定するために、軍納の談合時期と非談合時期の落札価資料を比較する。すなわち、談合時期の軍納落札価である A と、非談合時期の軍納落札価である C の差異である $A-C$ で談合の効果を推定しようという方法である。この方法の妥当性は、軍納において非談合期間

が果たして談合期間のベンチマークとなりうるかという点にかかっている。万一、談合期間と非談合期間の間に談合有無以外にも落札価に影響を与えるような差異が体系的に存在したとしたら、前後比較方法は談合によらない両期間の差異までも談合の効果として含んでしまうことになる。

第三に、二重差分法は談合による損害額を推定するために軍納の談合時期と非談合時期の落札価資料および非軍納の談合時期と非談合時期落札価資料等を利用し、談合の損害額を求めるものである。談合時期の軍納落札価である A と非軍納落札価である B の差異である $A-B$ から、非談合時期の軍納落札価である C と非軍納落札価である D の差異である $C-D$ を差し引いて、すなわち、 $(A-B)-(C-D)$ の方式で談合効果を推定する。

いま、 $(A-B)-(C-D)$ の方式でもとめた談合推定値を通じ、二重差分法による損害額推定値にこめられた意味を見てみることにしたい。前にのべたとおり、一番目の括弧内の表現である $A-B$ は他でもない標準市場比較方法による談合損害額推定値だ。もし、非軍納市場が軍納市場に対して適切なベンチマーク市場になることができるとしたら、非談合期間においては軍納と非軍納間の平均落札価に体系的な差異がないはずである。その結果、非談合期間においては、軍納と非軍納間の平均落札価差異である $C-D$ は 0 に近い値とならねばならない。反面、非軍納市場が軍納市場の適切なベンチマーク市場になりえないとしたら、非談合期間においても二つの市場の間の落札価は体系的に違ってくるはずである。その差異はまさに二つ目の括弧内にある表現である $C-D$ で表される。このとき、非軍納市場が軍納市場に対して適切なベンチマーク市場になれないとしても、二つの市場の間で談合以外の要因による差異が、時期的に変わらないとしたら談合期間における軍納および非軍納間の落札価の差異である $A-B$ のうち、 $C-D$ は談合以外の要因による軍納と非軍納間の差異を反映していると見ることができる。この差異 $C-D$ を全体で観測された差異 $A-B$ から差し引くと $(A-B)-(C-D)$ となり、軍納と非軍納間の体系的な差異を統制した状態で談合による効果だけを分離することができる。軍納の特殊性を認定したとしても、すなわち、非軍納市場が軍納市場の適切なベンチマーク市場になりえないとしても、二つの市場間の差異が時期により大きく変わらなければ、標準市場比較方法は不適切であるが、二重差分法は妥当性を確保することができる。

2.3 計量経済学を利用した二重比較方法の実行

二重比較方法は、市場間差異と時期別差異全てを統制して、談合の効果を分離しようとする方法であるが、この方法はまた、市場間差異を統制する方式において、ひとつの仮定に依存する。すなわち、軍納油の特殊性が談合期間と非談合期間にわたって同一だという仮定に立脚しているということだ。本研究陣はこのような仮定は依然として制約的でありうるが、市場間差異を認めない単純比較方法の仮定よりは、断然望ましいと判断した。

それにもかかわらず、実際に軍納油類の価格は、談合有無と軍納の特殊性、時期的特殊性のみならず、その他の多くの要因からも影響を受ける。原油価、為替レート、輸送手段、配送条件、包装有無、価格調整方式、競争企業の数等がその代表的な例である。可能であれば、このような諸般の要因が油価に与える影響を全て統制した後、談合の効果をより性格に分離してみる必要があり、その場合に使用されるもっとも代表的な統計的分析方法がまさに重回帰分析方法 (multiple regression method) である。重回帰分析方法は市場間の諸般の差異を、より合理的な方式で統制した状態で談合の効果を分離する最も一般的であり、科学的な方法だ。以下では重回帰分析方法を利用した二重差分法を実行する方法を具体的に見てみることにした。

個別落札価資料を y_{it} で表記する。ここで i は軍納または非軍納をあらわし、 t は談合期間または非談合期間を表す。そして、談合有無を表すダミー変数を d_{it} で定義する。 d_{it} は i =軍納かつ、 t =談合期間であれば 1 の値をとり、そうでなければ 0 の値をとるダミー変数である。この変数は事実上、軍納ダミー変数である d_i と談合期間ダミー変数である d_t を掛け合わせてできており、二つのダミー変数間の相互作用を表す合成ダミー変数である。すなわち、 $d_{it} = d_i \cdot d_t$ である。入札資料を利用して次の回帰分析モデルを通じ、合成ダミー変数である d_{it} に係数 b を推定すると、これが談合が平均落札価に与える効果を表すものとなる。

$$y_{it} = a + b \cdot d_{it} + c \cdot d_i + d \cdot d_t + \varepsilon_{it}$$

(1) $d_{it} = d_i \cdot d_t$, ここで d_i は it 番目の入札契約が軍納であれば1, そうでなければ0の値をとるダミー変数で, d_t は it 番目の入札契約が談合期間に該当すれば1, そうでなければ0をとるダミー変数

(2) 上のモデルを推定するための資料としては、軍納と非軍納および談合時期を非談合時期を全て含んだ全体入札契約資料を使用。

参考までに、上の式で $a + b + c + d$ は d_i と d_t が全て1である場合に該当する y_{it} の期待値であり、軍納/談合時期の平均落札価に該当する。 $a + d$ は d_i は0であり、 d_t は1である場合に該当する y_{it} の期待値であり、非軍納/談合時期の平均落札価に該当し、 $a + c$ は d_i は1であり、 d_t が0である場合に該当する y_{it} の期待値であり、軍納/非談合時期の平均落札価に該当する。最後に、 a は d_i と d_t がともに0である y_{it} の期待値であり、非軍納/非談合時期の平均落札価に該当する。

すなわち、上の回帰分析モデルにおいて、軍納ダミー変数の係数である c は、非談合期間における軍納と非軍納の平均落札価の差異を、そして談合期間ダミー変数の係数である d は、非軍納市場において、談合期間と非談合期間の平均落札価の差異を推定するものである。結局、上の回帰分析モデルにおいて、軍納ダミー変数は落札価に与える軍納の特殊性を、そして談合期間ダミー変数は談合期間に特殊な効果を各々統制ないし考慮することとなる。

最後に、軍納ダミー変数と談合期間ダミー変数の相互作用項の係数である b は二重差分法で求めた談合の効果を推定している。言い変えると、上の回帰分析モデルは軍納ダミー変数を通じ、軍納の特殊性、すなわち、軍納と非軍納間の落札価の体系的な差異を統制し、さらに談合期間ダミー変数を通じ談合期間と

非談合期間の時期的な差異を統制した後、軍納ダミーと談合期間ダミーの相互作用項の係数を通じ、談合により軍納落札価が上昇した純粹効果を推定するものである。すなわち、上の回帰分析は二つのダミー変数と一つのダミー相互作用項を利用した重回帰分析モデルを通じ、二重差分法による談合の効果を分離推定する有用な道具として使用されている。

ここからは、上の回帰分析モデルに多様な説明変数を追加し、これを一般化する

$$y_{it} = a + b \cdot d_{it} + c \cdot d_i + d \cdot d_t + e \cdot x_{it} + \varepsilon_{it}$$

(1) $d_{it} = d_i \cdot d_t$, ここで d_i は it 番目の入札契約が軍納であれば1, そうれなければ0の値をとるダミー変数であり、 d_t は it 番目の入札契約が談合期間に該当すれば1, そうでなければ0の値をとるダミー変数

(2) x_{it} は it 番目の入札契約の特性を表す諸般の説明変数

上の式で x_{it} の係数である e は、諸般の説明変数が落札価に与える効果を推定する。先の説明とは若干異なり、軍納ダミー変数の係数 c は x_{it} に含まれない落札価に与える軍納の特殊性を推定し、談合期間ダミー変数の係数 d は x_{it} に含まれない落札価に与える談合期間の特殊性を推定している。ゆえに、軍納ダミー変数と談合期間ダミー変数の相互作用項の係数である b は、落札価に影響を与える諸般の要因 x_{it} の効果、依然として残っている軍納の特殊性、そして、依然として残っている時期別特殊性を統制した状態で求めた談合の純粹効果を表している。本鑑定人団は、このように、“一般化された二重差分法”により、1998年~2000年の談合期間にわたり、軍納談合による損害額を算定しようとする。

3. 軍納油入札市場での競争および談合

一般的に消費者は市場メカニズムを通じて供給者と出会い、与えられた市場価

格に従って商品を購入するようになる。この場合、個々の消費者たちは市場価格にいかなる影響力も行使することのできない価格順応者(price-taker)として行動するだけである。だがしかし、石油製品市場における国防部のように、一度に多量の商品を購入する消費者たちは、自らの購買行為を通じて市場価格に影響を与えることのできる力、すなわち、ある程度の市場支配力(market power)を持つようになり、これを利用し、より低価格で商品を購入することができるようになる。このように、消費者がある程度の市場支配力を確保している場合、特に、その消費者が個々の供給者たちの供給原価に関する情報を保有できていない場合には、競売(auction)という方法を通じて供給者たちを競争させるようにすることが、製品の価格を低めて消費者の利得を極大化する最上の方式となる。実際に、国防部は必要な油類製品を購入するにあたって、旧来からこのような入札方式を選んでいる。

だがしかし、このように消費者が商品購買時に入札という方式を通じて自らの利益を効果的に実現させるためには、一つの前提条件が満たされなければならないのだが、それは入札制度において供給者たちの間に、実質的かつ十分な競争が保障されなければならないというものである。入札制度において、供給者たち間での実質的かつ十分な競争を邪魔する要因は多々ありえるが、その中でも最も代表的なものが供給者たち間での価格談合である。入札者たち間での明示的あるいは暗黙的合意による価格談合は、それが富(wealth)を購買者から入札者たちに移転させるという点で、購買者にとっては常に警戒の対象に、また、入札者にとっては常に誘惑の対象になって来たのである。

3.1. 国内精油市場の特性

競争入札において、供給者たちの談合によって購買者が不当に多く支払いすぎた損害額とは、「談合による実際落札価」から競争入札だった場合に形成されたであろう「仮想的非談合価格」を除いた「談合による価格引き上げ分(overcharge)」に入札物量を掛けた金額である。言い換えれば、

$$\text{談合による損害額} = (P - \hat{P}) \times Q$$

と表示できるのだが、ここで P は談合を通じて実際に形成された落札価、 \hat{P} は該当の入札が競争的だった場合に形成されたであろう仮想的非談合価格であり、 Q は落札物量を表す。ゆえに、入札談合による損害額を正しく算定するために

は、まず各入札での談合による価格引き上げ分である $P - \hat{P}$ が正確に算出できなければならないのだが、そのためには、談合価格である P と仮想的非談合価格である \hat{P} が、各々どのような要因によって決定されるのかを先に究明しなければならない。まず、本節では、国内精油産業の特性を調べ、そのような特性が競争入札で競争価格である \hat{P} にどのような影響を与えるのかを分析する。

まず、精油産業は初期の施設投資に莫大な資金が必要となる資本集約的な装置産業としての特性を持っている。この場合、生産量が増えるほど単位当たりの平均生産費用 (average cost) が減少するという、いわゆる、「規模の経済 (economy of scale)」の費用構造を見せるようになり、多数の企業がそれぞれ小規模な生産をするよりは、少数の企業が大規模な生産をする方が費用上より効率的になる。ゆえに、このような「規模の経済」という特性を持つ大部分の装置産業では、一定量の市場需要を多数の企業が充足させる完全競争よりは、少数の企業が市場需要を分担する寡占的競争がより普遍的な現象として現われるようになる。

市場が完全競争的な場合、幾つかの企業が談合したとしても、それが全体市場の均衡価格にいかなる影響も与えることができなくなるため、各企業が談合することになんら誘引もなくなる。しかし、市場が幾つかの少数企業によって部分的に占有されている場合には、各企業は競争するよりも談合を通じて販売価格を高めることで利益を増大させようとする誘引を強く持つようになる。一方、これとは逆に、各企業は一時的な価格競争を通じて市場占有率を高めることで長期的な利得を得ようとする誘引も持つようになり、よって、市場で制限的な価格戦争 (price war) が発生する可能性も存在する。しかし、このような価格戦争の結果、実際に特定事業者が退出されるケースはあまり多くなく、多くの場合一時的な価格引き下げ以降は互いに価格競争を自制するようになるため、寡占市場では3~6個の供給者たちが各自の市場占有率を相当期間安定的に維持するのがより一般的な現象である。

一方、精油産業は原油を精製する際、沸点の高低に従い、揮発油、灯油、軽油、B-C油などが殆ど決まった割合で生産される連産品産業 (joint production industry) としての特性を帯びている。例えば、揮発油市場での一時的な需要増加を充足するために、該当の油種の供給を増加させる場合、必然的に同伴して生

産される他の各油種は超過供給されだろう。この時、揮発油生産の機会費用はそれ自体の生産費用に他の油種の保存費用または輸出費用を合わせたものとして、急激に高騰するだろう。精油産業が連算品産業であるゆえに、各国が時期別に超過需要が発生する油種と超過供給が発生する油種を同時に保有することになることはかなり普遍的な現象であることから、シンガポール現物市場とは各国のこのような油種別の短期的需給不均衡を効果的に解消するために設立された現物市場 (spot market) であるのだ。したがって、MOPS価格は需給状況によってひどく変動する特徴を持つようになるため、MOPS価格は国内油類製品の競争価格を導出する基準になりにくい側面がある。

3.2. 軍納油類の購買入札方式

軍納油類製品の入札においての入札方法としては、「国家を当事者とする契約に関する法律」および同施行令 (以下「国契法」あるいは「国契令」) によって、希望数量単価制、単価制、あるいは地域分割単価制が用いられるよう規定されている。¹¹

希望数量単価制とは、多量の需要物品を製造または購買する場合に、需要数量の範囲内で供給者が供給する希望数量と単価を入札する方式を言う。この場合、入札に参加する者は入札時に入札数量として公告された全体数量の内、自らが希望する数量と単価を同時に入札書に記載するようになる。そして、原告は予定価格以下の単価の中で最低価を書き出した業社の希望数量を落札させ、次の順位の価格を書き出した業社の希望数量をこれに加え、再び次の順位の価格を書き出した業社の希望数量を加えてゆき、希望数量の総合が入札数量に達するまで落札させて、各業社が入札書に書き出した単価および物量に対しそれぞれ別途の契約を結ぶようになる方式である。

単価制とは、入札数量全体に対して入札参加者が単価のみを入札書に書き出して、予定価格以下で最低価の単価を書き出した業社が落札されるようにする制度である。地域分割単価制とは、同一品目を地域別に分割して別個の入札品目として入札にかける入札方式をいう。この時、地域別では単価制入札方法に従う。

軍納の例でもよく現われるように、現実には実際用いられる入札方式は非常に多様だが、一般的にはこれを公開入札方式と最低価封印入札方式の二つに大別し

¹¹ その外にも、競争入札にかけたが落札者がいない場合に締結される、いわゆる、流札随意契約もある。

て分析する。国契令に指定された入札方式は、すべて封印入札方式に従う。ただ、落札価を決定する際、希望数量単価制は価格差別方式(discriminatory price auction)を適用する一方、単価制および地域分割単価制は単一価格方式(uniform price auction)を適用する。

国防が必要な油類製品を購入するために、希望数量単価制、単価制、または地域分割単価制のような一種の「封印入札方式」を採択する場合、競争落札価は入札に参加する各精油社の供給原価、入札方式などによって決定されるだろう。もちろん、入札に参加する各精油社の間で談合が起こる場合、落札価は追加的に談合の程度によって影響を受けるようになる。

3.3. 競争価格の決定に影響を与える諸般の要因

韓国では油類が全て輸入されるということを勘案すれば、油類供給原価に影響を与える最も重要な説明変数として、まず、原油導入価(ドル表示)と為替レートを挙げるができるだろう。次に、入札に参加する精油社の数も落札価に影響を与えるようになる。ちなみに、一部油種に限って(例えば、航空油油送管も、高硫黄軽油工場も)、形式的にはすべての精油社が入札に参加したとしても、その油種の特特殊性によって実質的には一つの精油社が独占的地位を享受する可能性があるのだが、このような場合、「入札者数」を「実質入札者数」に再解釈して別に分析することも必要であると判断される。

また、各油種別に精製費に違いが出るため、製造原価は「油種」によって異なり、同じ油種でも「包装の程度」によってその供給原価に違いが見られるだろう。落札物量もまた原価に重要な影響を与える。そして、「輸送手段」や「納品条件」もやはり原価に影響を与えるだろう。一方、国防部が初期契約以後の油価の変動に対してどのような価格調整方式、例えば、価格を変動させない「固定価格制」、産業資源部公示価または申告価を基準に契約締結から60日以後に5%以上の価格変動が発生する場合のみ60日周期で価格を調整する「内需価連動制」、シンガポール現物市場のMOPS価格を基準に毎月価格を調整する「国際価連動制」のうち、どのような調整方式を採択するのかによって落札価が異なってくるだろう。加えて、油種別にその需要者である入札主体が誰なのかによって上記の変数を捕捉することができない原価変動要因がありえるのだが、その効果を捕捉するために「需要者」ダミー変数を追ってモデルに含ませて分析する必要がある。

3.4. 談合価格に影響を与える諸般の要因

では、軍納油競争入札で各精油社の間で談合があった場合、談合価格(P)と競争価格(\hat{P})の差、すなわち、談合による価格引き上げ分(overcharge)を推定するために、談合価格がどのように決定されるのかを考察してみよう。

一般的に、入札者たちが談合をする場合、最終的な落札価格は「談合可能な最高価格」以下で決定されるだろう。ここで特に注目しなければならないのは、国防部がどのような予価(reservation price)算定方式を採択するのかによって「談合可能な最高価格」が大きく変わってくるという点である。入札者たちが談合をしようとしまいと、落札値が予価より高くなることはない。ところが、もし入札者たちが談合をしなければ、予価が「競争価格」より高く策定される限り、予価は実際の落札価格に影響を与えない。何故ならば、談合がなければ落札価格は常に「競争価格」で決定されるためだ。これとは異なり、入札者たちが談合をするならば、予価はそのまま談合可能な最高価格になる。ゆえに、国防部が予価をどのような方式に従い設定するのかによって、実際の談合の程度は大きく影響を受けるようになるのだ。特に、予価が入札者たちに比較的正確に知られている状況ならば、談合価格は予価に非常に近い値で決定されるだろう。

実際に、国防部は油価自由化措置以前である1996年までは「産業資源部公示価格」を、1997年、1998年、1999年には各精油社が産業資源部に申告した工場出荷価格である「産業資源部申告価格」を基準に予価を算定している。一方、2000年には航空油に対してはMOPS価格を、それ以外の油種に対しては鉄道庁、水産協同組合のような大型民間需要先の実際取り引き価格を基準に予価を算定している。これは、1998年と1999年の軍納油高価買入に対する監査院の調査によって国防部の予価算定方式が変わった結果である。

談合があったとの判断された3ヶ年度である、1998年、1999年、2000年の内、1998年、1999年にはすべての油種で「産業資源部申告価格」が予価として用いられたのだが、「産業資源部申告価格」とは各精油社が自律的に申告した各々の価格に基づいて算定されたものである。各精油社が談合をしたのならば、「申告価格」の申告の段階から談合をすることで「談合可能な最高価格」の上限である「予価」を高めた可能性が大きい。一方、それとは異なる談合期間である2000

年には、国防部がすべての油種にわたって、比較的競争価格に近いMOPS価格や国内大型民間需要先の価格を予価算定の根拠に用い、各精油社が談合を通じて予価を高めることのできる経路を事前に遮断または制限したことに照らし「談合可能な最高価格」もやはり制限されたであろうことを予測することができる。下の表は軍納油の予価算定方式および価格調整方式を要約したものである。

[表3-1] 軍納油の予価算定方式と価格調整方式¹²

	予価算定方式	価格調整方式
~1996年	産業資源部申告価	産業資源部申告価基準 契約日から60日以降 5%以上変動時 (「内需価連動制」)
1997年	産業資源部申告価	産業資源部申告価基準 契約日から60日以降 5%以上変動時
1998年	4月：産業資源部申告価	固定価格制：変動なし (但し、事後的調整)
	11月：産業資源部申告価	産業資源部申告価基準 契約日から60日以降 5%以上変動時
1999年	産業資源部申告価	産業資源部申告価基準 契約日から60日以降 5%以上変動時
2000年	航空油：MOPS	MOPS 価格基準 毎月変動(「国際価連動制」)
	他の油種： 大型民需先等の実取引価	産業資源部申告価基準 契約日から60日以降 5%以上変動時
2001年~	航空油：MOPS	MOPS 価格基準 毎月変動(「国際価連動制」)
	他の油種： 大型民需先等の実取引価	MOPS 価格基準 毎月変動(「国際価連動制」)

一方、各精油社の談合の程度、すなわち、「申告価」を高めて談合価をこれに近づける程度は「その談合が捕捉される確率」ないし「過去の経験(past expe

¹² 出処：国防部提出業務協助資料(2004. 6. 5)

rience)」に従い異なって現われるだろう。例えば、各精油社が談合を通じて談合価の上限である申告価をかなり高めておいたとしても、最終談合価をその申告価に近づけるほど談合が捕捉される可能性が高くなるとするならば、実際に談合価を申告価に近づける上で大きな負担を感じるようになるだろう。ゆえに、実際の談合価はその談合が捕捉される可能性の高低によって、申告価よりも低い水準で決定されるだろう。

談合の程度に影響を与えることのできるもう一つの変数は落札物量である。まず、落札物量が談合に与える影響に対しては、二つの相反した理論的予測が可能である。第一に、入札者たちが互いに談合すると約束したとしても、非常に大きな入札件が発生すれば談合が壊れる可能性が増加する。なぜなら、当初脇にそれることにしていた入札者が約束を破り、合意された落札価より若干低い価格を投札して自ら落札を受ければ、それによって即刻得ることができる利得が「現在」の落札物量によって増加するためである。一方、談合参加者たちの相互信頼が厚く談合が強固に維持される場合には、落札物量が増えるほど談合の程度を増加させることが談合による利益を極大化させるようになる(物量が10の場合に談合の水準を高めるより、100の場合に談合する方がずっと「効果的」である)。上の二つの理論的予測のうち、どの理論が成立するかは最終的に資料を見て判別しなければならないだろう。

4. 損害額算定のために採択した基本モデル、敏感度分析にむけて

この章では、談合による損害額を算定するために最終的に採択したモデル(以下、基本モデル)を紹介する。次に、これを原鑑定で用いた基本モデルと比較し、差のある部分についてはその理由を説明する。最後に、敏感度分析のために考慮する諸般のモデルを紹介する。敏感度分析は、基本モデルが変わるに従い損害額推定値がどの程度変わるのか確認し、モデル設定上の誤設定(model misspecification)による誤差がどの程度になるのか把握するための目的で実施する。

4.1. 補完鑑定において採択した基本モデル

鑑定人団が損害額を算定するために採択した基本モデルは、原鑑定と同じく重回帰分析モデルである。重回帰分析モデルを用いて様々な要因が落札価に与える影響を識別できれば、談合判定がでた国防油類入札契約で、いわゆる、

「談合がなかった場合形成される仮想的非談合価格」を推定することができ、またこれを用いて談合による落札価格上昇分を別に分離して推定することができるようになる。以下では、補完鑑定で採択した基本モデルを、その構成要素に従い、従属変数と談合を除いた諸般の説明変数、そして最後に談合関連変数などに分けて紹介する。

(1) 従属変数

鑑定人団は原鑑定と同様に落札価格に自然ログ(natural logarithm)を取ったログ落札価を従属変数にして、競争落札価に影響を与えると予想される一切の変数と、談合に影響を与えることができる各変数を説明変数にする重回帰分析モデルを設定して、このモデルを推定することで談合による損害額を算定しようとする。これは、重回帰分析方法を通じて諸般の説明変数が非談合競争落札価に与える一連の効果を統制した後に、談合による落札価格上昇分のみを別に分離して推定しようという主旨によるものである。

もちろん、従属変数にログ落札価を用いることもできるし、落札価自体を用いることもできるだろう。ログ落札価を従属変数に用いる場合、これは個々の変数が落札価に与える効果および談合が落札価に与える効果が、相対的なパーセンテージ価格の上昇または下落で見た時に一定であると見做してモデルを設定するというものである。一方、落札価それ自体を従属変数に用いる場合、これは個々の変数が落札価に与える効果および談合が落札価に与える効果が、絶対的な価格の上昇または下落で見た時に一定であると仮定してモデルを設定するというものである。従属変数にどの形態の変数を用いるのが妥当なのかに関して、事前にいずれかが必ず良いする根拠はない。ただ、「標本外予測(out-of-sample forecasting)」というモデル選定基準を適用した結果、落札価自体を従属変数に用いるモデルとログ落札価を従属変数に用いるモデルの間で、予測成果が殆ど類似して現われたため優劣を選り分け難かったが、微細ではあるがログ落札価を従属変数に用いるモデルがより良いものと判断された。したがって、鑑定人団はログ落札価を従属変数として採択し基本モデルを構成する一方、落札価自体を従属変数に用いたモデルは敏感度分析を通じて考慮する。

(2) 競争落札値に影響を及ぼす諸般の説明変数

補完鑑定の基本モデルに登場する説明変数の内、定数項と談合関連変数を除いた諸般の説明変数を種類別にまとめて紹介すれば以下の通りになる。ちなみに、談合の効果を把握するために導入する各談合関連変数は、後に別にまとめて紹介する。

[表4-1] 重回帰分析モデルに導入した説明変数

1) 入札主体ダミー変数

入札主体 ダミー変数	(二つの民間公社を比較の基準に使用)
国防部	国防部が入札主体である場合には1、残りは0のダミー変数
韓電	韓電(及び発電会社、韓国地域暖房公社)が入札主体である場合には1、残りは0のダミー変数
鉄道庁	鉄道庁が入札主体である場合には1、残りは0のダミー変数
水協	水協が入札主体である場合には1、残りは0のダミー変数
海警	海警が入札主体である場合には1、残りは0のダミー変数
米軍	在韓米軍が入札主体である場合には1、残りは0のダミー変数

2) 年度ダミー変数

年度ダミー変 数	(2003年度を比較の基準に使用)
1995年	1995年入札年度が1995年ならば1、残りは0のダミー変数
1996年	1996年入札年度が1996年ならば1、残りは0のダミー変数
1997年	1997年入札年度が1997年ならば1、残りは0のダミー変数
1998年	1998年入札年度が1998年ならば1、残りは0のダミー変数
1999年	1999年入札年度が1999年ならば1、残りは0のダミー変数
2000年	2000年入札年度が2000年ならば1、残りは0のダミー変数
2001年	2001年入札年度が2001年ならば1、残りは0のダミー変数
2002年	2002年入札年度が2002年ならば1、残りは0のダミー変数

3) 油種ダミー変数

油種ダミー変数 (揮発油を比較の基準に使用)	
航空油 JP	油種が航空油 JP-8 または JP-4 なら 1、残りは 0 のダミー変数
航空油 JET	油種が航空油 JET-A1 なら 1、残りは 0 のダミー変数
低硫黄軽油	油種が低硫黄軽油ならば 1、残りは 0 のダミー変数
高硫黄軽油	油種が高硫黄軽油ならば 1、残りは 0 のダミー変数
酷寒期軽油	油種が酷寒期軽油ならば 1、残りは 0 のダミー変数
室内灯油	油種が室内燈油ならば 1、残りは 0 のダミー変数
ボイラー灯油	油種がボイラー燈油ならば 1、残りは 0 のダミー変数
低硫黄バンカー C	油種が低硫黄バンカーC ならば 1、残りは 0 のダミー変数
高硫黄バンカー C	油種が高硫黄バンカーC ならば 1、残りは 0 のダミー変数

4) 価格調整方式ダミー変数

価格調整方式 (MOPS 価格の変化を毎月反映する「国際価格連動制」を比較の基準に使用)	
固定価格制	価格調整方式が固定価格ならば 1、ではなければ 0 のダミー変数
内需価連動制	価格調整方式が契約締結から 60 日以降に産業資源部公示価または申告価が 5%以上変動時調整される「内需価連動」条件ならば 1、ではなければ 0 のダミー変数

5) 包装、入札者制限ダミー変数

包装、入札者制限ダミー変数	
包装	包装して納品すれば 1、ではなければ 0 のダミー変数
入札者制限	精油 5 社にのみ入札が許容される場合には 1、ではなければ 0 のダミー変数

6) 為替、原油導入価、落札規模

為替、原油導入価、落札規模	
為替	入札が施行された時点のウォン原貨表示ウォン/ドル為替(単位:ウォン/US\$)
原油導入価	入札が施行された時点のドル表示原油導入価(単位: US\$)
落札物量	落札物量(単位: 10 億リットル)に自然ログを取った値

7) 原油導入価と入札主体間の相互作用変数

入札主体別 原油導入価の 差別的効果を 反映する相互作用	(入札主体が大韓航空とアジアナ航空など二つの民間航空会社である場合、ドル表示原油導入価の落札価に与える効果を比較の基準に使用)
原油導入価×国防 部	入札主体が国防部である場合は入札時点の原油導入価、残りの入札主体は0
原油導入価×韓電	入札主体が韓電(および発電会社)の場合は入札時点の原油導入価、残りの入札主体は0
原油導入価×鉄道 庁	入札主体が鉄道庁である場合は入札時点の原油導入価、残りの入札主体は0
原油導入価×水協	入札主体が水協である場合は入札時点の原油導入価、残りの入札主体は0
原油導入価×海警	入札主体が海警である場合は入札時点の原油導入価、残りの入札主体は0
原油導入価×米軍	入札主体が在韓米軍である場合は入札時点の原油導入価、残りの入札主体は0

8) 為替と入札主体間の相互作用変数

入札主体別 ウォン/ドル為替の 差別的効果を 反映する相互作用	(入札主体が大韓航空とアジアナ航空など二つの 民間航空会社である場合、ウォン/ドル為替が落 札価に与える効果を比較の基準に使用)
為替×国防部	入札主体が国防部である場合は入札時点のウォン/ ドル為替、残りの入札主体は0
為替×韓電	入札主体が韓電(および発電会社)である場合は入 札時点のウォン/ドル為替、残りの入札主体は0
為替×鉄道庁	入札主体が鉄道庁である場合は入札時点のウォン/ ドル為替、残りの入札主体は0
為替×水協	入札主体が水協である場合は入札時点のウォン/ ドル為替、残りの入札主体は0
為替×海警	入札主体が海警である場合は入札時点のウォン/ ドル為替、残りの入札主体は0
為替×米軍	入札主体が米軍である場合は入札時点のウォン/ ドル為替、残りの入札主体は0

9) 固定価格制の為替危機時期の特殊効果

固定価格制× 外為危機によ る為替危機時 期	固定価格制でありながら外為危機によって為替危機が増大 した時期(97年11月～98年6月)に結ばれた契約ならば 1、ではなければ0のダミー変数
---------------------------------	---

10) 入札方式の分類

入札方式ダミー	(最低価および地域別最低価入札が比較の基準)
希望数量単価制	入札方法が希望数量単価制ならば1、ではなければ0のダミー変数(航空会社は除外)
航空会社の油類 購買契約*	航空会社の油類購買契約ならば1、ではなければ0のダミー変数
未軍納国際入札	米国防省エネルギー調達本部(DESC)がアジア地域駐屯の米軍全体で使われる油類製品の供給のためにアメリカニュージャージーで実施した国際入札である場合 1、ではなければ0のダミー変数

*航空会社の油類購買契約は、他の入札主体の希望数量単価制と異なる特性がある。したがって、これを別途の「入札」方式に分類する。ただ、「航空会社の油類購買契約ダミー」は「航空会社ダミー」と100%一致するため、推定モデルに含まない。

11) 国防部の流札による随意契約、韓電の随意示談契約の特殊性

随意契約関連ダミー	(競争入札を比較の基準に使用)
国防部×流札による随意契約	入札主体が国防部であり流札によって随意契約を結んだ場合1、ではなければ0のダミー変数
国防部×流札による随意契約×談合期間	入札主体が国防部であり談合期間(98-00)内に流札によって随意契約を結んだ場合1、ではなければ0のダミー変数
韓国×流札による随意契約 (随意示談)	入札主体が韓電で随意示談契約である場合1、ではなければ0のダミー変数

(3) 談合の効果を測定するための説明変数

談合の効果を把握するためには、まず全体の資料を談合判定が出た資料と談合判定が出なかった資料で区分してみる必要がある。このために、我々はいわゆる「談合判定ダミー変数」を定義しようとする。

「談合判定ダミー変数」は、1998年～2000年の間に実施した国防部入札件の内、公正取引委員会によって談合と判定された75件の入札に対しては1、そうではない入札件に対しては0の値を付与するダミー変数である。そして、談合判定

ダミー変数は、民需先のすべての契約、国防部の契約の中で非談合期間に締結されたすべての契約、さらに国防部の契約の中で談合期に締結された契約であるが流札によって随意契約された一切の契約に対して0の値を付与する。

鑑定人団が用いる重回帰分析モデルには、入札主体別ダミー変数(国防部ダミー変数含む)および年度別ダミー変数(談合期間の年度ダミー含む)がすでに含まれているため、事実上、国防部と談合期間の積で表される談合判定ダミー変数は、一種の相互作用を表す合成ダミー変数である。このような相互作用変数の存在は、まさに本研究が談合による国防部の年度別落札価上昇分を、一般化された二重差分法によって分離し推定していることを表している。

以下では、談合三ヶ年度にわたった談合判定ダミー変数を、それぞれの年度に分離して談合の効果を年度別に異なるよう設定する。一方、談合の効果をどのように設定するのかという問題は本件の損害額算定において非常に重要な問題であるため、鑑定人団はここでの基本設定以外に、他のモデル設定も本章の4.2節「敏感度分析のため考慮したその他のモデル」で考慮することにする。基本的に鑑定人団は、談合三ヶ年度にわたって、談合の効果を単一の共通の定数または共通の関数で設定するよりは、これをそれぞれ別個の定数または別個の関数で設定する方がより融通性のあるモデル設定だと判断する。これに従い、年度別に談合の効果を測定するために、年度別談合の効果をそれぞれ別途の定数ないし関数で設定した。関数の場合にはログ落札物量の0次関数、一次関数、そして2次関数を試み、追って上で言及した『標本外予測』というモデル選定基準に従い『年度別談合の程度をログ落札物量の一次関数』で設定するモデルを最適なモデルとして採択した。採択されたログ落札価の一次関数形態のモデルを数式で表せば以下のようなになる。ここで γ は談合の程度をあらわす。

年度別ログ落札物量の一次関数談合効果モデル(size=落札物量)：

$$\gamma = \{\gamma_{1998}^0 + \gamma_{1998}^1 \ln(\text{size})\} \times (\text{1998年}) + \{\gamma_{1999}^0 + \gamma_{1999}^1 \ln(\text{size})\} \\ \times (\text{1999年}) + \{\gamma_{2000}^0 + \gamma_{2000}^1 \ln(\text{size})\} \times (\text{2000年})$$

4.2. 敏感度分析のため考慮したその他のモデル

ここでは、敏感度分析のために基本モデルとは異なるが、鑑定人団の考えから一見合理性があると判断されるその他のモデルを紹介する。敏感度分析のためのモデルは原鑑定の基本モデルから原則的に『一度に一つずつ(one at a time)』仮定、変数、資料などを変えたものである。例えば、敏感度分析のために16個のモデルで変数を変えてゆきながら、損害額推定値がどのように変わるのかを把握したものである。以下、敏感度分析は大きく(1)談合の程度を測定する変数設定変化、(2)分析対象資料変化、(3)談合効果関連変数以外の残りの変数変化など、三つの部分に分けることができる。

(1) 談合の程度を測定する変数設定変化

鑑定人団は、先に、年度別談合の程度を物量の関数で設定するにあたって、ログ落札物量の0次、一次、二次関数の三つのモデルで設定し、このモデルのうち二番目のモデル、すなわち、ログ落札物量の一次関数モデルを基本モデルとして採択した。推定方法では、三つのモデル共に加重最小自乗法(WLS)を基本にしたが、通常最小自乗法(OLS)による推定結果も同時に報告する。以下では、談合の程度をあらわす係数ないし関数を γ で表示しよう。

1) 談合の程度を年度別に一つずつ別々の定数で設定する場合(すなわち、談合の程度をログ落札物量の0次関数で設定する場合)

このモデルでは、談合の程度が年度別に異なると仮定し、これを年度別に分離して推定する。

年度別談合効果モデル:

$$\gamma = \gamma_{1998} \times (1998n\text{年}) + \gamma_{1999} \times (1999\text{年}) + \gamma_{2000} \times (2000\text{年})$$

2) 談合の程度を年度別にそれぞれ $\ln(\text{落札物量})$ の1次式で設定する場合

談合の程度は年度別に異なるだけでなく、落札物量によっても異なる。このような可能性を活かしておくためには、各年度別に談合の効果をログ落札物量の一次関数形態で設定することができる。

年度別ログ落札物量の1次式談合効果モデル:

$$\begin{aligned}\gamma &= \{\gamma_{1998}^0 + \gamma_{1998}^1 \ln(\text{size})\} \times (1998\text{年}) \\ &+ \{\gamma_{1999}^0 + \gamma_{1999}^1 \ln(\text{size})\} \times (1999\text{年}) \\ &+ \{\gamma_{2000}^0 + \gamma_{2000}^1 \ln(\text{size})\} \times (2000\text{年})\end{aligned}$$

3) 談合の程度を年度別にそれぞれ $\ln(\text{落札物量})$ の2次式で設定する場合

談合の程度は年度別にそれぞれログ落札物量の2次式で設定される。一方、鑑定人団は、この場合、競争落札もまたそのログ落札物量の二次関数で設定する方が、そうしないモデルに比べて恣意的ではないという判断の下、談合以外の説明変数の集合にログ落札物量の二乗を追加した。

年度別ログ落札物量の2次式談合効果モデル:

$$\begin{aligned}\gamma &= \{\gamma_{1998}^0 + \gamma_{1998}^1 \ln(\text{size}) + \gamma_{1998}^2 (\ln(\text{size}))^2\} \times (1998\text{年}) \\ &+ \{\gamma_{1999}^0 + \gamma_{1999}^1 \ln(\text{size}) + \gamma_{1999}^2 (\ln(\text{size}))^2\} \times (1999\text{年}) \\ &+ \{\gamma_{2000}^0 + \gamma_{2000}^1 \ln(\text{size}) + \gamma_{2000}^2 (\ln(\text{size}))^2\} \times (2000\text{年})\end{aligned}$$

次の三つのモデルは、前の三つのモデルのうち、談合の効果をログ落札物量の一次関数で設定したモデルが最適にあらわれた結果を土台に、談合の程度をログ落札物量の一次関数で設定したモデルを基本にし、他の方式で若干の変形を加えたものである。

4) 談合の程度を予価算定方式別に設定する場合

国防油類購買契約の予価算定方式は、時期によって変化した。このような予価算定方式の差が、談合の程度の差につながるという判断の下、談合の効果を予価算定方式別に設定して見た。

予価算定方式別談合効果モデル:

$$\begin{aligned} \gamma = & \{\gamma_1^0 + \gamma_1^1 \ln(\text{size})\} \times (\text{MOPS}) \\ & + \{\gamma_2^0 + \gamma_2^1 \ln(\text{size})\} \times (\text{1998年4月 固定価格制}) \\ & + \{\gamma_3^0 + \gamma_3^1 \ln(\text{size})\} \times (\text{産業資源部告知価}) \\ & + \{\gamma_3^0 + \gamma_3^1 \ln(\text{size})\} \times (\text{大型民需先}) \end{aligned}$$

5) 1998年と1999年の談合の程度が同じだと設定する場合

西江大学検討意見書では、原鑑定報告書の年度別談合効果モデルを批判しながら『1998年の談合効果=1999年の談合効果≠2000年の談合効果という関係が現われる可能性がある¹³』と主張されたことがある。鑑定人団はそのような主張に、特に理論的な根拠があるとは判断していない。ただ、西江大学検討意見書の指摘を最大限収容するという立場から、これを敏感度分析に含める。

1998年と1999年の談合の程度が同じだと設定したモデル:

$$\begin{aligned} \gamma = & \{\gamma_{98/99}^0 + \gamma_{98/99}^1 \ln(\text{size})\} \times (\text{1998年または1999年}) \\ & + \{\gamma_{2000}^0 + \gamma_{2000}^1 \ln(\text{size})\} \times (\text{2000年}) \end{aligned}$$

6) 談合の程度を年度別に落札物量の1次式で設定する場合

このモデルは基本モデルとは異なり、ログ落札物量の代わりに落札物量自体を談合効果変数に入れた形態である。

¹³ 西江大学検討意見書、p.40

年度別落札物量の1次式談合効果モデル:

$$\begin{aligned}\gamma &= \{\gamma_{1998}^0 + \gamma_{1998}^1(\text{size})\} \times (\text{1998年}) \\ &+ \{\gamma_{1999}^0 + \gamma_{1999}^1(\text{size})\} \times (\text{1999年}) \\ &+ \{\gamma_{2000}^0 + \gamma_{2000}^1(\text{size})\} \times (\text{2000年})\end{aligned}$$

7) 談合の程度を入札件別に別途のパラメーターで設定(予測接近法)

各談合の程度を特定の形態に仮定せず、談合と判定されたすべての入札件に対し、それぞれについて別個の談合効果ダミーを設定できる。

談合件別談合効果モデル:

$$\gamma = \gamma_1 \times \text{談合判定}_1 + \dots + \gamma_{75} \times \text{談合判定}_{75}$$

(2) 分析対象資料変化

1) 談合期間内の国防部流札随意契約27件除外

前に紹介した基本モデルでは、談合期間内の国防部流札随意契約27件を除かず資料に含んで推定し、これら各件を非談合として扱った。したがって、その効果を知るために、ここでは、上記の27件の契約を原鑑定と同様に資料から除外して損害額を算定した。

2) 推定した米軍国際入札分9件除外

米軍納の場合、精油社側で購買契約書など関連資料を保管したものがなかった。ただ、米軍の国際入札資料15件中6件に対してのみ、S-Oil側から落札物量を確認してもらうことができた。「基本モデル」では残り9件に対して、前の6件を基準に総入札にかけた物量の内、S-Oilが落札を受けた物量の割合を換算し落札物量を求めて用いる。これは、9件の資料に対して「近似値」を求めてでも資料を利用する方が、利用しないよりは良いという判断からである。しかし、これら9件の資料の正確度は確かに落ちるため、上記の9件を除いても損害額を推定した。

(3) 談合効果関連変数以外の変数変化

1) 「固定価格制×外為危機による為替危機の時期」の相互作用変数を除外
外為危機によって為替危機が増大した時期に固定価格制で契約する場合、その落札価が上昇するという一理あると判断するため、基本モデルにこの効果を捕捉するダミー変数を入れて損害額を推定したことは前に説明した通りである。ここでは、その効果を把握するために「固定価格制×外為危機による為替危機の時期」の相互作用変数を除いて損害額を算定した。

2) 外為危機による為替危機の時期を変動させた場合

「固定価格制×外為危機による為替危機の時期」の相互作用変数を設定する時、基本モデルでは1997年11月から1998年6月の間を為替危機が増大した時期だと判断したが、1997年後半から1998年前半の期間を、外為危機によって為替危機が増大した時期と見ることもできるため、その時期を1997年11月～1998年10月、1997年11月～1998年12月など、二つに延ばして損害額を推定した。

3) 最低単価制と地域別最低単価制を区分

この補完鑑定では原鑑定とは異なり、最低単価制と地域別最低単価制の性格が基本的に同じと判断し、これを同じ入札方法で扱う。したがって、原鑑定と同じく二つの入札方式を別個に扱う場合に、損害額がどのように変わるのを見るためこれを敏感度分析に含む。

4) 航空会社の油類購買契約を希望数量単価制で取り扱う

今回の補完鑑定では、航空会社の油類購買契約を一般的な希望数量単価制による契約とは異なる入札方式による契約として把握した。しかし、航空会社の油類購買契約を、原鑑定と同様に、希望数量単価制契約として扱い損害額を推定した。

5) 国防部×推定された輸送費変数追加

基本モデルでは、納品条件および輸送手段関連一切のダミー変数を除外する。その代わりに、納品条件および輸送手段が落札価に与える効果は、入札主体ダミー変数および油種ダミー変数がその効果を捕捉するようにした。ただ、国防部の場合には、会計学的方式によって入札件別に輸送費を計算しておいたものがあつたので、国防部に限り追加で、(推定された)輸送費が落札価に与える効果を捕捉するために、基本モデルに「国防部×推定された輸送費」の相互作用

項を新しい変数として取り入れた。

5. 分析に使用した資料の基礎的分析

5.1. 資料の特性

鑑定人団が原鑑定を経て、最終的に、補完鑑定段階で用いた資料の総数は、1995年から2003年までの9ヵ年度にわたり、総1,056件の落札資料になる。

これから提示する各表は、鑑定人団が用いた総1,056件の入札資料を、入札主体別、入札主体および年度別、落札会社別、そして油種別に区分したものである。まず、[表5-1]は入札主体および年度別に分類した資料の結合分布を示している。

[表5-1]入札主体および年度別資料の結合分布

入札年度	国防部	韓電	航空会社	鉄道庁	水協	海警	米軍	計
1995年	66	0	0	0	0	0	3	69
1996年	66	0	2	0	0	0	3	71
1997年	61	29	4	1	17	22	1	135
1998年	56	74	4	6	18	12	4	174
1999年	32	31	2	9	20	16	4	114
2000年	14	66	2	9	16	19	7	133
2001年	13	71	2	6	21	15	3	131
2002年	14	58	4	6	17	13	2	114
2003年	14	61	2	3	18	16	1	115
計	336	390	22	40	127	113	28	1,056

[表5-2]は契約油種別に購買者の分布を示している。

[表5-2]契約油種別購買者の分布

	国防部	韓電	航空会社	鉄道庁	水協	海警	米軍	計
揮発油	39	0	0	0	0	0	5	44
航空油(JP-8, 4)	77	0	0	0	0	0	11	88
航空油(JET-A1)	9	0	22	0	0	0	0	31
低硫黄軽油	14	64	0	40	0	113	2	233

高硫黄軽油	43	0	0	0	127	0	10	180
酷寒期軽油	45	0	0	0	0	0	0	45
室内燈油	69	0	0	0	0	0	0	69
ボイラー燈油	10	132	0	0	0	0	0	142
低硫黄バンカーC油	23	156	0	0	0	0	0	179
高硫黄バンカーC油	7	38	0	0	0	0	0	45
計	336	390	22	40	127	113	28	1056

5.2. 入札主体および時期別落札価比較

ここではまず、年度別に、入札主体が国防部かどうかによって平均落札価に差があるのかを考察する。これは、一種の基礎統計の調査であるため、落札価に影響を与える諸般の状況はまったく統制されなかった。ここでの基礎的な統計分析は、追って言及する重回帰分析方法に従い、様々な特性が統制されている状況に進むための一つの出発点として理解できる。

下の[表5-3]は、入札主体および年度別に実質平均落札価の推移を見せている。便宜上、分析に使われた1995年～2003年の全体期間を三つの部分区間、すなわち、1995～1997年の非談合一期、1998～2000年の談合期、最後に2001～2003年の非談合二期に区分した。

[表5-3] 入札主体別、年度別実質平均落札価の推移(単位:ウォン/リットル)

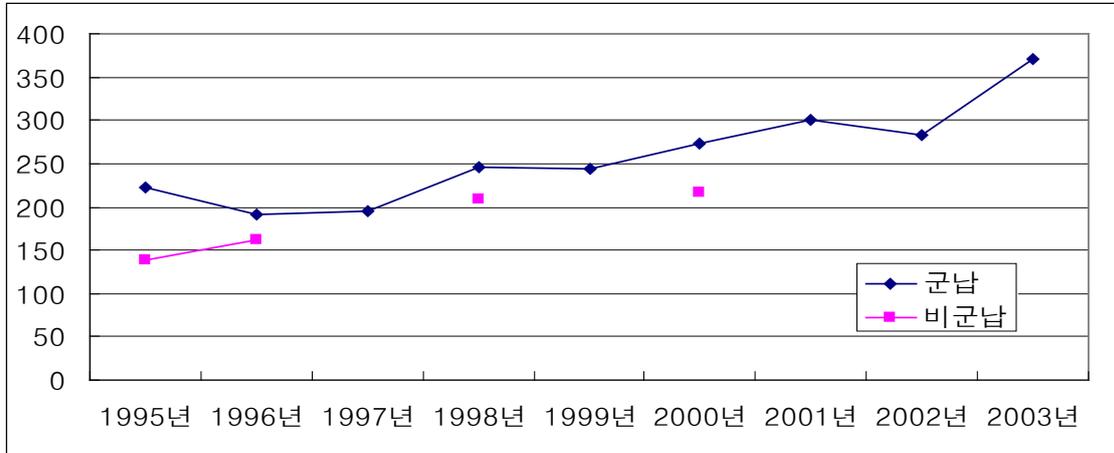
談合期/ 非談合期	年度	国防部	韓電	航空会社	鉄道庁	水協	海警	米軍
非談合 1期	1995年	194.60	-	-	-	-	-	141.35
	1996年	227.38	-	204.24	-	-	-	166.71
	1997年	221.39	223.79	214.29	210.56	240.34	247.09	185.85
談合期	1998年	259.00	153.66	212.72	183.11	187.22	240.79	218.43
	1999年	260.07	182.97	136.43	178.25	198.50	186.30	158.63
	2000年	266.31	246.82	239.32	268.87	273.68	292.29	245.96
非談合 2期	2001年	289.63	244.27	277.72	278.65	262.58	329.98	213.80
	2002年	248.08	260.42	237.10	232.76	275.11	254.90	252.23
	2003年	318.09	253.12	278.41	303.57	278.51	322.68	239.30

表を見ると、入札主体別に落札価に大きな差があることが分かる。このような入札主体別落札価の差は、すべての年度にかけて観測されている。ただ、年度別に入札主体間の落札価の差は大きく異なる。いくつかの例外を除けば、全般的に、軍納落札価は非軍納落札値価に比べて高いものとあらわれるが、その高さの程度は非談合期間においてよりも、談合期間においてさらに深化する傾向を見せている。このような差別的な差の効果は、談合期間の中でも1999年に特に目立つ。[表5-3]で見られるように、非談合期である1997年の国防部と航空会社の平均落札価は、1リットル当たりそれぞれ221.39ウォンと214.29ウォンであり、その差は7.1ウォンに過ぎないが、談合期である1999年の国防部と航空会社の平均落札値は、1リットル当たりそれぞれ260.07ウォンと136.43ウォンで、その差は123.64ウォンに至る。軍納の特殊性を勘案し、一般的に、軍納価格が非軍納価格より高いことを認めるとしても、その差は非談合期(例えば、1997年の差7.1ウォン)より談合期(例えば、1999年の差123.64ウォン)により大きく広がる。ちなみに、この二つの差の差から談合の程度を捕捉する方法がまさに二重差分法の基本アイデアである。

しかし、この表に登場する平均落札価では購買時期による年度効果は統制されているが、依然として購買油種、入札規模および包装有無などが落札価に与える効果は統制できていない。したがって、入札主体および年度別に落札価を単純比較することは難しい。落札価の二重比較は単純比較の問題点を多かれ少なかれ緩和させるが、鑑定人団が後に用いる方法である一般化された二重差分法より厳密ではない。原鑑定情報報告書の第2章で詳しく説明したように、一般化された二重差分法は、優先的に、諸般の説明変数が落札価に与える一連の効果を統制した後に、二重差分法を適用して談合の効果を推定するというより洗練された方法である。

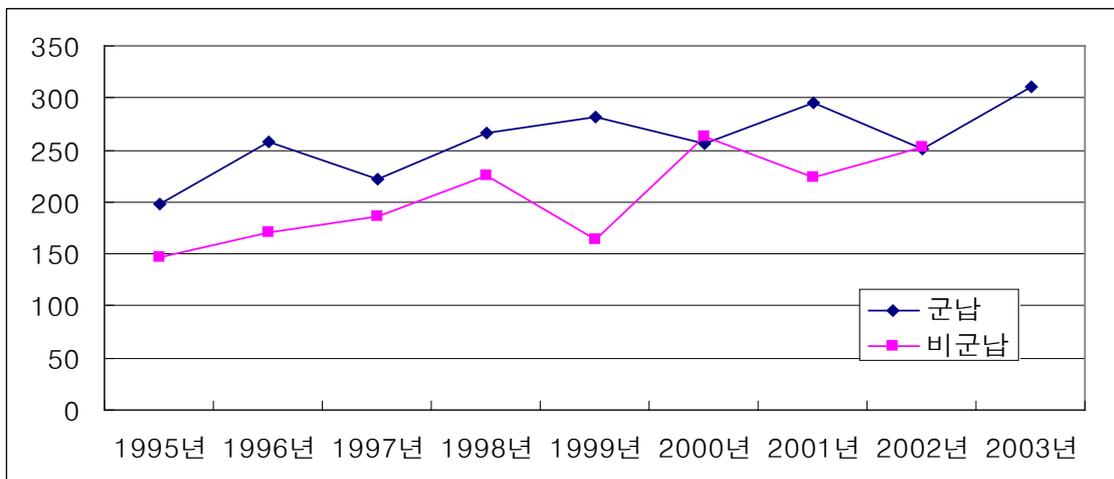
ちなみに、下の[グラフ5-1]～[グラフ5-6]は油種別に軍納と非軍納の実質平均落札価の推移を時系列で示したものである。この時、平均は落札物量を基準に加重を与え計算した。

[グラフ5-1] 軍納と非軍納の揮発油実質平均落札価格の推移



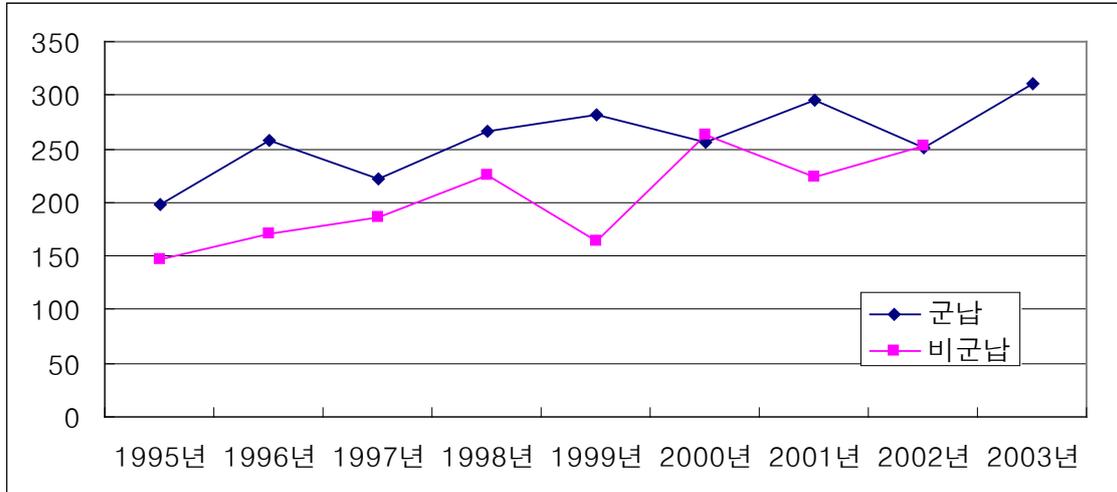
注) グラフ中で、軍納：軍納 非軍納：非軍納

[グラフ5-2] 軍納と非軍納の航空油JP実質平均落札価格の推移



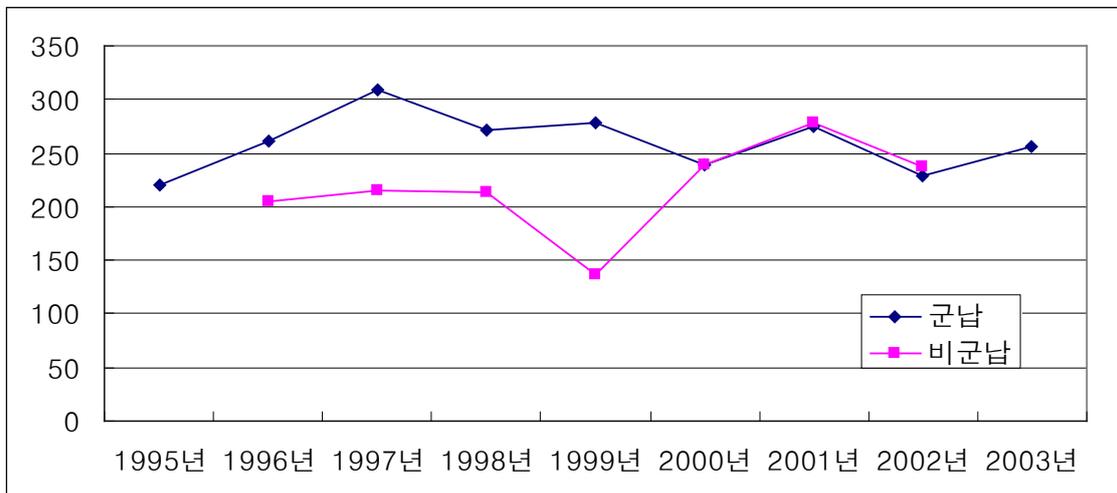
注) グラフ中で、軍納：軍納 非軍納：非軍納

[グラフ5-3] 軍納と非軍納の航空油JET-A1実質平均落札価格の推移



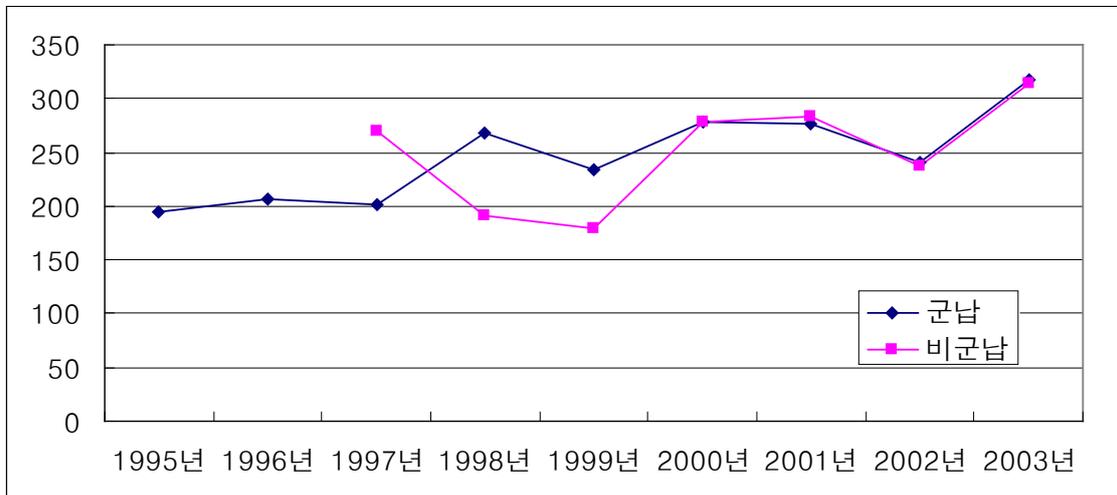
注) グラフ中で、軍納：軍納 非軍納：非軍納

[グラフ5-4] 軍納と非軍納の低硫黄軽油実質平均落札価格の推移



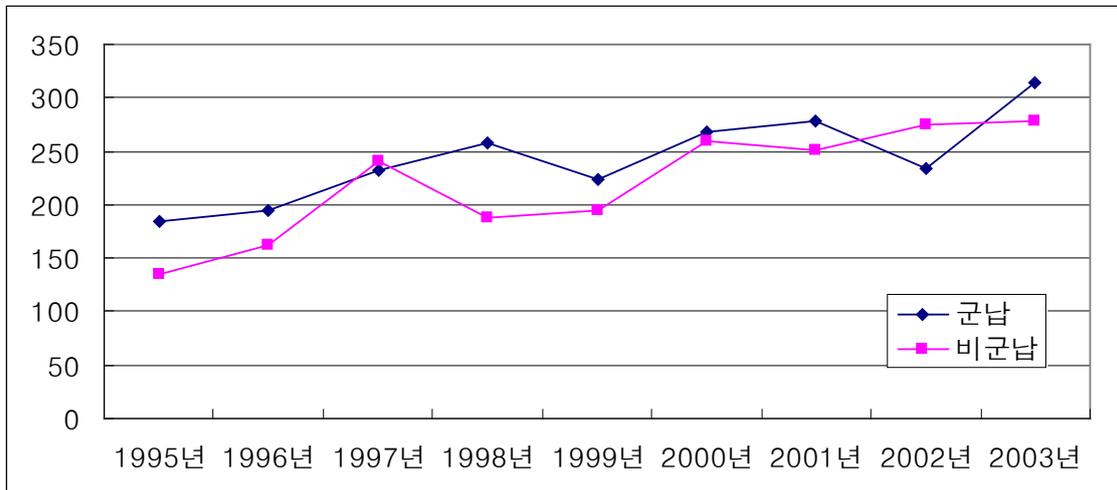
注) グラフ中で、軍納：軍納 非軍納：非軍納

[グラフ5-5] 軍納と非軍納の高硫黄軽油実質平均落札価格の推移



注) グラフ中で、軍納：軍納 非軍納：非軍納

[グラフ5-6] 軍納と非軍納の低硫黄バンカーC油実質平均落札価格の推移



注) グラフ中で、軍納：軍納 非軍納：非軍納

5.3. 軍納および非軍納資料の価格調整制度比較

次に、[表5-4]～[表5-6]を通して、入札主体および年度別に価格条件の差を考察してみると、航空会社と米軍および韓電の場合、すべての契約に対して国際価連動制を価格調整方式として採択したことが分かる。一方、他の入札主体も2002年以降にはすべての契約に対して国際価連動制で契約を締結した。

[表5-4] 入札主体および年度別固定価格制による契約件数

入札年度	国防部	韓電	航空会社	鉄道庁	水協	海警	米軍	計
1995年	0	0	0	0	0	0	0	0
1996年	0	0	0	0	0	0	0	0
1997年	0	0	0	1	17	0	0	18
1998年	49	0	0	6	18	0	0	73
1999年	0	0	0	9	20	0	0	29
2000年	0	0	0	0	16	0	0	16
2001年	0	0	0	0	8	0	0	8
2002年	0	0	0	0	0	0	0	0
2003年	0	0	0	0	0	0	0	0
計	49	0	0	16	79	0	0	144

*固定価格制とは、契約締結以後の産業資源部公示価/申告価または国際価格に変動があったとしても、実際の配達物量全体に対して最初の落札時点の価格を適用する制度である。

[表5-5] 入札主体および年度別内需価連動制による契約件数

入札年度	国防部	韓電	航空会社	鉄道庁	水協	海警	米軍	計
1995年	66	0	0	0	0	0	0	66
1996年	66	0	0	0	0	0	0	66
1997年	61	0	0	0	0	22	0	83
1998年	7	0	0	0	0	12	0	19
1999年	32	0	0	0	0	16	0	48
2000年	9	0	0	9	0	19	0	37
2001年	0	0	0	6	0	15	0	21
2002年	0	0	0	0	0	0	0	0
2003年	0	0	0	0	0	0	0	0
計	241	0	0	15	0	84	0	340

*内需価連動制とは、産業資源部公示価または申告価を基準に、契約締結の60日以降5%以上の価

格変動が発生する場合のみ60日周期で価格を調整する制度である。

[表5-6] 入札主体および年度別国際価連動制の契約件数

入札年度	国防部	韓電	航空会社	鉄道庁	水協	海警	米軍	計
1995年	0	0	0	0	0	0	3	3
1996年	0	0	2	0	0	0	3	5
1997年	0	29	4	0	0	0	1	34
1998年	0	74	4	0	0	0	4	82
1999年	0	31	2	0	0	0	4	37
2000年	5	66	2	0	0	0	7	80
2001年	13	71	2	0	13	0	3	102
2002年	14	58	4	6	17	13	2	114
2003年	14	61	2	3	18	16	1	115
計	46	390	22	9	48	29	28	572

*国際価連動制とは、シンガポール現物市場の製品価格(MOPS)を基準に毎月価格を調整する制度である。

6. 回帰分析モデルの推定結果

前章では、本鑑定人団が用いる資料の基本的な特性について、基礎分析を通じて考察した。こうした分析はそれが持つ有用性にもかかわらず、諸変数が落札価に及ぼす効果を全体的な回帰分析の枠内で個別に分離して表すことは不可能である。その全般的な枠がつまり回帰分析モデルである。本鑑定人団は、既述した基本モデルで談合と判定された三年間の談合の効果が年度別に区別できるよう、また、年度別の談合効果がログ落札物量の一次関数に近似するようモデルを設計している。以下ではこのような基本モデルを「年度別一次式談合効果モデル」とすることにし、この基本モデルに基づく推定結果を紹介したいと思う。

6.1. 基本モデルの推定結果

基本モデルを推定した結果、1998年から2000年までの3年間、軍納油の入札談合による損害額の推定値は加重最小二乗法(WLS)による推定値基準で約1,120

億ウォンであるということが分かった。¹⁴また、基本モデルを通常最小二乗法(OLS)で推定すると損害額の推定値は約1,093億ウォンとなり、両者間の差は約27億ウォンである。

以下では、補完鑑定の基本モデルである‘年度別一次式談合効果モデル’の推定値が具体的にどのような過程を経て導出されたのかについて考察し、また、回帰分析モデルに用いられる変数や資料・過程などを変更する場合、推定値がどのぐらい変化するのかについて見ていくことにする。

まず、本鑑定人団は談合による損害額の推定値約1,120億ウォンを解釈するに当たり、忘れてはならない注意事項を喚起しておきたいと思う。本鑑定人団の損害額推定値である約1,120億ウォンは比較的合理的な根拠の下で、科学的かつ客観的な方式で導出されたものである。しかし、他の計量経済学または統計的な推定値がそうであるように、これもまた、あくまでも一つの推定値に過ぎない。損害額の推定値はモデルや資料・推定方法の変化によって変わってくるということは必然である。

推定モデルが、間違っって設定されたことで生じる誤差をモデル設定誤差(model specification error)と呼ぶ。数学的に正確なモデルを突き止められない状況でモデル設定誤差の程度を調べるには、合理的だと判断されるモデルのカテゴリーのなかで色々なモデルを推定し、損害額の推定値がどのぐらい変化するかを相互比較して見るしか方法が無い。そのために、本鑑定人団は基本モデルによる損害額の推定値が、回帰分析モデルや推定方法・使用した資料・分析期間・入札件別談合処理の有無・説明変数・従属変数などの変化によってどう変わってくるのかを調べる敏感度分析を行う。敏感度分析は、基本的には資料の見方の変化や、推定法の変化、または資料全体が変化することで推定値がどのぐらい変わるのかを把握するための分析である。モデルの設定が変わっても

¹⁴ 西江大研究陣は、本鑑定人団が原鑑定報告書で加重最小二乗法を適用する際、加重値として落札金額を使用したことは「逆因果関係」の問題をもたらすと指摘している。(西江大検討意見書、p.33)本鑑定人団は妥当な指摘であると受け入れ、最終的な補完鑑定段階ではこの問題を解決するため、加重値として実際の落札金額に替わって‘推定の落札金額’を用いた。さらに、その結果として得られた損害額の推定値を、加重値として落札物量を用いた場合及び加重値を用いなかった場合と比較した。一方、仮に従属変数としてログ落札価ではなく落札価自体を用いるとする場合、本鑑定人団の論理では加重値として‘(推定の)落札金額’ではなく‘落札物量’が適していることになる。従って、本鑑定人団は、従属変数として落札価を、加重値として落札物量を使用して加重最小二乗法で損害額を推定することにした。その結果、損害額は約1,134億ウォンとなり、本鑑定人団が基本モデルに加重最小二乗法を適用して得た損害額の推定値約1,120億ウォンとの差はわずかに約14億ウォンに過ぎないということが明らかになった。

(もちろん合理的なモデルという枠内で) 損害額の推定値が大きく変化しない場合、一般的にモデル設定の誤差は大きくないとみなす。

敏感度分析の結果、最も大きかった損害額の推定値は、加重最小二乗法を基準として今回の補完鑑定の基本モデルから‘固定価格制×外為危機による為替リスク増大時期’の相互作用項を除いたケースで、損害額は約1,285億ウォンと算定された。これは、基本モデルから得られた推定値の約1,120億ウォンより、およそ165億ウォン高い数値である。‘固定価格制×外為危機による為替リスク増大時期’の相互作用項を除く場合、このように損害額の推定値が大きくなる理由は次のようなものである。まず、この相互作用項の変数は、固定価格制契約が特に為替リスクが増幅した時期に落札価を引き上げるという効果を捉えている。この相互作用項の変数を除く場合、為替リスク増大時期の特殊性を認めないことになる。具体的に言えば、外為危機にあった1997年11月から1998年6月までの為替リスクが高かった時期に、固定価格制で結んだ契約の特殊性を認めないことになる。国防部の場合、1998年度の契約は先にも述べたように、その大半が固定価格制方式で外為危機が進行中であった1998年4月に締結されたため、外為危機の特殊性が認められなければ、高い落札価のより多い部分が談合の効果として捉えられることになる。

一方、最も低い損害額の推定値は、加重最小二乗法による推定値を基準として「固定価格制×外為危機による為替リスク増大時期」の相互作用項に登場する外為危機による為替リスク増大時期を1997年11月～1998年12月と設定したケースで、約1,087億ウォンとなり基本モデルから得られた損害額推定値1,120億ウォンより約33億ウォン低い水準であった。つまり、モデルの設定によって損害額の推定値は(加重最小二乗法による推定値を基準として)約1,087億ウォンから約1,285億ウォンまで得られ、本鑑定人団が提示した基本モデルからの推定値約1,120億ウォンと比べると、最低で33億ウォン低い値段から最高165億ウォン高い値段の間で推定値が得られる。

次に、通常最小二乗法による損害額推定値基準で、敏感度分析の結果を整理すると、モデル設定によって損害額の推定値は約972億ウォン(談合の程度を年度別に別個の定数とするモデル)から約1,227億ウォン(従属変数として落札価自体を用いるモデル)まで得ることができる。¹⁵これを、本鑑定人団が加重

¹⁵ 先に指摘したように、本鑑定人団は、補完鑑定段階で談合の効果をよりうまく推定するモデルの設計に力点を置き、談合の効果を年度別にログ落札物量の関数で推定することが最も適切であるとの結論に達した。従って、談合の効果を年度別に定数として推定するモデルであるOL

最小二乗法で得た基本モデルの損害額推定値である1,120億ウォンと比べると、148億ウォン低い水準から107億ウォン高い水準の間で損害額推定値が得られるということになる。つまり、敏感度分析の結果、本鑑定人団が提示した損害額推定値約1,120億ウォンはモデル、資料・推定法などが合理的な範囲内で変化することで、下方に約148億ウォン低下することが可能であり（談合の程度を、年度別に別個の定数とみなすモデルを通常最小二乗法で推定する場合）、上方には約165億ウォンまで上昇可能（「固定価格制×外為危機による為替リスク増大時期」の相互作用項を除いたモデルを、加重最小二乗法で推定する場合）であること¹⁶が分かった。

一方、全ての推定値は標本が変わる事によってその値も変化する。標本によってその値が変わる典型的な程度を標準誤差(standard error)という概念を通じて測定する。

標準誤差は、その概念がモデル設定誤差とはまったく異なるものである。モデル設定誤差はモデル設定の誤謬によって生じた誤差であるが、標準誤差はモデル設定が正しい場合でも標本の抽出に伴う不確実性によって依然として発生する誤差である。一般的に、正しいモデル(true model)を知っていることがそのモデルの正しい係数(true coefficient)まで知ることを意味するものではない。モデルの係数は標本から推定しなければならない。モデル設定が正しいとしても標本が変わることによってその係数の推定値が変化し、その結果、損害額の推定値が変わってくるのは必然である。お互い異なる標本によって損害額の推定値が変わる典型的な程度が、損害額推定値が含む標準誤差である。

年度別の1次式談合効果モデルをWLSで推定した損害額、約1,120億ウォンに含まれている標準誤差は、約326億ウォンであるという計算だった。従って、本鑑定人団の基本モデルである年度別の1次式談合効果モデルに基づいて推論すると、1998年~2000年の3年間にわたる軍納油類入札談合による損害額推定値は、通常95%の信頼水準で約（468億ウォン、1772億ウォン）の間になる。一方、基本モデルを通常最小二乗法(OLS)で推定すると、損害額の推定値は約1,

S は望ましくないと判断する。年度別定数のモデルと共に上の脚注の二つのモデルも除けば、OLSの場合、損害額推定値の最高額は1,227億ウォン（従属変数として落札価自体を用いるモデル）であり、最低額は995億ウォン（談合効果を予価算定方式によって推定するモデル）である。

¹⁶ 上の二つの脚注からすると、損害額の推定値は下方におよそ125億ウォン（談合効果を予価算定方式によってOLSで推定するモデル）ほど低下する事になり、上方にはおよそ107億ウォン（従属変数として落札価自体を用いてOLSで推定するモデル）上昇する事になる。

093億ウォンとなり、その標準誤差は約223億ウォンである。従って、OLSによる損害額の推定値は、通常の95%の信頼水準で約（647億ウォン、1,539億ウォン）の間となる。

以上の内容をまとめてみると、本鑑定人団の「基本モデル」による損害額の推定値約1,120億ウォンは、客観的かつ合理的な根拠を下に導出されたものであるため、推定値がどちらかに偏っているとは思えない。¹⁷ただ、先に述べたように、今回の補完鑑定の基本モデルによって導出された損害額推定値約1,120億ウォンを解釈するに当たり、モデル設定誤差及び標準誤差が存在するということを忘れてはならない。

これまでは、基本モデルの推定結果を利用した損害額の推定値について考察し、また敏感度分析から得られた数値とも比較した。以下では、基本モデルの推定結果を変数別により詳しく見ていきたいと思う。次の[表6-1]は、本鑑定人団が今回の補完鑑定で基本モデルとして採択した、年度別の1次的談合効果モデルを推定した結果を表すものである。モデルの適合度(goodness of fit)を表す決定係数(pseudo R-square)は約0.82となった。これはログ落札価の（全体の入札件にわたる）総変動の内、約82%ほどが諸説明変数の変動によって説明されていることを意味する。

[表6-1] モデル推定結果（年度別の1次談合効果モデル、加重最小二乗法）

	変数名	係数数値	tの値
談合効果測定	1998年談合	0.271	2.99
	98年談合×In（物量）	0.014	1.22
	1999年談合	0.351	4.17
	99年談合×In（物量）	0.010	0.54
	2000年談合	0.072	1.37
	00年談合×In（物量）	0.009	0.57
入札主体ダミー （基準:航空会社）	国防府	0.038	0.27
	韓電	1.267	5.24
	鉄道庁	1.148	3.84
	水協	-0.187	-0.85
	海警	0.442	2.21
	米軍	0.699	2.76

¹⁷ 統計学または計量経済学の文献ではこのような性質を不偏性(unbiasedness)と呼んでいる。

年度ダミー (基準:2003年)	1995年	0.052	1.10
	1996年	0.161	3.87
	1997年	0.016	0.56
	1998年	-0.103	-2.27
	1999年	-0.117	-3.25
	2000年	-0.028	-1.78
	2001年	0.015	0.89
	2002年	-0.002	-0.06
油類ダミー (基準:ガソリン)	航空油(JP-8)	0.019	0.54
	航空油(JET-A1)	0.033	0.58
	低硫黄軽油	-0.036	-0.95
	高硫黄軽油	-0.068	-1.75
	寒冷地用軽油	0.017	0.47
	室内用灯油	0.129	3.44
	ボイラー用灯油	-0.115	-2.98
	低硫黄バンカーC油	-0.293	-7.32
	高硫黄バンカーC油	-0.406	-9.32
価格制度ダミー (基準:国際連動制)	固定価格	0.006	0.22
	内需価連動	0.073	2.69
外為危機による為替ダミー	固定価格制×外為危機による為替リスク増大期	0.080	1.30
入札方式ダミー (基準:最低価入札)	希望数量単価制	0.008	0.47
	国際入札	-0.431	-3.55
随意契約 関連ダミー	国防部×流札による随意契約×談合期間	0.120	1.64
	国防部×流札による随意契約	-0.014	-0.74
	国防部×流札による随意契約(随意示談)	-0.017	-0.60
その他ダミー	包装の有無	0.152	4.68
	入札制限	-0.026	-1.34
ドル建て原油導入 価×入札主体 相互作用	原油導入価×国防部	-0.365	-0.87
	原油導入価×韓電	-0.387	-1.17
	原油導入価×鉄道庁	-1.019	-2.79
	原油導入価×水協	0.116	0.28

	原油導入価×海警	-0.047	-0.17
	原油導入価×米軍	-0.987	-2.03
為替×入札主体 相互作用	為替×国防部	0.105	1.41
	為替×韓電	-0.747	-4.76
	為替×鉄道庁	-0.677	-3.35
	為替×水協	0.237	2.01
	為替×海警	-0.192	-1.59
	為替×米軍	-0.087	-0.64
その他の変数	為替	0.734	7.59
	ドル建て原油価	3.173	9.47
	In (物量)	0.006	0.90
	定数	3.991	26.60

* 係数推定値の単為を見やすくするために、為替は1000ウォン/ドル、原油導入価は100ドル、入札規模は10億リットルを測定単為とした。

** tの値は、WhiteのHC variance公式を利用して求めた数値である。

*** 上位二つの脚注事項は、本報告書に掲載された全ての模型推定結果の表に適用される。

**** 標本の大きさ：1,056 / pseudo R_square : 0.82

上の回帰分析結果で、入札主体別のダミー変数の係数を解釈するには相当な注意が必要とされる。それは、基本的に次の二つの理由からである。

まず、それぞれの入札変数が捉える効果が、実に多様である可能性があるからだ。例えば、先に述べたように今回の補完鑑定段階では、輸送手段及び納品条件を別途の変数として統制しなかった。それは、輸送手段及び納品条件に対する情報を与えられた資料に基づき一目瞭然に整理することが難しく、また、分類方式が入札主体別に異なり時期の面でも変化するという点があったためでもある。航空会社の場合、航空会社ダミー変数は、航空会社が使用する油類の特殊性や航空会社の特殊な契約方式(taiko-it-or-leave-it-offer)、輸送コストなど統制できなかった部分の影響が落札価に及ぼす様々な効果を捉えることになる。

第二に、入札主体別にダミー変数は、単独のみならず他の変数との相互作用項を通して登場する。例えば、国防部の場合、国防部のダミー変数はそれ自体として登場する他にも「原油導入価×国防部」、「為替×国防部」、「国防部×流札による随意契約」、「国防部×流札による随意契約×談合期間」など

多数の相互作用項を通して登場する。¹⁸従って、他の諸効果を統制した状態で国防務が購入する油類の競争落札価が、基準となる航空会社が購入する油類の競争落札価に比べ、平均何パーセントの違いが生じるのかを把握するためには、国防務のダミー変数の係数数値だけでなく国防務のダミー変数が登場する全ての項目の係数数値を総合的に検討しなければならない。ただ、国防務の場合は、競争価格を把握する際に談合と関連した変数一切（国防務×1998年、国防務×1998年×In（落札物量）、国防務×1999年、国防務×1999年×In（落札物量）、国防務×2000年、国防務×2000年×In（落札物量）など）の係数は、当然除外させなければならない。他の入札主体に対しては、こうした談合の問題がないため、該当入札主体のダミー変数が登場する全ての変数の係数推定値を考慮し、入札主体別競争価格の特殊性を把握しなければならない。¹⁹

次の[表6-2]は、各入札主体別の競争落札価が、航空会社の競争落札価と比較して何パーセントの差があるのかを全般的に表すものである。また、参考までに、その全般的な効果を該当入札主体のダミー変数の係数推定値と比較している。先に述べた第二の理由により、入札主体のダミー変数だけでは航空会社に対比した入札主体の競争価格の差を正確につかめない。入札主体のダミー変数が相互作用の形としても登場するからである。

[表6-2] 入札主体別平均落札価の比較（航空会社基準、WLS）

入札主体	入札主体別ダミー変数及び相互作用項考慮		入札主体別ダミー変数	
	推定値	標準誤差*	推定値	標準誤差
国防務	0.077	0.06	0.038	0.14
韓電	0.279	0.07	1.267	0.24
鉄道庁	0.100	0.07	1.148	0.30
水協	0.124	0.07	-0.187	0.22

¹⁸ 同様の方式で、韓電の場合、ダミー変数自体の他に「韓電×原油導入価」、「韓電×為替」、「韓電×随意契約」などを通して韓電のダミー変数が登場し、鉄道庁・水協・海警の場合、各入札主体のダミー変数に加え為替と原油導入価との相互作用項が追加的に登場する。また、米軍の場合、米軍ダミーの他に為替と原油導入価との相互作用項及び「米軍納国際入札」という変数がモデルに追加される。

¹⁹ 入札主体別のダミー変数の係数推定値に、該当ダミー変数が登場する相互作用項の「係数推定値×（ダミー変数を除く残りの変数部分の標本平均値）」等を全部合算し、入札主体別の落札価が航空会社に比べて何パーセントの差があるのかを計算する。（参考までに、航空会社の場合固有の入札主体ダミー変数を持たないため合算する係数が無く、従って合算値は「0」になる。）一方、本文で述べたように、軍納の場合、今回のように競争価を求める際、談合と関連して国防務のダミー変数が登場する項目は除外させなければならない。

海警	0.201	0.08	0.442	0.20
米軍	-0.049	0.07	0.699	0.25

* 表の全体効果の標準誤差は、デルタ方法 (delta method) により計算することができる。
 デルタ方法に関する説明は、Greene(2003),Econometric Methods, 4th ed., p.118 を参照。

上の表が示す数値を詳しく調べてみることにする。国防部の場合、全般的な競争価格は諸要因を統制した後も、航空会社より約8%高い水準となっている。反面、国防部のダミー変数の係数を見ると約4%と推定されているが、これは全般的な効果に比べて軍納の特殊性を過小評価しているように思われる²⁰。韓電と鉄道庁の場合、入札主体のダミー変数の係数推定値だけを見ると、これらの落札価格は航空会社に比べ約120%ほど高かったように表れるが、実際、相互作用項を通じて反映される効果まで考えると、その差はそれぞれ約28%と10%に減少し、より現実に見合う数値が得られるということが分かる。

水協の場合、入札主体のダミー変数だけで見ると、航空会社に比べ約19%低い値段で油類を購入しているように思われるが、相互作用項を通じて捉えられる水協の特殊性まで考慮すると、水協は航空会社より約12%程度高い値段で油類を購入していることが明らかになった。海警庁の場合、ダミー変数の係数推定値だけで見ると、落札価格が航空会社に比べ44%ほど高い水準であるが、実際、相互作用項を通じて反映される特殊性まで考慮に入れると、その差が約20%程度に減少することが分かる。最後に米軍の場合、入札主体のダミー変数だけで米軍の特殊性を把握しようとする、これはあたかも米軍が諸要因を統制した後に、国内の航空会社より70%ほど高い値段で油類を購入しているように見え、全く現実性に欠ける。しかし、相互作用項を通じて反映される米軍の特殊性まで考慮すれば、事実上、米軍は国内の航空会社に比べて約5%ほど安い値段で油類を購入していると推定された。

6.2. 1998年固定価格制の中途取り消しにより価格調整効果

1 リットル当たりの価格で測定された落札価格は価格調整方式に従って意味することが異なる。固定価格制の下では、落札価格が該当契約の支配下にある全体の

²⁰ これは国防府のダミー変数が、統制されていない軍納の特殊性を反映する唯一の変数ではないためである。軍納の特殊性は国防府ダミー変数の他にも、その他の変数との相互作用項を通じても登場することができる。こうした理由から国防府のダミー変数の係数は軍納の特殊性を正確に捉えることができない。軍納の特殊性は国防府ダミー変数及び談合効果を除く諸相互作用変数を総合的に考慮し把握しなければならない。

配達物量に対し一律に適用される。反面、内需価連動制及び国際価連動制では、基準価格の変動の際、実際の配達価は契約に定められた公式に基づいて動くようになっているため、最初の契約時点の落札価と異なる場合もある。本鑑定人団は、価格調整制度の差が落札価に及ぼす効果を統制するため「国際価連動制」を比較の基準として設定し、「固定価格制」・「内需価連動制」という二つのダミー変数を使用している。こうした認識の下、本鑑定人団は重回帰分析モデルを推定する際、従属変数として実際の配達価に替わり最初の落札価を使用した。これは、その他の説明変数の効果に加え、多様な価格調整制度の効果を統制した後、談合が落札価に及ぼす効果を切り離したいとする本鑑定人団の趣旨によるものである。また、これは、精油社等の談合行為が直接影響を及ぼすのは入札当時の落札価であり、それから事後に調整された配達価ではないという認識からのものでもある。

ただ、1998年4月の国防部の契約においては、当時固定価格制の下で結ばれた契約であるにもかかわらず、以後の原油価格及び為替の下落を理由に、国防部内から事後‘内需価連動制’に変換することを主張するようになった。これを精油5社が受け入れた結果、1999年1月の配達分に対し一次価格調整が、1999年3月の配達物量に対し二次価格調整が、そして1999年4月の配達物量に対し三次価格調整が行われた。こうした価格調整は、厳密には固定価格制の下では行われるべきではなかったものであった。これに加え、被告等は、国防部の要求に従い約103億ウォン相当の油類を国防部に無償で供給したと主張する。被告側のこのような主張に対して、国防部も約103億ウォン相当の油類を無料で供給してもらったことを認めている。しかし、第1章で述べたように、国防部は、103億ウォンの無償還収金額を談合による損害額から差し引いてはならないと主張している。これに対し、本鑑定人団は、事後の価格調整による割引と無償油類供給はその経済的性格が類似しているため、103億ウォンも損害額から追加的に差し引くべきであると判断する。ただ、これは原告と被告の間で法的な争いが生じている事項であるだけに、これに対する最終判断は裁判所に委ねる。

本題に戻り、価格調整の問題について議論を進めると、1999年1月～4月の事後の価格調整を考慮すると、1998年4月の固定価格制の下で結ばれた軍納油類の契約に対しては、該当落札資料の取り扱いに細心の注意が要される。これと関連して、本鑑定人団は次のような接近方法を採択することにした。まず、事後の価格調整に捉われず、最初の契約は依然として固定価格制の下での入札契約とみなす。これは、入札時点で確かに固定価格制が採択されており、当時、国

防部と精油社のいずれもその後に事情変更により落札価が事実上変動するであろうとは予想していなかったためである。そのため、精油社側は、価格調整方式を固定価格制と認識して入札に参加した。当時の落札価は、固定価格制の方式によってその水準が決定されたと見るのが論理的に正しい。第二に、落札後、為替及び原油価格の下落を理由に事後的に価格調整を「内需価連動制」に基づいて行ったことで、1999年1月、3月、4月の3回にわたる価格調整分に当たる金額は、その分だけ既に事実上の賠償として支払われたとみなし、1998年の軍納談合損害額から差し引くべきであると判断する。

まず、1999年1月、3月、4月の3回にわたる価格調整分に該当する金額は、総280億ウォン程度である。つまり、この金額は、もし1998年4月の契約内容どおり固定価格制が1999年の配達物量に適用されていたら国防부가追加で支払うはずだった金額である。一方、元鑑定報告書の〔付録C〕に詳細に記されているように、1998年度の損害額推定値によって実際差し引く金額が変わる事になり、WLSで推定した「基本モデル」によるとその金額は概ね226億ウォン程度になる。

一方、1998年4月の契約物量に対しては、上記の基本モデルで本鑑定人団が処理した方式のほかに、次のような方式による処理も考えられる。まず、本鑑定人団の方式と同様、これを固定価格制に基づく契約であると把握する。第二に、該当落札価はその後の価格調整分を考慮し、油類別に平均単価を新たに求め、こうして得られた油類別平均単価を1998年4月に実施した軍納入札当時の落札価とみなして回帰分析を行う。問題は、この方法を使用する場合、価格変動の結果修正された平均価格を落札価として用いることで、あたかもこの価格が、固定価格制による落札価であるかのように認識することになり、論理的な矛盾に直面することになるということである。勿論、この価格を変動価格制での落札価と認識し、それに見合う統計処理をすることも不可能なことではない。しかし、そうすると先に述べたように、当時精油社等は変動価格制ではなく固定価格制で入札に参加していたということから、新たな矛盾を生み出してしまうことになる。従って、本鑑定人団はこの方式による損害額は算定しないことにする。

その上、談合が起きたとすると、それは入札時点であったはずであるため、価格の基準として最初の契約当時の落札価を使用することが妥当である。本鑑定人団の分析方法やKDI研究陣による分析方法も、この点においては事実上、同一な意見である。ただ、本鑑定人団は、1998年4月の固定価格制の下で発生し

た軍納油類入札件に対して、その後の価格調整や無償供給があったことから、その該当金額分が談合による損害額推定値から差し引かれるべきであると判断していることが、KDIの分析と異なる部分である。改めて強調すると、先に本鑑定人団が提示した損害額推定値約1,120億ウォンは、本章の第二節で説明した価格調整分約226億ウォンは既に反映されたが、無償供給物量分の約103億ウォンはまだ反映されていない金額である。

6.3. 入札件別最終損害額算定

本節では、談合による最終損害額を入札件別に計算する。このため [表6-1] の回帰分析結果をベースにして、談合件別に談合の程度を切り離し、これに実際の取引額（実際支給額）を考慮して談合件別損害額を求める。次に、これを合算して全体の談合による損害額を求める。具体的に、本鑑定人団は、談合判定が出た75の軍納入札件を年度別に分類し、各件に対して推定された該当年度の談合の程度を適用して損害額を算定した。ただ、1998年の軍納ケースに限り、事後の価格調整効果を考慮して調整された損害額を提示した。下の [表6-3] は、75の軍納談合判定件別にその損害額の推定値を表すものである。特に、本鑑定人団が算定した損害額推定値と原告の国防部側が主張する推定値を件別に比較できるように、二つを対比して提示した。

[表6-3] 年度別一次式談合効果モデルの契約件別損害額（WLS基準）

	年度	月	油類	国防部側の主張	CCC 基本モデルからの推定値
1	1998	4	無煙ガソリン	10,312,208	3,326,551
2	1998	4	無煙ガソリン	923,987,437	619,228,650
3	1998	4	無煙ガソリン	1,126,070,192	578,594,358
4	1998	4	寒冷地用軽油	4,512,046,973	2,048,681,421
5	1998	4	寒冷地用軽油	2,309,309,085	782,152,829
6	1998	4	寒冷地用軽油	2,885,403,127	1,073,071,371
7	1998	4	低硫黄軽油	10,524,358,538	5,201,528,595
8	1998	4	低硫黄軽油	3,987,681,799	982,028,231
9	1998	4	高硫黄軽油	274,480,002	16,328,447
10	1998	4	高硫黄軽油	218,795,858	49,388,173
11	1998	4	高硫黄軽油	9,979,805,855	4,591,085,579
12	1998	4	高硫黄軽油	1,688,978,547	660,873,056

13	1998	4	高硫黄軽油	407,519,906	102,088,034
14	1998	4	高硫黄軽油	310,439,514	87,282,113
15	1998	4	高硫黄軽油	714,199,957	179,936,893
16	1998	4	室内用灯油	166,800,744	53,104,239
17	1998	4	室内用灯油	266,703,571	99,273,125
18	1998	4	室内用灯油	494,680,308	202,423,359
19	1998	4	低硫黄バンカーC油	79,873,791	96,211,558
20	1998	4	低硫黄バンカーC油	100,330,173	113,531,909
21	1998	4	低硫黄バンカーC油	106,747,023	136,250,822
22	1998	4	低硫黄バンカーC油	261,605,374	344,069,268
23	1998	4	航空油(JET-A1)	3,684,176,942	1,535,452,984
24	1998	4	航空油(JP-8)	870,602,236	427,777,975
25	1998	4	航空油(JP-8)	4,167,819,026	2,444,426,124
26	1998	4	航空油(JP-8)	2,218,813,971	1,260,313,547
27	1998	4	航空油(JP-8)	12,565,049,548	7,994,300,487
28	1998	4	航空油(JP-8)	8,051,773,912	4,650,142,520
29	1998	4	航空油(JP-8)	3,933,350,542	2,373,512,759
30	1998	4	航空油(JP-8)	2,545,681,491	1,484,997,492
31	1998	4	航空油(JP-8)	108,530,580	73,048,265
32	1998	10	ボイラー用灯油	350,360,520	366,450,414
33	1998	10	ボイラー用灯油	212,533,260	199,192,789
34	1998	10	ボイラー用灯油	550,291,800	587,348,877
35	1998	10	ボイラー用灯油	425,340,782	452,206,518
36	1998	10	ボイラー用灯油	164,121,973	152,198,602
37	1998	10	ボイラー用灯油	397,032,887	407,997,429
38	1998	10	ボイラー用灯油	333,691,945	341,393,735
39	1999	6	無煙ガソリン	1,371,972,560	1,323,098,432
40	1999	6	無煙ガソリン	885,911,478	724,792,446
41	1999	6	寒冷地用軽油	968,981,758	941,023,896
42	1999	6	寒冷地用軽油	1,360,292,002	1,328,273,702
43	1999	6	寒冷地用軽油	1,434,759,919	1,243,431,435

44	1999	6	低硫黄軽油	10,191,974,389	12,343,042,747
45	1999	6	高硫黄軽油	5,982,992,780	7,173,234,704
46	1999	6	高硫黄軽油	551,327,552	502,928,268
47	1999	6	高硫黄軽油	743,671,436	692,181,167
48	1999	6	高硫黄軽油	612,308,910	537,106,404
49	1999	6	室内用灯油	675,157,684	473,765,768
50	1999	6	低硫黄バンカーC油	453,535,214	439,098,873
51	1999	6	低硫黄バンカーC油	246,610,978	234,789,676
52	1999	6	ボイラー用灯油	114,473,442	130,969,113
53	1999	6	ボイラー用灯油	149,042,528	170,141,478
54	1999	6	ボイラー用灯油	192,069,086	218,846,648
55	1999	6	航空油 (JP-8)	5,358,738,811	4,435,059,556
56	1999	6	航空油 (JP-8)	7,894,829,737	6,643,773,015
57	1999	6	航空油 (JP-8)	7,172,730,213	6,048,737,806
58	1999	6	航空油 (JP-8)	6,812,139,474	5,682,684,173
59	1999	6	航空油 (JP-8)	7,381,968,322	6,247,353,745
60	1999	6	航空油 (JP-8)	5,659,090,073	4,356,173,170
61	1999	6	航空油 (JET-A1)	68,544,854	51,109,777
73	2000	4	無煙ガソリン	888,904,118	251,757,214
73	2000	4	寒冷地用軽油	817,182,657	229,146,660
64	2000	4	寒冷地用軽油	611,417,273	164,899,852
65	2000	4	低硫黄軽油	4,826,726,134	2,187,466,035
66	2000	4	高硫黄軽油	1,504,148,255	610,187,137
67	2000	4	高硫黄軽油	45,347,600	5,207,046
68	2000	4	高硫黄軽油	220,920,691	40,421,548
69	2000	4	室内用灯油	33,046,152	5,112,526
70	2000	4	低硫黄バンカーC油	18,053,158	4,873,284
71	2000	5	航空油 (JP-8)	0	1,180,002,883
72	2000	5	航空油 (JP-8)	0	1,679,723,887
73	2000	3	航空油 (JP-8)	0	605,471,428
74	2000	5	航空油 (JP-8)	0	373,096,700
75	2000	5	航空油 (JP-8)	0	747,889

上の表で、入札件別に提示した損害額を年度別に合算すると次の要約表を得ることができる。

[表6-4] 年度別損害額を集計した結果（WLS基準）²¹

	国防部の主張基準 (流札随意契約除外)	本鑑定人団の 基本モデルからの推定値
1998	81,929,301,375	42,760,199,097
1999	66,283,002,091	61,920,482,976
2000	8,965,746,027	7,328,103,090
合計	157,178,049,493	112,008,785,173

本鑑定人団の推定値によると、1998年度の損害額の推定値は原告の国防部が主張する損害額である約820億ウォンに比べ、392億ウォン少ない約428億ウォンに過ぎないと推定された。反面、1999年と2000年においては、本鑑定人団の損害額推定値が原告の国防部が主張する推定値より、それぞれ約44億ウォンと約17億ウォン少ない約619億ウォンと約73億ウォンと推定された。参考までに、年度別損害額の規模の場合、原告の国防部側の主張では1998年度の損害額が最も大きい、本鑑定人団の推定によると1999年度の損害額が最も大きい水準となっている。この年度別損害額を合算すると、1998年～2000年の三年間の軍納入札談合による総損害額は、流札随意契約分を除いた損害額基準で、原告の国防部が主張する損害額約1,572億ウォンよりおよそ452億ウォン少ない約1,120億ウォンと推定された。

先に、1998年～2000年にわたる全体損害額に対して標準誤差を求めたように、各年度別にも損害額の標準誤差を計算することが可能である。1998年の損害額推定値約428億ウォンの標準誤差は約255億ウォン、1999年の損害額推定値約619億ウォンの標準誤差は約110億ウォン、2000年の損害額推定値約73億ウォンの標準誤差は約39億ウォンであった。これを利用すると、1998年の損害額に対する95%信頼区間は約（-82億ウォン、938億ウォン）となり、1999年の損害額に対する95%信頼区間は約（399億ウォン、839億ウォン）、2000年の損害額に対する95%信頼区間は約（-5億ウォン、151億ウォン）となる。

²¹ 国防部が推定した損害額は、1,584億ウォンであり、ここではこれを本鑑定人団の推定値と対照的に比較をするために、1,584億ウォンから国防部が流札随意契約分に対して主張する損害額である約12億ウォンを削減した金額を基準とした。

一方、損害額を油類別に集計した〔表6-5〕を見ると、総損害額約1,120億ウオンのうち、その半分以上が航空油(JP-8)から発生していることがわかる。

〔表6-5〕油類別損害額推定値 (WLS基準)

油類	損害額
無煙ガソリン	3,500,797,651
航空油(JP-8)	57,939,473,521
航空油(JET-A1)	1,587,310,650
低硫黄軽油	20,714,065,607
高硫黄軽油	15,238,238,568
寒冷地用軽油	7,810,670,167
室内用灯油	822,669,016
ボイラー用灯油	3,026,745,603
低硫黄バンカーC油	1,368,814,379
合計	112,008,785,173

次の表は、1998年~2000年の落札精油社別に談合による損害額の比重と市場シェアを比較して表したものである。両者間では、LG精油と仁川精油で多少の差が見られるが、その他の場合は二つの割合が非常に類似していることが分かる。

〔表6-6〕98年~00年の落札精油社別、平均損害額の割合及び市場シェア²²比較

	LG	S-Oil	SK	現代	仁川	合計
談合損害額 比重	26.4	15.1	28.4	14.0	16.0	100.0
市場シェア	30.1	14.9	35.7	12.0	7.2	100.0

最後に、〔表6-7〕は精油社別に損害額推定値を年度別に分離したものである。

²² 韓国石油公社、各年度「石油類需給統計」

[表6-7] 精油社別、損害額推定値 (WLS基準)

	1998年	1999年	2000年	合計
LG	10,049,362,598	14,645,250,296	1,517,812,138	26,212,425,031
S-Oil	10,000,087,087	11,186,313,168	1,180,002,883	22,366,403,138
S K	10,166,427,983	19,208,116,714	2,780,457,284	32,155,001,981
現代	5,694,938,378	8,013,844,157	1,849,830,785	15,558,613,319
仁川	6,849,383,051	8,866,958,641	0	15,716,341,693
合計	42,760,199,097	61,920,482,976	7,328,103,090	112,008,785,173

6.4. 損害額推定結果の堅固さを見せるための敏感度分析

下の、[表6-8は] モデル、変数、過程、資料などの変化によって、推定された損害額がどのように変化するのかを調べるための、敏感度分析を実施した結果を表すものである。

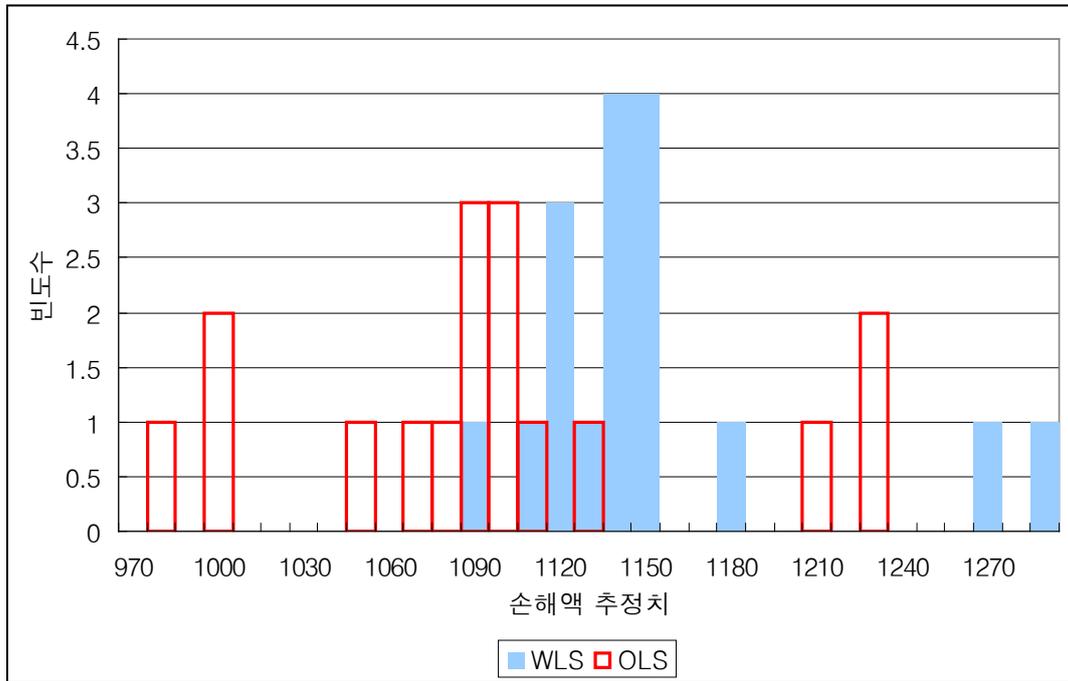
[表6-8] 談合による損害額推定値の敏感度分析

推定方法	加重最小二乗法	通常最小二乗法
基本モデル	1,120 億	1,093 億
談合効果を年度別定数で推定	1,122 億	972 億
談合効果を二次関数で推定	1,138 億	1,090 億
談合効果及び変数のIn(物量)を 落札物量自体に代替し推定	1,149 億	1,089 億
談合効果を予価算定方式によって推定	1,138 億	995 億
1998年と1999年を 同じ談合効果ダミーで推定	1,265 億	993 億
談合効果を入札件別ダミーで推定	1,137 億	1,049 億
談合期間、国防部の流札随意契約除外	1,116 億	1,124 億
落札物量を推定した米軍国際入札分 9件除外	1,172 億	1,206 億

「固定価格制×外為危機による為替リスク増大時期」相互作用項除外	1,285 億	1,223 億
為替リスク増大時期を「97年11月～98年10月」までとした場合	1,147 億	1,100 億
為替リスク増大時期を「97年11月～98年12月」までとした場合	1,087 億	1,064 億
「最低価入札制」と「地域別最低価入札制」ダミーを分離して推定	1,101 億	1,081 億
航空会社の油類契約を希望数量単価制と捉え推定	1,120 億	1,093 億
「国防省×推定された輸送コスト」変数追加	1,149 億	1,076 億
In(落札価)の替わり落札価自体を従属変数として推定	1,134 億	1,227 億
「国防省×固定価格制」ダミー追加	1,142 億	1,102 億

以上、一連の敏感度分析の結果、加重最小二乗法で求められた損害額推定値はモデルによって、基本モデルで得られた推定値である約1,120億ウォンと方向及び絶対額で差があることが分かる。下の図は、上に提示された損害額の推定値を加重最小二乗法による損害額推定値と、通常最小二乗法による損害額の推定値に両分し、それぞれ一つずつ二つのヒストグラムで表し比較しているものである。

[図6.1] 推定方式別、敏感度分析結果得られた損害額推定値の分布



注) グラフにおいて빈도수: 頻度数、 손해액 추정치: 損害額推定値

まず、両ヒストグラムを中心部を比較すると、全般的に、加重最小二乗法で求めた損害額の推定値が通常最小二乗法によるものより大きく表れることが確認できる。次に、中心から離れている程度を比較すると、加重最小二乗法で求めた損害額の推定値が通常最小二乗法によるものより少し集中していることが分かる。これは、加重最小二乗法で損害額を推定する方が、通常最小二乗法で推定するよりモデル設定に比較的敏感ではない損害額、つまり、よりモデル設定に、影響されない堅固な(robust)損害額推定値を提供するということを裏付けるものである。

特に、上で議論したように、「固定価格制×為替リスク増大時期」変数を除く場合と、「1998年と1999年を同じ談合効果ダミーに推定」する場合の敏感度分析を除くとする場合、WLS推定値は1,087億ウォンから1,172億ウォンの間に集中している。しかし、OLSの場合これに加え「談合効果を年度別定数に推定」する場合も除くとしても損害額の推定値が995億ウォンから1,227億ウォンの間で非常に広く分布している。

7. 原鑑定報告書に対するKDI及び西江大学研究陣の論評について

本鑑定人団の原鑑定報告書に対するKDI研究陣及び西江大学研究陣の論評は、大きく分けて、資料に関するもの、モデル及び推定法、結果の解釈に関するものなどであると考えられる。本章では資料を除いた部分に対する論評を次のようにいくつかのテーマに分けて各項目ごとに答弁を行うことにする。

1. 加重最小自乗法関連事項
2. 年度別談合効果関連事項
3. 「国防部×固定価格制」の相互作用項導入関連事項
4. 「為替×入札主体ダミー変数」の相互作用項関連事項
5. 損害額推定値の標準誤差及び信頼区間に対する解釈関連事項
6. 結果解釈関連事項
7. 希望数量単価制関連事項
8. その他の事項

ここではKDIの研究陣及び西江大学研究陣が、原鑑定報告書の提出後この報告書に対し行った法廷証言、または、陳述書、報告書など²³を通じて追加的に提起した論評について答弁したい。さらに本鑑定人団が原鑑定報告書などに対するKDI研究陣及び西江大学研究陣の論評を検討する過程において、直接または間接的に影響を受けて修正を行ったり、本鑑定人団の自らの判断により修正した内容も明らかにする。

7.1 通常最小二乗法（OLS）と加重最小自乗法（WLS）の選択問題

標準線形モデルの仮定の下では、すべての観測の値に同一な加重値を与えモデ

²³ ウァンギョホ、イハンシク、ジョンソンフン、「ソウル大学企業競争力研究センター」の「国防部有入札談合民事訴訟での損害額鑑定のための計量経済分析に対する検討意見書」（以下「西江大学検討意見書」とする）ジョンジンウク、イハンシク、「鑑定報告書の実証分析に対する評価」

ルを推定するOLS推定法が、各観測の値に異なる加重値を与えモデルを推定するWLS推定法に比べ、より良い統計的な推定量が算出できるとされる。その反面、標準線形モデルの仮定が維持されたまま等分散性の仮定だけが異分散性の仮定に変わることになれば、その異分散性の構造を知るかもしくは、少なくとも一致性を確保する方向に推定できる限り、このような異分散性を勘案し各観測値ごとに違う加重値を与えるWLS推定法が、異分散性を勘案しないでモデルを推定するOLS推定法に比べ、少なくとも大規模のサンプルにおいてはより効率的であり、より信頼できる推定量を得ることができるといえる。

上記の議論はいわゆる標準線形モデルという教科書的な状況の下での議論に当たる。つまり、上記の議論はいわゆる標準線形モデルが正しいモデルだという仮定の下で成立する。しかし現実には、教科書の状況とは違う。むしろ現実的に我々が使用するすべての回帰分析モデルは正しいモデルに対する一つの近似モデルだと見る方がより合理的な認識であろう。つまり、回帰分析モデルのためにモデルを $y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i$ と設定した場合、これは多くの場合正しいモデルに対する一つの近似モデルと見るべきである。このような場合、OLSとWLSのどれを選択した方が正しいかといった推定法の選択問題は上記の教科書的な状況とは異なる基準により支配されることもある。つまり、間違っただけの設定の状況下では単に攪乱項に異分散性の問題がないとの理由だけでOLS推定法がWLS推定法より適切な推定法だとの主張はできなくなる。むしろ、場合によっては異分散性の問題がないのにも関わらずOLSよりWLSが分析目的に符合する推定法になることもある。

例えば本件でのように、落札物量により競争的な落札価各及び年度別談合の程度が体系的に変わることもあるが、その関係を現実的に正確に描写することができない場合、WLSの方がOLSより本件の損害額鑑定のための目的及び趣旨に符号する推定法にもなり得る。もちろんこの場合、最も望ましいのは、より正しいモデルを探し出すための努力を続けることである。特に談合の程度が入札規模に影響を受けると思われる本件の損害額推定と関連して、入札規模と非談合落札価格、そして入札規模と年度別談合落札価格間の関係をきちんと設定することが重要だと判断される。（「All model are wrong, but some models are useful」）

まず、本鑑定人団は今回の補完鑑定の段階で物量と落札期間の関係をより柔軟に（Flexibly）設定するための最大限の努力をしてきた。モデルが完璧に設定

されたら、OLS推定結果やWLS推定結果がいずれも損害額の全額に対する不偏推定量を提供するといった側面において、二つの推定法が体系的に違う損害額推定値を算出することはないであろう。その反面、モデル設定を間違った場合、OLS推定法とWLS推定法は一般に、互いに違う損害額推定値を与える。つまり、設定されたモデルが正しいモデルに近づければ近づくほどその設定されたモデルから得るOLS推定結果とWLS推定結果は互いに近くなる可能性は大きいですが、設定されたモデルが正しいモデルから遠ざかるほどその設定されたモデルから得られるOLS推定結果とWLS推定結果は互いに差を見せる可能性が大きくなる。

さきにWLSとOLSの選択問題、そして二つの推定法の選択問題以前に、より根本的なモデル設定問題などについて説明した。本鑑定人団は、上記の内容が西江大学研究陣またはKDI研究陣が原鑑定報告書のWLS推定法に関連し提起した主要論評に対する基本的な答弁として十分であると考え。以下ではその他の付随的な批判の中で答弁を行う必要があると思われるいくつかの事項に対して答弁を行う。

第一に、西江大学研究陣は“CCC報告書ではWLSでモデルを推定しているのに、標準誤差算出にはWhite’s Correctionを適用するという矛盾を犯している。”²⁴と指摘しているが、原鑑定報告書の脚注69でも詳しく言及しているように、本鑑定人団がWLSを使用した基本的趣旨は、モデル設定が正しい状態で攪乱項の異分散性を勘案し推定量の効率性を高めるためではない。本鑑定人団がWLSを使用した基本的趣旨は、いくら最善の努力を尽くしても現実の分析モデルは正しいモデルに対する一つの近似モデルに過ぎないし、このような近似のため損害額推定値が歪曲される²⁵問題を最小限にとどめ損害額を推定するためである。本鑑定人団がWLSを適用した趣旨がこのようなものであるため、当然WLSを適用した後もまだ攪乱項の異分散性は存在し得る。その場合、まだ存在し得る異分散性を勘案しWLSの推定量の分散を正確に計算するためにWhite’s Correctionを適用した。もし異分散性が残っていなかった場合でもWhite’s Correctionを適用したことが大きく問題にならない。

第二に、西江大学研究陣は“加重値が従属変数から影響を受けるいわゆる逆因関係 (reverse causality) が存在すれば回帰係数の推定値に偏り (bias) が表れる”と指摘しているが、この指摘は正しい。しかし、本鑑定人団は今回の補

²⁴ 西江大学の検討意見書 p. 33

²⁵ ここで損害額推定値が歪曲されとしたのは厳密にいつて損害額推定量が不偏性 (unbiasedness) という統計的性質を満たせないことを意味する。

完鑑定の段階でWLSを適用する際、加重値で原鑑定に使用した入札金額を使う代わりに‘推定された競争落札価格×落札物量’と定義された‘推定された入札金額’を使用した。この時、推定された競争落札価格を求めるためにOLS推定値から始めて推定値が収斂されるまで推定値を求める過程を繰り返し適用する、いわゆる反復加重最小自乗法(iterative weighted least squares)を使用した²⁶。一方、こうして得た損害額の推定値を加重値に

- (1) 落札物量を使用し求めた損害額推定値及び
- (2) 落札金額を使用し求めた損害額推定値

と比べてみた。一歩進んで加重値を与えないでモデルを推定するOLS推定法も適用してみた。落札物量に加重値を与えWLS方式により損害額推定値を求めれば約1,181億ウォンになり、落札金額を加重値に与えれば損害推定値は、約1,082億ウォンになる。最後に加重値を与えないでOLS方式により損害額を推定すればこれは約1,039億ウォンになる。

第三に、西江大学研究陣は、“WLSの適用を正当化するためには入札の規模が増加する際に落札価の分散が少なくなることを暫定するべきだ”と指摘している。西江大学研究陣は基本的に

- (1) 回帰モデルの設定問題 と

(2) 攪乱項の異分散性問題 を混同しているように見える。先述したようにこの二つは概念上、別の問題である。本鑑定人団は原鑑定報告書で回帰モデルの誤った設定(misspecification)がもたらすであろう損害額の推定における偏り(bias)を最小限にするためにWLSを適用したものであり、西江大学研究陣が批判しているように攪乱項の異分散性を勘案し、推定量の効率性を高めるためにWLSを適用したわけではない。もちろん本鑑定人団は今回の補完鑑定の段階で1次的にはモデル設定の誤りを最大限に防ぐため原鑑定段階における努力に加えさらに努力を傾けた。この問題と関連し、西江大学研究陣は“入札規模により落札価格の変化が大きいため、入札規模が小さい契約の落札価格の分散が小さい場合には、CCC報告書が提示する方式のWLSはかえって資料が持っている情報を誤って使用している。”と指摘している。²⁷繰り返すようだが、本鑑定人団がWLSを適用したのはモデルの設定上の問題であり、攪乱項の異分散性の問題ではない。

²⁶ 加重値を求める方法と、これを利用し反復加重最小自乗法を適用する過程。ここで得た反復加重自乗推定量が一致推定量 (consistent estimator) になることの証明は付録参照。

²⁷ 西江大学の検討意見書 (p.34)

7. 2 年度別談合効果関連事項

年度別に談合の程度が異なることを許容した本鑑定人団の分析モデルを批判しながら、西江大学研究陣は“Fudenberg and Maskin(1986)の結果は、談合に関して企業は様々な行動ができることを示している。”と言及しているが、本鑑定人団が原鑑定報告書及び今回の補完鑑定報告書で採択したモデルは、談合と判定された3ヵ年において談合の程度が変化し得るということであり、そのモデルは西江大学研究陣が引用している Fudenberg and Maskinの理論的意味と一致しない。談合の程度が談合判定3ヵ年において変化し得るとのことは、西江大学研究陣が主張する談合の程度が談合期間3ヵ年において一定であるとの主張を完全に排除するものではなく、これを一つの特殊な状況と認識するより制約的でないモデルである。そして本鑑定人団は原鑑定報告書で談合の程度が3ヵ年において一定であるとの仮説を検定し、これが統計的に有意に棄却されることも示した。さらには今回の補完鑑定段階で本鑑定人団は原鑑定で採択したモデルを含め、より融通の利くモデル、つまり年度別談合の程度を落札規模の関数に設定するモデルを追加で分析した後、一定なモデル選択基準により最適モデルを選定した。その結果、選択された最適のモデルは年度別に談合の程度をログ落札物量の1次関数に設定したモデルであり、これはKDI研究陣も使用したことがあり、西江大学研究陣がそれを擁護したモデルとはまったく異なるものである。

また、西江大学研究陣は“談合が現れたと判定された3年間談合の程度が年度別に異なると主張することは統計的にも根拠が乏しい”と指摘し、本鑑定人団が原鑑定報告書で使用した年度別談合効果モデルを批判している。本鑑定人団は原鑑定で使用した基本モデルで、談合3ヵ年における談合の程度が必ずしも同じであるとするための根拠がないため、これを3ヵ年度における年度別のパラメーターと設定した。つまり本鑑定人団の原鑑定の報告書においての年度別談合効果モデルは、年度別に談合の程度が異なると見てこれをモデル化した後その差異の程度は資料が「自ら示す」ようにしたものである。

さらに本鑑定人団は、今回の補完鑑定段階でこれを年度別定数に処理したモデルよりもっと融通の利くようにするために落札規模と競争価格の関係、ひいては落札規模と年度別談合の程度の関係それぞれ関数に設定した後、標本外予測というモデル選定基準により一つの最適のモデルを選定した。

一方、西江大学研究陣は、談合の程度が談合3ヵ年において異なる可能性がある」と推定している本鑑定人団の原鑑定の結果を批判し、“合理的な経済主体は、過去のことはすでに過去のこと (bygones are bygones) と考え、今後の意思決定において過去のことを考慮しない。談合というのは、現在の談合に順応した時の期待利益と、談合から離脱した場合の利益を比較し決定される。従って過去の談合は今後の談合に影響を与えることはできないと見るほうが合理的である”と主張している。これに対する答弁は次のとおりである。第一に、上記の陳述は談合するかどうかを決定するものであり、談合をどの程度のものにするかといった程度の問題ではない。ちなみに、本鑑定人団は談合3ヵ年において談合をしたかどうかの問題を示したわけではないため、何回も繰り返すがそれは本鑑定人団の判断事項にはなり得ない。第二に、我々が置かれている現実には、多くの不確実性が内在されていて、全ての経済主体はある決定を下す前に不確実性を最小限にするため情報を取得することに総力をあげることになる。そしてそのような情報を活用し未来の期待利益を修正 (updating)、予測しながら現在の行為を決定付けることになる。従ってたとえ過去のことだとしてもそれが未来の期待利益に対する有意な情報を提供するとしたら過去のこととはただ過ぎた過去のことではなく、それに対する情報または経験が未来の期待利益を左右しながら現在の行為に影響を及ぼしかねない。

7.3 「国防部×固定価格制」の相互作用項関連事項

本件の鑑定と関連し、先行して研究を行ったKDIの報告書 (p52) では“政府の軍用油類調達は・・・コスト削減というより市場状況の変化によるリスクの回避に優先順位を置くことになる。そのような事例は、1997年通貨危機直後である1998年度に国防部が固定価格制を採択したことである。……対米為替相場は、通貨危機直後、急激なウォン安となった。そのため決められた予算で必要な物量を購入できなくなった国防部は1998年度入札で価格条件を固定価格制にした。しかし通貨危機が一段落し、為替相場が安定すると固定価格制は他の入札主体に比べ事実上落札価格を高める結果を招くようになった”と主張し「国防部×固定価格制」との相互作用項を導入した。

本鑑定人団は原鑑定の報告書の基本モデルに登場する変数集合からこの相互作用項を除きながらその理由を次のように明らかにした。(p132) 「(この相互作用項を含めることは) 理論的に根拠が弱いだけでなく推定上固定価格制が軍への納品の場合、談合期間であった1998年だけに存在したため、そもそもKDI

が求めた効果を統計的に分けることはできない。代わりにこの相互作用項に無理に説明変数に導入されることにより実際の損害額を過少に算定する歪曲をもたらすことになる」

これに対し2004年9月18日尋問期日に提出された ジョン・ジンウク、イ・ハンシク教授の意見書（p34）ではこれに対する反対意見を載せているが、ここにそれを引用してみる。“KDI研究が（軍納×固定価格制）項をモデルに含めた理由は、1998年油類契約当時、軍納の独特な判断による落札価格の上昇分が談合の効果によるものであるとの間違った認識を防ぐためであった。つまり、1998年国防부는通貨危機によりウォン安となったため、追加的為替損害を防ごうと従来とは違う固定価格制契約を主張した。しかし国防部の予想とは違って為替相場がまもなく安定したため、結果的には連動価格制の下で契約時の市場価で買うより高い落札価格で油類を契約することとなった。これは1998年に発生したことではあるが、国防部の予測があまりにも保守的であったため落札価格が上昇したものであり、談合とは全く関係のない落札価格であることが明らかかなため、KDIモデルではこの効果を（軍納×固定価格制）変数に含めることで正確な談合の効果を推定しようとしたのである。（ソウル大学CCC）鑑定評価報告書はこのような現実的背景を無視したまま、非談合期間に国防부가固定価格制を施行したことがなかったとの理由で（軍納×固定価格制）変数を説明変数から除外したが、その理由の論理的妥当性が弱いだけでなく、（軍納×固定価格制）変数の高い統計的有意性を考えれば、この変数を除外することは正しくない。この変数を除外した結果、国防部の判断錯誤による落札価格上昇分が談合の効果として不当に参入される結果をもたらしたのである。”²⁸

本鑑定人団は今回の補完鑑定段階でこの問題に対し、集中的に討論を行い分析した。KDI研究陣が主張している「固定価格制」の特殊性が落札価格に及ぼしかねない影響は次のように3つに要約することができる。第一に、固定価格制の下で購買者は為替や原油導入価格の変化によるリスクを回避することができるため、固定価格制の下での落札価格は内需価格連動制、または、国際価格連動制の下での落札価格と体系的に異なることがある。第二に、このような効果は通貨危機により為替リスクが高まった時期にとりわけ現れやすい。第三に、これに加え、為替リスクが高まる時期の固定価格制の影響は他の購買主体よりも、国防部の場合により大きく現れ得るということである。

では、上記の三つの効果について詳しく考えてみよう。第一に、本鑑定人団が

²⁸ 西江大学の検討意見書（pp.42-46）も似通った論理を繰り広げている。

原鑑定報告書で使用した基本モデルは（KDIモデルと同じように）すでに固定価格制が落札価格に及ぼす差別的な効果をモデルに反映させている。これは他ならぬ固定価格制ダミー変数が原鑑定段階から今回の補完鑑定の段階に至るまで常に基本モデルに含まれているため、固定価格制が落札価格に及ぼす差別的な効果が存在するとすれば、その効果は固定価格制のダミー変数によりとられるためである。従って固定価格制が落札価格に及ぼす差別的な効果をとらえるために「固定価格制」のダミー変数に追加して、「国防部×固定価格制」の相互作用を導入する必要はない。

第二に、1997年末から1998年にかけて、アジア金融危機のあおりでウォン・ドルの為替相場に内在した為替リスクが高まった結果、固定価格制の下での落札価格は外為危機の期間にとりわけ高くなる可能性があるため、その可能性を捉えるため「国防部×固定価格制」の相互作用項の変数をモデルに導入しなければならないとの主張を考えてみよう。このような主張は、固定価格制が落札価格に差別的な効果を及ぼすが、その差別的な効果の程度は、ウォン/ドルの為替相場の動きに内在された為替リスクが高まった通貨危機の時期に特に強いものであるが、本鑑定人団はその主張に一理があると判断し、この効果を捕らえるための変数を今回の補完鑑定の段階においての基本モデルに追加させることに決めた。

したがって、補完鑑定の基本モデルには“固定価格制×通貨危機による為替リスク増大時期”との相互作用項変数を新たに追加した。“通貨危機による為替リスク増大時期”は、1997年12月から1998年6月までの通貨危機のあおりで為替リスクが高まった時期に施行された入札に関しては1の値を与え、その他の期間に施行された入札に関しては0の値を与えるように設計した。その場合、為替リスクが高まった時期の始発時点を1997年10月または1997年11月に変更しても損害額の推定値はまったく変わらない。これは本鑑定人団が使用した資料には1997年10月と1997年11月に固定価格方式で入札が行われた場合が1件もなかったためである。一方、為替リスクが安定に転じた時期を1998年7月、8月、または9月に変更しても損害額の推定値にはまったく変化がない²⁹。ただ、その終わる時点を1998年10月にしたり、12月にすれば損害額の推定値は多少変わることになる。

本鑑定人団は“固定価格制×通貨危機による為替リスクの時期”の相互作用変数がKDIの研究陣が念頭においていた固定価格制の1998年度効果をモデル

²⁹ 1998年7月～1998年9月には固定価格制方式の入札がまったくなかったためである。

化したものであると判断する。つまり、KDIの報告書で主張しているように、ウォンの価値が大きく下がり、変動性の大きかった1997年末から1998年上半期に採決された固定価格制契約の場合、その落札価格が他の年に締結された固定価格制契約の落札価格と異なる場合もある。しかしこのような効果は同期間において固定価格制で契約を締結したすべての購買者に共通しているもので、国防部だけに該当すると見る特別な理由はない。つまりKDI報告書は“通貨危機が安定に転じた際に、固定価格制は他の入札主体に比べ事実上落札価格を高める結果を招いた。固定価格制が国防部の落札価格を高くする要因となったのである”(p52)と主張しているが、万が一このような効果があるするならばその効果は1997年末または1998年上半期に固定価格制に契約を締結したすべての購買者に該当するものであり、国防部だけに該当するものではない。

ちなみに「表7-1」は1997年12月から1999年12月の間に固定価格方式で締結された油類契約の分布を国防部と民需に分けて見せてくれる。

30

「表 7-1」国防部と民需の固定価格制 契約件数 (1997.12~1999.12)

	国防部	民需
1997年12月		5 (漁協)
1998年3月	49	11 (鉄道庁6件、漁協5件)
1998年4月		
1998年6月		3 (漁協)
1998年10月		5 (漁協)
1998年12月		5 (漁協)
1999年3月		14 (鉄道庁9件、漁協5件)
1999年7月		5 (漁協)
1999年10月		5 (漁協)
1999年12月		5 (漁協)
計	49件	58件

³⁰ 1997年10月と1997年11月中には固定価格方式で油類契約を締結した場合が1件もなかった。

第三に「国防部×固定価格制」の相互作用項は、固定価格制方式が国防部の落札価格だけに及ぼす差別的効果、すなわち国防部は政府の会計基準により与えられた予算の下で一定量の予算の元で一定量の油類を購入しなければならないため、固定価格制方式は国防部落札価格に差別的な影響を及ぼしかねないとの主張について考えてみよう。先述したようにKDI研究陣と西江大学研究陣が「国防部×固定価格制」の相互作用項を通じて捕らえようとした三つの効果の中、最初の二つはすでに「固定価格制」と「固定価格制×為替リスク時期」を通じて十分に統制されている。その反面、三つ目の効果はまだ統制されていない。では、この3番目の効果を捕らえるための目的として「国防部ダミー×固定価格制」の相互作用項を追加に導入することは、まるで上記の2番目の効果、つまり固定価格制の下の落札価格は為替リスクが高まった時期に特に高くなるなどの効果が存在するだけではなく、その効果は国防部において特に強いとの主張と同じである。本鑑定人団はそのような可能性を事前に完全に排除することはできないが、特別な理由なしで可能性だけを考慮するそのような付随的な効果まで考慮するモデルを設定する必要はないと判断する。

一方、西江大学の検討意見書（p44）は「国防部×内需連動制」の契約を通じ1998年の談合効果を推定できると主張している。もちろんこれは形式的には可能である。しかし、その実質的な内容を考えれば問題が大きいことが分かる。その理由は1998年4月と11月にわたる国防部入札契約38件のうち、11月に内需連動制方式で締結された契約はたったの7件に過ぎないためである。つまり1998年度に関しては、計38件の国防部の入札契約の中で4月に固定価格制の方式で締結された契約31件を除き、そのほか11月に内需価格連動制方式で締結した7件の入札だけを持って1998年11月の国防部談合効果を推定することになる。特に、1998年11月の国防部の契約7件は、油類からはボイラー灯油の一品目だけであり、落札金額の面からすればわずか4%に過ぎない。このような制限された資料だけを利用して1998年の談合効果を推定しようとするのは望ましくないと判断される。従って、本鑑定人団は固定価格制が為替リスクが高まった時期に国防部落札価格にだけ追加的影響を及ぼす効果である上記の三番目の効果を統制するために、「国防部×固定価格制」の変数を導入することに同意することは難しいと考える。

KDI研究陣および西江大学研究陣の主張にも関わらず、固定価格制が国防部に及ぼす差別的な効果は、国防部の特殊効果および固定価格制の特殊効果、さらには（今回の補完鑑定の基本モデルでのように）固定価格制が為替リスクの高

まった時期の落札価格に及ぼす差別的な効果などがすでに統制された状態で別途に存在すると単純に推測 (mere speculation) することはできるが、必ずそうだと主張できる根拠はない。さらにその効果を国防部談合の効果と分けて実証的に立証することも簡単ではない。単純な推測によりこの効果を認める場合、本件の鑑定的主要分析対象である談合による損害額推定値が相当な影響を受けることになる。単純な推測により損害額の推定値が影響されるとしたら本鑑定人団はそのような単純推測を受け入れるより受け入れない方を選択するのが妥当であると判断する。本鑑定人団は単純推測に基づいた主張を受け入れ談合による損害額推定値を体系的に歪曲してはならない。

それにも関わらず本鑑定人団は、西江大学研究陣及びKDI研究陣の主張により基本モデルに（つまり‘固定価格制’及び‘固定価格制×通貨危機による為替リスク時期’）の変数に、‘国防部×固定価格制’（＝‘国防部×固定価格制×通貨危機による為替リスク時期’）の変数を追加し、損害額推定値がどれだけ変化するかという敏感度分析を実施してみた。分析の結果、損害額の推定値は基本モデルの損害額推定値約1,120億ウォンから約75億ウォン多い約1,147億ウォンとなることが分かった。一方、追加された‘国防部×固定価格制’変数の係数は、 -0.035 、そのt-値は、 -0.488 とのことがわかり、これは‘固定価格制×通貨危機による為替リスク時期’の係数が 0.103 、t-値が 1.632 であったこととは相当な対照を見せている。このような推定結果によれば、第一に、固定価格制は為替リスクが特に高まった時期に落札価格を 10.3% 程高める効果をもたらすものと見られるが、統計的に有意性は高くないこと（t-値 1.632 ）が分かった。第二に、そのような固定価格制の通貨危機の特殊効果は国防部においてより高く現れるのではなく、かえって弱い（落札価格を約 3.5% 下げる）と見られるが、これもまた統計的有意性は欠如している（t-値 -0.488 ）。このような事実はKDI研究陣や西江大学研究陣の主張を資料に基づいて見ていた際、固定価格制の通貨危機時特殊効果が国防部においてより強いといった主張はまったく根拠のないものとのことがよく分かる。むしろ推定値を額面のまま受け入れれば国防部の固定価格制の契約に比べKDI研究陣の主張とは違って、落札価格を下げるものと見られる。

一方、西江大学研究陣はこの‘国防部×固定価格制’の相互作用項の変数と関連し、次のような主張もしている。第一に、“一般的に固定価格制は二つの理由で談合とは関係なく落札価格を上昇させる効果を持つ³¹”。本鑑定人団の考えによれば、これは損害額推定と無関係(irrelevant)の指摘である。固定価格制

³¹ 西江大学の検討意見書 (p. 43)

が落札価を高めようと低めようと、先に述べたとおり、その効果がすでに固定価格制ダミー変数を通じて反映されるためである。第二に、“万が一、1998年度のように国防部の固定価格制の効果が、民需先の固定価格制の効果と分離される特性を持っているならば、CCCの報告書のように‘固定価格制×国防部’相互作用項をモデルから除外することは、談合効果とは区分されるべき効果を談合効果とみなす誤りである。”³² 上記で指摘したように本鑑定人団は‘固定価格制×通貨危機による為替リスク時期’との変数を通じて、1997年12月から1998年6月までウォンが下落し為替市場の変動性の大きかった時期に、固定価格制の契約が他の期間の固定価格制契約より落札価格を上昇させた可能性をモデルに反映させた。すでにこのような効果が今般補完鑑定の基本モデルに反映された状態で、これに加えてその効果が国防部と民需先（漁協、鉄道庁）において異なるとする主張は、まったく一理がないというわけではないが、単純推測に過ぎないものと判断される。さらに基本モデルに‘国防部×固定価格制’の相互作用項を導入し推定してみた結果、先述したようにその敏感度分析結果は、西江大学研究陣の推測がまったく現実的に裏づけされていないとこのことが分かる。

第三に、“固定価格制が国防部に及ぼす…差別的効果を計量的に職別できないとしても実際に存在する効果を談合の効果としてみなすことは談合効果を過大に推定するといった問題を引き起こす³³”。西江大学研究陣は、彼らが主張している効果が実質的だと主張しているが、今回の補完鑑定の結果西江大学研究陣が主張している事実は単純な推測に過ぎず、このような単純推測は事実により裏づけされてないことが分かった。

第四に、“実際に使用された資料を見ると、1998年には国防部×固定価格制31件以外にも国防部×内需価格連動制が7件があったため、国防部×談合と国防部×固定価格制の資料が完全に一致するといった指摘は正しくない³⁴”。上記で言及したようにこれは技術的にいえば、正しい指摘である。しかし問題は、完全に一致しないが、先述したように件数の比率で見ると37件のうち31件で、全体の入札金額の96%、油類で見るとボイラー灯油を除いたその他のすべての油類が1998年4月の固定価格制方式下の契約であることを想起する必要がある。

第五に、“談合効果を年度別に区分しないKDIモデルでは、このような差別的

³² 西江大学の検討意見書 (p. 44)

³³ 西江大学の検討意見書 (p. 44)

³⁴ 西江大学の検討意見書 (p. 44)

な効果を把握することが出来る³⁵⁾。技術的にいえば談合の程度が年度別に同じでなく、年度別に異なる可能性のある年度別談合効果モデルでも、談合の程度が年度別に同じであると仮定すれば、先述したように技術的には1998年の談合の効果と固定価格制が国防部に及ぼす効果を分けて識別することが出来る。もちろん年度別に談合の程度が同じだと仮定した場合には1998年11月の国防部の契約に追加して1999年の国防部の契約の一切、そして2000年の国防部の契約の一切を合わせ、国防部の談合の程度を推定することが出来るため、談合の程度を推定し易くなるし、これにより固定価格制が国防部に及ぼす差別的な効果も分離し易くなる。西江大学研究陣がこのような事実を指摘したことに対しては理解できる。しかしこれはまるで変数を統制しなければいけないほど、つまりモデルが簡単であればあるほどモデルの推定がし易くなるとの同語反復 (tautology) に過ぎない。

西江大学研究陣およびKDIの研究陣が使用したモデルのより本質的な問題は国防部の談合の程度が年度別に同じであるとモデルを設定したことにある。本鑑定人団はこの仮定が事前的な根拠としても妥当ではなく、資料に基づいてモデルを選択してみた結果も最適なモデルとして現れなかったし、ひいては最適なモデルに基づいてKDI研究陣が使用したモデルを検証してみても³⁶⁾明確に棄却されることが分かった。従って、談合3ヵ年度にわたる談合の程度が同じだとする前提の上で固定価格制が国防部に及ぼす差別的な効果を分離し出すことが簡単であるとする西江大学の研究陣の主張は全く現実的に適合しない主張である。

第六に、“1998年度国防部での固定価格制の導入は、急激なウォン安となった国内の通貨危機という特殊な状況で、国防部の要請により導入されたもので、該当期間の談合とは別個の効果を持つことは確かである。決まった予算の制約の下で物資を調達しなければならない国防部としては、通貨危機の状況で急激なウォン安の危険を避けるために入札条件に固定価格制を付加した。・・・これは1998年の国防部の固定価格制は民需先とは違う経済的な意味を持つことを示唆している。・・・1998年の国防部における固定価格制の効果は別の民需先の場合

³⁵⁾ 西江大学の検討委検書 (p. 44)

³⁶⁾ 本鑑定人団が今回の補完鑑定の段階で標本外予測という基準により最適なモデルに選定したモデルは、談合効果を年度別にログ落札物量の1次的式と設定したモデルである。このモデルに基づいてみると、KDIのモデルはこの基本モデルに5つの母数的制約、つまり年度別にログ落札物量の係数がそれぞれ0であるとする3つの制約、そして年度別定数項が談合3ヵ年度にかけて同じであるとする2つの追加制約など、計5つの制約を加えた形である。いわゆるWald検定により上の結合仮説を検定した結果、KDIモデルは1%の有意水準で棄却されることが分かる。ちなみに検定統計量の値は、46.33であるが、この検定統計量は帰無仮説の下で自由度が5であるカイ二乗分布による。

とは異なり、特別な意味を持っている。制限された予算の下での安定した油類調達が最優先の目的である国防部的場合、1998年の急激な為替変動と未来に対する不確実性の増大は、高い固定価格を支払っても安定した物資の供給を受ける誘因を非常に大きいものとした。³⁷⁾

本鑑定人団はすでに説明したように、今回の補完鑑定段階で‘急激なウォン安と未来に対する大きな不確実性’で特徴付けられた通貨危機時期に、固定価格制の落札価格に及ぼす効果が特に強くなる可能性を基本モデルに反映させるために“固定価格制×通貨危機による為替リスク時期”の相互作用項を変数として追加させた。この変数を導入した趣旨は、固定価格制の下で為替リスクに対するプレミアムの程度は時期別に異なることがあるため、全体の標本期間を為替リスクが相対的に大きかった時期（1997年12月～1998年6月の標本期間）と為替リスクが相対的に小さかった時期（その他の時期）に二分し、そのプレミアムの程度を各時期別に把握しようとしたものである。ただ、固定価格制のプレミアムが「通貨危機による為替リスク時期」の間に国防部と民需先（漁協及び鉄道庁）が異なるとの主張は理論的にも根拠が希薄であり、実証的にも裏づけされていない単純推測または無理な主張に過ぎないため、このような主張は基本モデルを設定することにおいて考慮しなかった。

7.4 「為替×入札主体ダミー変数」一切の相互作用項関連事項

西江大学研究陣は本鑑定人団が‘為替×入札主体ダミー変数’の相互作用項を分析モデルに導入したことに対し批判している³⁸⁾。本鑑定人団は、事前的な理由のためでも事後的な検定結果によってでも‘原油導入価格×入札主体ダミー変数’の相互作用項が分析モデルに導入されるのと同じ理由で‘為替×入札主体ダミー変数’の相互作用項を分析モデルに導入することが妥当だと判断する。ちなみに本鑑定人団の鑑定結果“原油導入価格×入札主体ダミー変数”の相互作用項は‘為替×入札主体ダミー変数’の相互作用項より統計的にその有意性（significance）が落ちるが³⁹⁾、KDI研究陣は2002年11月の報告書の分

³⁷⁾ 西江大学の検討意見書（pp42-44）

³⁸⁾ 西江大学の検討意見書

³⁹⁾ ちなみに「原油導入価×入札主体」の中には、個別的に有意な変数がない反面、“為替×入札主体 ダミー変数”は6つのうち半分である3つが個別的に有意である。一方、二つの種類の相互作用項変数は総合的に見た時、それぞれ有意であるが、その有意な程度は「為替×入札主体ダミー変数」の集合において高い。

析モデルに‘原油導入価格×入札主体ダミー変数’の相互作用項は含め、‘為替×入札主体ダミー変数’の相互作用項は排除するといった納得しにくい措置をとった。

国内の油類落札価格にもっとも決定的な影響を及ぼす要素はウォン建て原油導入価格といえるが、ウォン建て導入価格は（原油導入価格×為替レート）で成り立っている。従って、ウォン建て原油導入価格が落札価格に及ぼす効果が入札主体別に異なることがあり得るとすれば、‘原油導入価格×入札主体ダミー変数’の相互作用項だけをモデルに含めるのではなく‘為替×入札主体ダミー変数’の相互作用項もやはりモデルに含めるべきなのは当然のことである。従って、本鑑定人団は、KDIモデルが‘原油導入価格×入札主体ダミー変数’の相互作用項だけをモデルに導入、‘為替×入札主体ダミー変数’の相互作用項を排除したのは、事前的に正当化する根拠もなく、事後的に資料によっても裏付けされない非常に恣意的なモデル設定であると判断する。

一方、西江大学研究陣は、“CCC報告書は精油社別に為替変動の効果の差異や、原油価格の変動効果の差を考慮するよりは、KDI報告書で導入した入札主体別原油価格の変動の効果の差との間の形式的対称性を合わせるため、入札主体別為替効果の差を導入すべきだと主張している⁴⁰”と指摘している。本鑑定人団が原鑑定の段階で精油社別に為替変動の効果の差や原油価格の変動の効果の差を考慮しなかったのは、軍納の1998年以降契約分を除いた全ての希望数量単価制による契約の場合、代表精油社による総落札物量として資料が記入されていて、与えられた資料をもって落札された精油社を性格に把握することは不完全であったためである。一方、ほとんどの希望数量単価制による契約を各精油社別落札物量に分離して処理した今回の補完鑑定においても、このような精油社別差別的効果をモデルに導入しなかったのは、依然として航空会社の購買契約資料に同じ問題が存在したためである。

その他にS-OilとLGカルテックスの代理人であるキム・ジャン法律事務所は2001年3月23日法院に提出した答弁書で次のように主張している。“韓国の石油産業のもう一つの特徴は、原油を産油国から輸入し精製した後、主に国内市場において販売しているため、国内の全ての精油社のコスト構造や価格はほぼ類似している点だ。つまり石油製品の場合、原価の80%以上を原油費、輸送費などの1次的コストが占めることになるが、このようなコストの場合、国内の精油社がほぼ等しく負担している。また、全ての精油社が適用する製造工程が

⁴⁰ 西江大学の検討意見書 (p.47)

類似しているため、製品もやはり本質的に差がほとんどないのが事実である。”もし被告側の代理人が主張しているように、精油社間のコスト構造や製造工程が類似した状況であれば、為替変動や原油価格の変動効果が精油社別ごとに差が現れる可能性をモデル化することはそれほど実益が大きいとの判断も作用した。

しかし、需要者である‘入札主体’の場合、各購買先に適用された価格条件（つまり固定価格制、内需価格連動制、国際価連動性）は時期別に差があり、各購買先別に主に使用している油種のパターンが異なるため、ウォン建ての原油導入価格が落札価格に及ぼす効果が購買先別に異なる可能性は十分にある。さらにこれを反映して‘原油導入価格×入札主体ダミー変数’の相互作用項をモデルに導入したなら、同じ理由で‘為替×入札主体ダミー変数’もまたモデルに盛り込まなければならない。

ちなみにKDIモデルは、それぞれの相互作用項をモデルに盛り込むかどうかに関し、 2×2 の4つの可能なケースのうち、原油導入価格と入札主体との間の相互作用項のみを含むモデルを採択しているが、本鑑定人団の分析結果、そのモデルが可能な4つのモデルのうち談合による損害額を最小限にするモデルであることが判明した。

7.5 損害額の推定量の標準誤差が大きく、その結果t-値が小さく損害額推定値の信頼区間が広い場合に対する西江大学研究陣の解釈関連事項

西江大学の報告書及び2004年9月18日の証人尋問期日に行われた弁護士団の弁論は、原鑑定報告書の内容のうち一部損害額推定値の標準誤差が大きく、その結果t-値が小さく、損害額推定値の信頼区間が広い場合を度々言及しながら、このことから暗黙的にも明示的にも“原鑑定モデルが間違っ設定された”なり、“統計的に有意性が欠如した損害額推定値に対しては損害額を求めなくてもいい”といった主張をしている。ここではこのような主張が全く根拠のない無理な主張であることを明らかにしよう。

9月18日証人尋問期日に証人の ジョンジンウク教授が明示的に言及し、西江

大学の検討意見書にも明記されていたとおり、西江大学研究陣は当日弁護人から重複指摘された111件の資料を削除した後、残りの767件の資料を本鑑定人団が原鑑定報告書で使用した年度別談合モデルにそのまま算入し回帰させた結果、軍納の談合による被害額が474億に減少したことを示しながら“1998年の談合効果係数推定値に対する t-統計値の値が1.373と小さかったため、10%の有意水準でもその効果がないとの帰無仮説を棄却できないことが分かった。これは1998年の場合、談合による実質的な被害がなかったことを意味する。これによりここでは統計的優位性が90%に満たない1998年の談合推定値は0と見なし、1999年と2000年だけに関して被害額を算定した”⁴¹としている。

本鑑定人団が判断するに今回の民事訴訟の損害額鑑定は談合の事実 (fact of collusion) に基づいて進められており、談合の程度 (degree of collusion) 及び談合による損害額に対してのみに客観的で公正な推定をすることが目的であって、談合の事実まで立証するために統計的仮説を検討することが目的ではない。つまり本損害賠償鑑定の出発点は公正取引委員会の審決及び裁決であり、これに基づいてソウル地方法院は、2003年11月に本鑑定人団に“原告と被告の間の1998年から2000年までの油類の取引において、この入札事件と関連して実際形成された価格と談合行為がなかった場合に形成された価格の差額 (原告が被告の談合行為がなければ追加で支給を受けられたと見られる油類代金)”を算定することを囑託した。従って本、鑑定の出発点は1998年から2000年の間の国防部入札には談合があったし、推定に使用されたその他の期間 (1995年～1997年、2001年～2003年) の国防部及び全期間において民間契約には談合がなかったと想定することである。これは統計的に1998年から2000年の間の国防部入札に談合があった事実を立証するための仮説検証はすでにその手続きが終わっていることに該当すると見られる。

従って、本損害額鑑定の目的は客観的で合理的な損害額を算定することにあつて、談合の事実に対する仮説検証または判定をすることにあるわけではない。そういう点で統計的仮説検定を基礎に談合の程度が統計的に有意でなかろうと、またはこのような仮説検証を土台に該当入札に対し談合による損害額算定は全く必要ないとするのは法理論上妥当ではなく、本鑑定と関連した統計的分析の主旨に合わない。仮説検定にもとづいてみると、ひとつの推定結果が統計的に有意でないということは、次のふたつのうちのどちらかに該当する。第一に、談合がなかったか、第二に、談合はあったがこれを統計的に立証できる十分な資料が不足している場合である。

⁴¹ 西江大学の検討意見書 (p.14)

ところが、本民事訴訟においての損害額鑑定は、公正取引委員会の1次的判断に基づいて進められているため、上記の第一の可能性はすでに排除された状態である。結局、他の可能性は上記の第二の解釈であるが、これは談合の程度を推定することにおいて統計的な不確実性が大きいことを意味するのみである。もし西江大学研究陣がとった方式のとおり、有意しない結果に基づき、談合がなかったと主張しこれに関連する損害額を計算しなかったことは、統計的不確実性の受患者が間違いを犯した精油社にならざるを得ないとの主張と同じである。

7.6 結果解釈関連事項

西江大学研究陣が計量分析方法と関連し、原鑑定報告書の問題だと指摘する多くがKDIの分析モデルで回帰する方向であり、損害額推定値を縮小させる方向である。以下では結果の解釈と関連し提起された問題に答えよう。

第一に、“CCC鑑定評価結果と国防部が主張している損害額とを比較したCCC報告書の〔表5-5〕を見ると、1999年と2000年の場合CCCが推定した談合に起因する損害額は、国防部がMOPSを基準にして単純推定した損害額よりも高いことが分かった。…CCC鑑定評価モデルにより推定された非談合競争価格が国防部の損害額算出基準になる「MOS+付帯コスト」より低かったことは…現実とは引き離れた結果ともいえる⁴²⁾”と西江大学研究陣は指摘している。

また、西江大学研究陣は、“現実では付帯条件が同じであれば、‘中型規模の軍納油落札価格>大型民間用落札価格>MOPS市場価格’の関係が形成されることはよく知られた事実である⁴³⁾”と言ったが、大型民間の落札価格がMOPS価格より高いということはあくまでも平均的、一般的現象であり、それがどの場合にも必ず成立しなければならない数学的公式ではない。従って本鑑定人団が原鑑定報告書で“従ってシンガポール現物市場価格を軍納油価格の基準にすることは、その基準をあまりにも低く設定し国防部の損害額を過大評価し得る(p61)”と言ったのはあくまでも平均的な意味でのことであり、常にそうであるということではない。

⁴²⁾ 西江大学の検討意見書 (p. 23)

⁴³⁾ 西江大学の検討意見書 (p. 23)

これを通じて本鑑定人団が強調しようとしたのは、‘国内油類価格は、一種の現物市場（spot market）であるMOPS価格とはその形成体系上大きく異なり、一律的に比較する対象(yardstick)ではない’⁴⁴という点であり、これはすでにKDI報告書でも明確にしている事項である。

第二に、西江大学研究陣は“全体的に損害額推定値に対する誤差が大きい理由は、有意性がない変数をモデルにそのまま盛り込んで推定する際に発生する、不適合の変数による推定の非効率性に起因するものと判断される”⁴⁵と指摘している。統計的にある推定値の誤差が大きいということは、その推定値に対する不確実性が大きいとこのことを意味するものであり、その推定値が客観的でないことを意味するものではない。ある統計的推定をすることにおいて、その推定値の不確実性を減らすこと、つまり、その推定値の誤差を減らすことが唯一の目的であればこれを達成できる簡単な方法はいくらかでもある。

その例として一つは、常に“損害額はない”と主張し、推定を最初からしないことで推定による不確実性を完全に封鎖することであり、また一つはKDI研究陣が行い、西江大学研究陣が擁護しているように“事前検証”（pre testing）を適用する場合である。しかし事前に検証すると、一見すると推定値の不確実性は小さく見えるかもしれないが、事前検証の過程に変数選定上の統計的不確実性が内在し、これを正しく勘案すれば全般的な統計的不確実性が必ずしも減少するというわけではない。従って、事前変数選定作業を通じてモデルの不確実性が低下する方向で最終的なモデルを算定する場合、推定の効率性は高まるように見えるかも知れないが、事実上はそうではない可能性もある。これは事前鑑定に内在された不確実性を無視し、最終的に採択されたモデルだけに基づき不確実性の程度を測定すれば、表面上の不確実性は小さいかも知れないが、実際の不確実性が必ずしも小さいわけではないためである。

第三に、西江大学研究陣は‘原油導入価格の推移’を言及（p25）しながら原鑑定報告書の関連統計値を現実と遊離されたもとと批判している。本鑑定人団は重回帰分析モデルを通じて、原油導入価格の推移が落札価格に及ぼす効果はすでに明示的に勘案している。そのために西江大学研究陣の批判は正しいものではない。ひいては西江大学研究陣は“航空社の契約は相対的に原油価格が大きく下落した年初1月に行われるのに対し、国防部の場合、原油価格が急騰した6月に入札が行われた”と指摘しているが、本鑑定人団は重回帰分析モデ

⁴⁴ 元鑑定報告書（p38）

⁴⁵ 西江大学の検討意見書（p.24）

ルを通し、原油導入価の推移が落札価に与える効果を統制することにおいて、契約件別に年平均原油導入価格（及び為替）を使用したものでなく、月平均原油導入価格（及び為替）を使用しているため、このような批判やはり妥当性がない。西江大学研究陣はこのような基礎的な事実を認識さえ出来なかったか、意図的に無視していると思われる。

第四に、西江大学研究陣は“CCC報告書はKDIモデルとは異なり、regressing fishingをしないことを優れた点として掲げているが、CCCの報告書のさまざまなところで理論的な根拠なく、統計的仮説検定の結果により回帰モデルを選択(fishing)する方法をとっている。事前的にどれがより良いということではできないが、モデル推定結果を比較する際、ログ落札価を従属変数に使用することが落札価格自体を使用したモデルより優秀なことが分かり、これを選択することはそのような現象を意味するものである”⁴⁶としながら、本鑑定人団のモデル選定基準をまるで regressing fishing の一種であるかのように批判している。その反面、これとは対照的に、KDI報告書に対しては“落札価格に影響を及ぼし得る変数を対象にモデルを設定し、統計的基準により説明力の低い変数を最終選定過程から除外する方法を使用した。これは恣意的‘regressing fishing’とは全く無関係な方法である。実際にこのように説明力のない変数を除外することは不適合な変数がモデルに盛り込まれる時に発生する推定の非効率性を防ぎ、モデルの適合性を高める方法としてモデル選定過程でよく用いられている”⁴⁷と主張し、KDI報告書を擁護している。

第五に、“またCCC報告書は入札主体ダミー変数と原油導入価格及び為替などの間の相互作用項を盛り込むモデルを使用する根拠で、これらに対する仮説検証結果（「付録B.2」「付録B.3」）を利用した。つまりこれらの係数が全て0という帰無仮説を棄却した結果を根拠にしてこれらの変数を全て盛り込んだモデルを使用した”⁴⁸と本鑑定人団のモデルを批判した。しかし本鑑定人団は理論的な根拠（原油導入価格及び為替は、入札主体が誰かによって差別的影響を及ぼすことができる）により関連変数を盛り込んだものであり、全般的な有意性検証も実施してみたものである。事前的な理由ですでにモデル設定に対する決定を下したものであり、事後的検定によってその事前的決定を確認したものである。

⁴⁶ 西江大学の検討書（p. 50）

⁴⁷ 西江大学の検討書（p. 50）

⁴⁸ 西江大学の検討書（pp. 50-51）

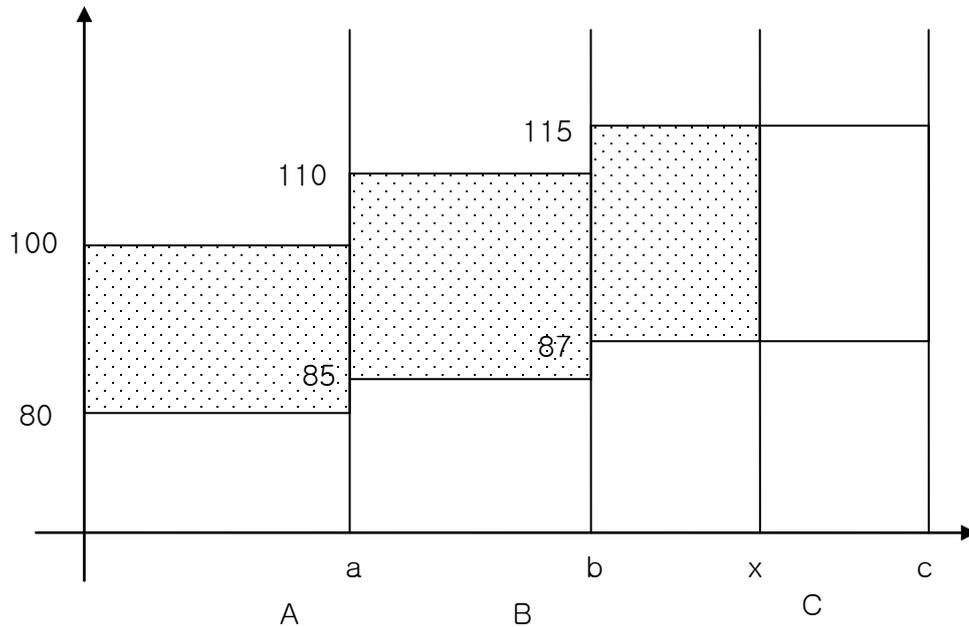
要約すれば、本鑑定人団は西江大学研究陣の上記指摘事項は、その根拠及び論理的政治性が非常に未熟であると判断する。

7.7. 希望数量単価制関連事項

‘希望数量単価制’とは、購買者が入札に出す物量がひとつの精油社が単独で供給することができる量を超過し、ひとつの精油社にのみ落札させることが難しい場合に主に使用される入札方式であり、入札に参加する業者は入札にかかる全物量のうち、希望数量と単価を同時に提示するものである。そして、購買者は最低価をつけた業者の希望数量をまず落札させ、次の価格をつけた業者の希望数量を落札させ、希望数量の総額が全体入札物量に到達するまで、これを続ける入札方式である。

例えば、下の[図 7-1]に示したとおり、精油社 A が a の希望数量を 100 の価格で提示し、精油社 B は $(b-a)$ の希望数量を 110 の価格で提示したとし、精油社 C は $(c-b)$ の希望数量を 115 の価格で提示した場合を検討する。このとき、購買者が入札につけた全体入札物量が x であったなら、A は a の物量を 100 の価格で落札し、B は $(b-a)$ の物量を 110 の価格で落札し、C は残りの物量である $(x-b)$ を 115 の価格で落札することとなる。

[図7-1] 希望数量単価制契約の例



西江大研究陣は、希望数量単価制と関連して、“…落札価を供給者別に分離し推定するためには、その分離された価格の供給分が完全に独立された契約の性格を持っていなければならない。万一、分離された供給分間の独立性が保障されなければ、回帰モデルの誤差項にいわゆる自己相関(autocorrelation)の問題が発生することとなり、通常の推定方法の効率性が喪失される。しかし現実的にその分離された供給は、互いに独立した契約でありえない。なぜならば、その分離された供給分はひとつの入札公示に対する複数の応札分であり、契約の全ての要素が同一であるのみならず、落札価もまた互いに密接な関係を持っているためである。例えば、最初の落札者が、1リットル当たり250ウォンで落札をうけたが、入札公示された物量をすべて満たすことができないとすると、次に高い価格を提示した次の落札者が残りの物量に対して供給権を持つことになるが、その落札価格は最初の落札価格250ウォンより高くならざるを得ない。したがって、2番目の落札者の落札価格は、最初の落札者の落札価と独立的に決定されるはずがなく、必ず最初の落札価の変化と一定の関係を示すと言える。このような連関性(correlation)を考慮した推定法を使用しなかったとしたら、係数推定値の効率性を阻害することとなり、推定結果の信頼度を大きく低下させることになる。よって希望数量段階制契約を代表供給者が落札をうけたひとつの契約と扱うことが適切な接近法であると判断される。”(pp. 9-10)と主張した。

本鑑定人団は、すでに原鑑定報告書で、“希望数量単価制の場合、いくつかの会社に分割落札された契約に対して…（中略）…各会社別落札価格と落札物量が異なり、談合の程度を分析する際に重要なことは結局各精油社の入札形態 (bidding behavior) であり、これを各々別途の契約として分離する”⁴⁹とした。

まず、本鑑定人団はひとつの希望数量単価制入札において分割落札された契約の落札価格は、ある程度相関関係を持つことになるという西江大研究陣の指摘には同意する。しかし、その相関関係が発生する理由については、西江大研究陣が主張することとは全く違う考えである。西江大研究陣が提起した理由は、二つの落札価格があるとすると、小さい値は大きい値を上回ることができないため、二つの数字は相関関係を見せると主張するという出鱈目な主張だ。同一な希望数量単価制のもとで分割された契約の落札価格が相関関係をみせる真の理由は、本鑑定人団が諸般説明変数を利用して落札価格に体系的な影響を与える多くの変数を統制したにもかかわらず、落札価格に影響を与える要因のなかには、依然として統制されない未観測要因が存在する可能性があり、そのような要因が同一な希望数量単価制入札において、より共通して作用するということである。ひとつの希望数量単価制による入札を落札する会社別に別途の契約処理をした場合、それが同一な時期、同一な条件により行われた入札であるという点で、それら契約の間にはある程度の相関関係が存在する可能性がある。ただし、本鑑定人団は原油導入価格、油種、為替レート等、多くの要因をすでに統制したため、同一な希望数量単価制入札における入札価格といってもそれらの中に相関関係は僅かな水準である。したがって、これらは別個の契約として見て、モデルを推定したとして、推定値の効率性が大きく低下するとは思われない。さらに西江大研究陣の主張のように相関関係が大きかったとしても、その相関関係の構造を把握することができないかぎり、より効率的な推定方法を容易に設計することもできない。

西江大研究陣は、また、図〔7-1〕と類似した図を通じて、“CCC計量経済分析と同様にこれを4個の別個の契約としてみると、競争落札価格を過小評価し、談合効果を過大評価するという誤謬を引き起こす。(p. 55)”とし、この場合には 図〔7-1〕を基準とした場合、最高の落札価格である115ウォンを競争価格とみることが妥当であると主張した。代表価格が‘最高落札価格’とならなければならないという西江大研究陣の主張は、基本的に需要量と供給量が一致する限界価格(marginal price)を競争価格とみなす最も基礎的な経済学基本原理に基づいたことと思われる。しかしこれはもしも上記の希望数量単価制が全ての

⁴⁹ 原鑑定報告書 pp 83-84.

落札者に同一な価格、すなわち、最高の限界価格を支払うという同一価格競売方式(uniform price auction)であったなら、妥当性がある説明であるが、ここでの希望数量単価制のように、各落札者に対して自身が応札した価格を支払うという差別価格競売方式(discriminatory auction)においては、決して合理的な説明であるとはみなせられない。

万一、希望数量単価制による入札を各精油社別に別個の契約を結んだことが、これらの契約の間においてある程度の相関関係の問題を引き起こすとしても、これを解決する方便として、落札物量と落札価格が互いに異なるこれらの契約を代表落札価（最低価落札者または最高価落札者）の価格を基準として、ひとつの契約に統合しなければならないという西江大検討意見書の首長は相当な論理的飛躍を見せているといえるであろう。

[図7-1]にみられるとおり、精油社Aの仮想競争価格は80であり、精油社BとCの仮想の競争価格が各々85と87である場合、談合による正確な損害額は影をつけた部分に該当する $(100-80) \times a + (110-85) \times (b-a) + (115-87) \times (x-b)$ となるが、もしもこれを西江大検討意見書で主張されたとおり、最高落札価を代表価格と統合したときの損害額は $(115-87) \times x$ と算定され、結果として歪曲された推定値(a, b, xの大きさにより、過大推定あるいは過小推定)を得ることとなる。強いてこれらをひとつの契約と統合しようとするならば、代表落札価格としては各精油社の実際落札価格を落札物量として加重平均した価格を使うことがより妥当である。すなわち、このときの代表落札価格は100や115ではなく、 $100 \times (a/x) + 110 \times (b-a)/x + 115 \times (x-b)/x$ とならなければならない。[図7-1]に見られるとおり、本鑑定人団が採択してる方式のように希望数量単価制による入札を精油社別落札物量を基準とした別個の契約とみなすことや、また、加重平均値による代表価格を基準としたひとつの統合された契約とみなすことは、基本的に同一の損害額を算定することとなる。

7.8. その他事項

本節では最後に西江大報告書のその他指摘事項のなかで一部相対的に重要だと判断されることを抜き出し、本鑑定人団の見解を明らかにしようとする。

第一に、西江大研究陣は本鑑定人団が精油社の危険回避的性向を無視したと主張した。“独立私的価値モデルで、同一収益の法則が成立する重要な仮定のうちのひとつが、入札者が危険中立的であるということである。CCC報告書（43頁）は精油社が危険中立的であると見ることがそれほど非現実的な仮定ではな

いと言及している。同時に各精油社が行う国際油価の変動に対するヘッジや、為替変動リスクに対するヘッジの程度に差異を見ることができるところを考慮しなければならないという主張している。しかし、ヘッジは危険回避者が危険を回避するための手段として使用するものであり、精油社が危険中立的であれば、ヘッジの必要性がない。したがって、ヘッジの可能性を考慮するということは、前の言及とは異なり、精油社を危険中立的でなく、危険回避的であると仮定するものである。危険回避的であれば、不確実性に対してより敏感になり、不確実性が存在するとしたら、それに対する補償を必要とする。危険回避的な精油社は危険中立的な場合より、今後発生する為替レートやドル表示原油価の変動に対するリスクプレミアム(risk premium)を要求することとなる。ゆえに同一収益の法則は一般的に成立しないこととなる。”⁵⁰

まず、上記の指摘事態は一般的に妥当な言葉である。しかし精油社がヘッジを考慮したということによって精油社が危険中立的でないことを認定したという表現については100%否定する。ここで精油社が危険中立的としたことはヘッジをした後の危険に対する性向 (attitude toward risk)が中立的であるということの意味する言葉であり、それ自体間違った表現ではない。ただし一般的にヘッジをする際には費用(hedging cost)がかかり、このような状況で精油社が完全ヘッジ(perfect hedging)をすることはなく、部分ヘッジ (imperfect hedging)下ではある程度の危険回避的(risk-averse)性向を保つであろうということである。しかし、そうだとしても本鑑定人団の論議が誤ったものではない。そのうえ本鑑定人団のモデルでは損害額推定値が二重差分法で得られており、精油社の危険回避程度が軍納の談合期入札時にのみ特別に増加しない以上、精油社の危険に対する性向のために本鑑定人団の損害額推定値に偏りが生じることはない。

第二に、より重要なことは、すでに言及したとおり西江大研究陣は希望数量単価制資料をひとつに統合しなければならないと主張しながら、これに対する理論的論議(pp. 54-55)をする際には、最高価格を使わねばならないと記述する反面、実証分析(p. 10及び チョン ジヌク、イ ハンシク 検討意見書乙ナ第24号証 p.13)においては最小価格を使用する深刻な矛盾を露呈した。たとえ西江大研究陣の方式にそのまま従い、希望数量単価制資料を統合する際に最高価格を使用したとすると(原鑑定時使用した資料を利用する時)、損害額推定値は1,164億ウォン⁵¹となり、本鑑定人団が原鑑定で提示した約1,140億ウォンより

⁵⁰ 西江大検討意見書 p. 57.

⁵¹ このような差異がおきた重要な理由は、同様の希望数量単価制契約に対して、一部精油社は落札日を、違う精油社は契約月を記入する等、不正確な資料を提出したため、最高価格を使用

もむしろ若干増加することとなった。

第三に、“民事訴訟上の損害額算定の基礎となる計量分析結果は、統計的有意性のみならず、現実的適合性も充足しなければならない”⁵²という指摘は、それ自体が至極妥当な言葉である。問題は、40個を超える説明変数に対していちいちその一つ一つを100%正当化できるモデル推定値を得ることは事実上不可能に近いということである。KDI研究陣や西江大研究陣のうちの誰も本鑑定人団が使用したモデルよりも、より良いモデルを提示したとは考えられない。推定が難しいことは、“仮想的競争価格”を統計的に推算することが難しいということであり、その難しいという事実によって、損害額推定作業自体が否認されてはいならないということである。

第四に、“その他にも費用および行動上の精油社別差別的特性、予価予算に影響を与える環境の変化、入札参与企業数等が競争価格に与える効果は理論的に明白であるにもかかわらず、推定モデルの説明変数として含まれない点が名残惜しいところである。”⁵³という指摘はモデルで考慮することができる他の変数を提示したことと理解することができる。しかし、現実的に全ての変数を無限に考慮していちいちモデルに導入することはできない。本鑑定人団は原鑑定報告書および今般の補完鑑定報告書で、変数の追加および排除等による敏感度分析を合理的であると考えられるモデルの範疇内で実施したものである。全ての可能なモデルに対して敏感度分析を行うことは可能ではなく、また意味がないものである。

最後に、“法院から鑑定委託を受け、遂行した分析結果として、CCC報告書が該当民間訴訟事件の損害額算定に決定的な影響力を与えられるためには、別の専門家の厳格な基準により検定過程を通過しなければならない。”という指摘は、非常に道理にかなったことであると考えられる。しかし、“本検討意見書においてはCCC報告書の計量経済分析方法および結果を、厳格な鑑定基準を適用して評

するか、最低価格を使用するかによって、いくつかの資料の時点が非談合期間から談合期間に変更される等、様々な問題が発生するためである。本鑑定人団は補完鑑定段階でこのような問題点を把握し、これを是正するために数千頁にわたる契約原資料を精油社から提出を受け、これをいちいち検討し、精油社関係者との説明会(2004年10月29日)および数十回の電子メールによる質疑を通じ、正確な事実関係を把握しようとして努力した。これでも不足する漁協、韓電の場合は法院の事実照会に基づいて直接訪問して関連資料を入手したり、担当者に対する質疑を通じて正確なデータの確保を行う等、ここ約4ヶ月半最善の努力を行った。

⁵² 西江大検討意見書, p.59.

⁵³ 西江大検討意見書, p.60.

価した⁵⁴”との主張はそのまま受け入れることが難しい部分が多い。事実、法院の公式的な委託を受け、原告、被告両側から独立的な立場で鑑定作業を遂行した本鑑定人団の原鑑定報告書に対してKDI研究陣または西江大研究陣が出した論評は、それが被告側精油社にのみ一方的に有利に展開されているという点で、厳格な鑑定基準を適用した中立的なものとは見られないということが、本鑑定人団の正直な判断である。

特に、西江大研究陣の検討意見書には、一部妥当な指摘もあったが⁵⁵、大部分KDI報告書の主張に迎合する内容であり、被告側精油社の主張を最小限の検定過程も経ずに事実として受け入れ、そこに立脚して本鑑定人団の原鑑定報告書に対して根拠の無い数多くの批判を行っているものだ。また、原鑑定報告書で使われたモデルに対して十分な熟知なく、誤解に基づいて原鑑定報告書を批判したり、また不確実性の恩恵(benefit of doubt)を一方的に精油社に与えようとしたことが伺える。また、自らの理論的分析と実証分析が矛盾する深刻な問題を露呈した。総合的に見るとき、西江大検討意見書は専門家証言(expert witness testimony)が当然備えねばならない独立性(independence)および分析的厳格性(analytical rigor)の基準を充足してはいないと判断される。

本鑑定人団は本損害額鑑定が、それ自体大きな意味をもつのみでなく、今後談合による損害賠償を含んだ競争法関連訴訟全般で重要な先例となるという面でも、その重要性をよく認識している。したがって、本鑑定人団は本訴訟と関連して理論的または計量経済学的争点に対して中立的専門家集団といつでも追加で論議する用意があることを明らかにしたい。

8. 要約および結論

本鑑定報告書は、軍納油入札談合に関する損害賠償請求訴訟と関連して、損害額をより合理的で科学的な方法で推定しようとの意図で作成された。このため、本研究陣は理論および常識と最大限符合し、同時に恣意性を最大限排除した重回帰分析モデルを設定した。このモデルの推定を通じては、通常最小二乗法のかわりに、加重最小二乗法を使用しその理由を正当化した。資料使用の期間と関連しては、二重差分法の基本趣旨に照らして、1995年から2003年間の軍納および非軍納入札資料全体を利用した。1991年から1994年までの入札資料はほぼ100%軍納入札資料しかないため、分析から除外した。

⁵⁴ 西江大検討意見書, p.58

⁵⁵ 西江大研究陣およびKDI研究陣の批判のうち妥当性が認定される部分は本補完鑑定段階で積極的に受容したことを数次にわたり明らかにしたところである。

一方、原鑑定報告書作成以降、被告側はKDI研究所および西江大研究陣を通じ、本鑑定人団の原鑑定報告書に資料、モデル、推定方法等、諸般の側面において、多くの問題点があることを指摘した。これゆえ、本鑑定人団は、原鑑定報告書に立脚した2004年9月18日の法廷証人尋問終了後、約4ヶ月半にわたり、追加的な補完鑑定作業を実施した。この追加的な鑑定過程で本鑑定人団は原鑑定では入手できなかった資料を補充し、より良いモデル設定を行い、合理的な損害額を設定することに万全を期した。

まず、本鑑定人団は、全体鑑定期間にわたり原、被告側の立場から独立した中立的な立場を貫き、客観的な方式で損害額を算定しなければならないという、鑑定目的から逸脱しないよう最善を尽くしたといえる。本鑑定人団が原鑑定報告書で提示した談合による被害額が約1,140億ウォンとなるや、被告側代理人弁護士団は2004年9月18日の証人尋問期日に本鑑定人団の鑑定人としての資質および誠実性に対して危惧親を提起しながら、本鑑定人団を“弾劾”することに全力を尽くした。しかし、本鑑定人団は2003年11月、本件の損害額鑑定を法院から委託を受けて以来、今般補完鑑定結果を提出するに至るまで、原鑑定と補完鑑定を行うなかで、いかなる先入観も介入させることなく、まさに中立的な立場から科学的かつ合理的な損害額推定値を鑑定することに最善を尽くした。繰り返して言うなら、鑑定結果がどちらの側により有利になるかという点については、原鑑定開始段階から今般補完鑑定を終わらせる段階に至るまで、本鑑定人団の関心事項ではなく、まったく考慮する対象ではなかった。

もちろん、この間、紆余曲折があったことも事実である。特に、証人尋問期日に被告側から強烈に提起されたが、原鑑定段階で使用された資料の相当部分が重複していたことや、資料処理においても、本鑑定人団がより完璧を目指していたならば、避けることができた誤りがいくつかあった。しかし、精油業界の専門家としてではなく、計量経済学的、理論経済学的専門知識を持って経済学として本鑑定に参加した本鑑定人団が、提示された時間内に精油業界の複雑な営業実態および契約関係をその詳細な部分まで全て認知し、これを鑑定に反映することは不可能であったように、この誤りも不可避であった側面もある。さらに、本民事訴訟における被害額鑑定のように、経済学者が計量経済学的知識を利用してより、科学的な被害額を算定していくこと自体が、わが国司法史上最初のことであり、本鑑定人団が参照する事例が皆無であったという点もあり、様々な未熟さがあったということも述べておく。

本鑑定人団は、今般の補完鑑定期間の間、原鑑定段階で発生した資料処理の誤りを最大限修正するため、精油社および国防部実務者との追加説明会はもちろ

ん、数十回にわたり電子メールを通じて入札主体および原、被告側と資料に関する追加協調および確認を受け、精油社から5000余頁にのぼる原購買価格資料（精油社と国防部、韓電、漁協、鉄道庁、海警、航空会社間に締結された油類購買契約書および入札公告書）の提出を受け、既存のデータ、資料とひとつずつ対照しながら、既存資料検討および確認作業を行った。それにもかかわらず、足りない部分を埋めるため、漁協および韓電の場合、鑑定人団の一員が直接訪問し、原購買契約資料を入手する等して、完璧な資料処理を追及した。

また、より客観的で、科学的な鑑定結果を求めるために、原、被告側から提起された、種々の指摘のうち、僅かでも妥当だと考えられる部分については、今般の補完鑑定の基本モデル設計に最大限反映するよう努力したことを述べておきたい。

さらに、もうひとつ明らかにしておきたい点は、上記の証人尋問期日に被告側から指摘された資料処理上の誤りは、本鑑定人団が原鑑定段階から資料処理に完璧を期していたならば、多くの部分避けることができたという点において、本鑑定団自らにも相当の責任があることを認めるところである。また、遅きに失したが、被告側の努力により資料処理上の誤りが発見され、被告側が2004年9月18日証人尋問期日にこれを集中的に指摘したことにより、結局本鑑定人団がこれを修正し、より客観的で科学的な鑑定結果を今般の補完鑑定報告書を通じ提示することができた。ただし、被告側が資料確認のための努力を2004年9月18日の証人尋問期日以前に、より積極性を見せ、その確認事項を予め本鑑定人団に示してくれていたならば、上記資料処理上の誤りは相当部分事前に防げたはずであり、鑑定作業が不必要に遅延することもある程度避けられたという点において、原鑑定段階で被告側が資料確認の際にみせた消極的で受動的な態度には、残念な思いが残るところである。

最後に、本鑑定人団は原鑑定に約6ヶ月、そして2004年9月18日の証人尋問期日以降の補完鑑定に約4ヶ月半、総10ヶ月半の鑑定期間の間、本件談合による損害額を算定することにおいて、より客観的で科学的で合理的な推定値を提示するよう最善の努力をした。しかし、このような努力にもかかわらず、入手可能な資料に比べ落札価あるいは契約価に影響を与える統制しなければならない要因があまりにも多く、全ての要因を統制することが難しく、個々の要因が落札価に与える効果をすべて完璧にモデル化することには限界があった。しかし、本鑑定人団は、今般鑑定報告書を通じ、提示された損害額こそが科学的で、合理的な根拠のもとに導出され、その推定値が相当な信頼性および客観

性を持っており、証拠資料として法院の判断に大きく助けになることを期待している。

参考文献

リュ グングワン (2003), 統計学 法務社, ソウル

ソウル大学校経済研究所企業競争力研究センター(2004), “軍納油入札談合民事訴訟における損害額の鑑定のための計量経済分析”(原鑑定報告書)

ワン ギュホ, チョ イング (2004) 「ゲーム理論」, 博英社

American Bar Association, Section of Antitrust Law (1996), Proving Antitrust Damages: Legal and Economic Issues.

American Bar Association, Section of Antitrust Law (2002), Antitrust Law Developments (Fifth).

Arthur S. Goldberger, “A Course in Econometrics,” Harvard University Press, 261-262

Cassady, R. (1969) 「Auctions & Auctioneering」, Berkeley, University of California Press

Davidow, J., “Proof of Purchases and Damages by Public Buyers of Price-Fixed goods,” *Antitrust Bulletin*, Vol. 17, 1972, 363-377.

Finkelstein, M. and Levenbach H., “Regression estimates of damage in price-fixing cases,” *Law and Contemporary Problems*, Vol. 46, 1983, 145-169.

Froeb L., Koyak R. & Werden G., “What is the Effect of Bid-Rigging on Prices,” *Economics Letters*, Vol. 42, 1993, 419-423.

Howard, J. and Kaserman, D., “Proof of Damages in Construction Industry Bid-Rigging Cases,” *The Antitrust Bulletin*, Vol. 34, 1989, 359-393.

Kuhlman, J., “Theoretical Issues in the Estimation of Damages in a Private Antitrust Action,” *Southern Economic Journal*, Vol. 32, 1967, 548-558.

- Lee, I. K, "Damage Estimation and Its Accuracy: Antitrust Policy Implication," *International Economic Journal*, Vol. 14, 2000, 87-102.
- Lee, I. K. and Hahn, K., "Bid-rigging in Auction for Korean Public-Works Contract and Potential Damage", *Review of Industrial Organization*, Vol. 21. 2002, 73-88.
- McMillan, John, "Dango: Japans Price Fixing Conspiracies," *Economics and Politics*, Vol. 3, 1991, 201-218.
- Meyer, Viscusi, and Durbin (1995), *American Economic Review*, Vol. 85, 322-340
- Milyo and Waldfogel (1999), *American Economic Review*, Vol. 89, 1081-1096
- Nelson, John P., "Comparative Antitrust Damages in Bid-rigging Case: Some Findings from a Used Car Auction," *The Antitrust Bulletin*, Vol. 38, 1993, 369-394.
- Maddala G. (2001), *Introduction to Econometrics*, 3rd. Ed., New York: John Wiley & Sons.
- Myerson. R. (1981) "Optimal Auction Design", *Mathematics of Operations Research*
- Riley, J.G. and W.Samuelson (1981) "Optimal Auctions", *American Economic Review* 71, pp.381-392
- Rubinfeld, D. L. (2000), "Reference Guide on Multiple Regression," in Federal Judicial Center, *Reference Manual on Scientific Evidence*, pp.179-227
- Rubinfeld, D. L. and Peter O. S. (1983), "Quantitative Methods in Antitrust Litigation," *Law and Contemporary Problems*, vol.46, pp.69-141

Vickrey. W. (1961), "Counterspeculation, Auctions, and Competitive Sealed Tenders", *Journal of Finance*, pp. 8-37

[付録] 加重最小二乗推定量

今般の補完鑑定段階で使用した基本モデルを次のとおり表記する。

$$y_i = x_i' \beta + r_i' \gamma + u_i \quad i = 1, 2, \dots, 1056$$

ここで y_i は i 番目の入札のログ落札価であり、 x_i は競争落札価に影響を与える諸般の説明変数、例えば、ログ落札物量、為替レート、原油導入価等、総49個の変数でなりたつ 49×1 の列ベクトル(column vector)であり、 r_i は談合の程度に影響を与える諸般の談合関連変数、例えば国防部 \times 1998年、 \dots 等、総6個の変数でなりたつ 6×1 の列ベクトルであり、 u_i は 攪乱項(disturbance term)をあらわす。

この基本モデルをベクトルと行列を利用して表現すると、次のとおりである。

$$y = Z\theta + u$$

ここで、 \mathbf{y} は i 番目の要素が y_i である $1,056 \times 1$ の列ベクトルであり、 \mathbf{Z} は i 番目行が (x_i', r_i') である $1,056 \times 55$ の行列である。 θ は β と γ 等、未知の母数からなる、 55×1 のパラメーターベクトルであり、 \mathbf{u} は i 番目の要素が u_i である $1,056 \times 1$ の列ベクトルである。

まず、通常最小二乗法(OLS)にしたがって、 θ を推定すると、

$$\hat{\theta} = (Z'Z)^{-1} Z'y = \theta + (Z'Z)^{-1} Z'u$$

となる。ここから、競争落札価部分に登場するパラメーターの推定量のみを分離すると、これは、

$$\hat{\beta} = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \tilde{X}'y$$

となる。ここで、 \tilde{X} は $\tilde{X} = [I - R(R'R)^{-1}R']X$ と定義される。

ここで上で求めた $\hat{\beta}$ を利用して加重最小二乗推定量を求める。そのためにはすべての落札件に対して、“仮想的競争落札価”を推定しなければならない。

推定された競争落札価を \hat{p}_i とすると、 $\hat{p}_i = e^{x_i \hat{\beta}}$ となる。ここで、推定された競争落札金額を“推定された競争入札金額 = 推定された競争落札価 × 落札物量”の方式で求め、これを加重値として使用し、加重最小二乗推定量を求めると、これは、

$$\hat{\theta}_w = (Z' \hat{W} Z)^{-1} Z' W y = \theta + (Z' W Z)^{-1} Z' W u$$

となる。ここで \hat{W} は $\hat{w}_i = q_i \cdot e^{x_i \hat{\beta}}$ と定義される“推定競争入札金額”を i 番目の対角要素(diagonal element)として持つ、 $1,056 \times 1,056$ の対角行列(diagonal matrix)であり、 q_i は i 番目の入札の落札物量を表す。

一方、反復加重最小二乗法(iterative WLS)は通常最小二乗推定量を利用して計算した加重値を適用して加重最小二乗推定量を求め、再びこれを利用して計算した加重値を適用し、新しい加重最小二乗推定量を求める一連の過程を、求めた推定量が収斂するまで反復して適用し、最終的に推定量を求める方法だ。(参考までに、本文に提示された基本模型を反復加重最小二乗法で求めるとき、本研究陣は以上の一連の過程を総 10 回反復し、推定量を収斂させた。)

最後に、加重最小二乗推定量および反復加重最小二乗推定量は、最初に使用した、推定量が一致推定量(consistent estimator)であれば、一回だけ反復しても、無数に反復しても常に一致推定量が求められることを証明しよう。

このとき、加重値に使用される β の推定量が一致推定量であれば、これを利用して求めた加重最小二乗推定量も同様に一致推定量となることを示すと、数学

的帰納法から(mathematical induction)により、反復加重最小二乗推定量もまた一致推定量となることを誘導することができる。したがって、以下では、一度の反復過程を経て求めた加重最小二乗推定量が一致推定量となることを示せば十分である。

さきに求めた、加重最小二乗推定量を再度表示すると、

$$\hat{\theta}_w = \theta + (Z' \hat{W} Z)^{-1} Z' W u = \theta + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{m}_i \cdot u_i$$

となる。ここで、 \hat{m}_i は $\hat{m}_i = w_i \cdot \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n w_i z_i z_i' \right)^{-1} z_i$ と定義される 55×1 の列ベクトルであり、 $n=1,056$ である。

スルツキー定理(Slutsky Theorem)⁵⁶によると、

$$\begin{aligned} p \lim \hat{\theta}_w &= \theta + p \lim \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{m}_i u_i \\ &= \theta + p \lim \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu_i u_i \end{aligned}$$

が成立する。ただし μ_i は \hat{m}_i の確率極限であり、

$$\mu_i = p \lim \hat{m}_i = w_i \cdot \left(p \lim \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n w_i z_i z_i' \right)^{-1} z_i \text{ であり、 } w_i \text{ は } w_i = q_i \cdot e^{x_i \beta} \text{ で}$$

ある。ここで x_i , q_i 等が限定された(bounded) 場合、コルモゴロフの第1代数の法則⁵⁷ (Kolmogorov's Law of Large Number I)により、

⁵⁶ スルツキー定理に対しては、T.Amemiya, Advanced Econometrics, Harvard University Press, 1985, p89を参照。

⁵⁷ コルモゴロフの第1代数の法則(Kolmogorov's Law of Large Number I)に対しては、Amemiya, Advanced Econometrics, Harvard University Press, 1985, p90を参照。

$p\lim \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu_i u_i = 0$ となり、したがって、 $p\lim \hat{\theta}_w = \theta$ が成立する。すなわ

ち、加重最小推定量 $\hat{\theta}_w$ は一致推定量である。