季刊 1979年 3月 13日 登錄
登錄番號 바-565

제10권 제2호 1988 여름

韓國開發研究

貯蓄의 代替性과 財政政策의 有效性 李 啓 植

利子率과 投資 : 우리나라 利子率效果의 한 波及構造 朴 佑 奎

輸出市場多邊化를 위한 二段階쿼타 配分制度의 經濟效果 朴 泰 鎬

韓國의 市場開放決定要因 分析 左 承 喜

韓國石炭産業의 現況과 構造改善 方案 金 址 鴻

우리나라 都市家口의 階層別 所得 및 厚生不平等度의 推計와 分析 劉 鍾 九

KDI 韓國開發研究院

季刊 韓國開發研究

제 10 권 제 2 호 1988 여름

貯蓄의 代替性과 財政政策의
有效性……李啓植… 3

利子率과 投資: 우리나라 利子率
效果의 한 波及構造…… 朴佑奎… 27

輸出市場多邊化를 위한 二段階
쿼타配分制度의 經濟效果……朴泰鎬… 49

韓國의 市場開放決定要因 分析……左承喜… 65

韓國石炭產業의 現況과
構造改善 方案……金址鴻… 91

우리나라 都市家口의 階層別 所得 및
厚生不平等度의 推計와 分析……劉鍾九…117

編輯委員會

委員長 延 河淸
幹 事 李 元暎
委 員 姜 文秀 朴 泰鎬
沈 相達 張 鉉俊
實 務 李 成杓 朴 贊暎

編輯問議：編輯委員會(960-0083)
購讀問議：發刊資料相談室(960-3283)

論評 및 書評 寄稿案內

本 季刊誌는 本誌에 發表된 論文과 本院에서 發刊되는 研究叢書 및 其他報告書에 대한 院內外 專門家들의 論評 혹은 書評을 揭載하고 있읍니다.

研究主題 및 그 內容과 관련되는 研究方法論 혹은 國家政策上의 爭點을 表出시켜 向後의 研究課題와 政策方向 設定에 寄與하고, 아울러 實質的이고 建設的인 批判과 討論의 習慣을 造成하자는 것이 그 趣旨입니다. 이를 諒知하시어 아래와 같은 要領에 의하여 虛心坦懷한 所感과 批評을 寄稿하여 주시면 감사하겠읍니다.

첫째, 길이는 200字 原稿紙 基準 30枚 內外로 限定하되 原稿紙에 淨書하여 보내주시기 바랍니다.

둘째, 論評은 該當論文에 담긴 誤謬 혹은 爭點을 內容으로 하여 가급적 論文이 發刊된 후 3個月 以內로, 書評은 該當報告書의 主要內容 紹介, 寄與度 및 問題點 評價, 그리고 向後 研究課題 提示를 內容으로 하되 原則的으로 報告書가 發刊된 후 6個月 以內로 作成하여 주시기 바랍니다.

세째, 原稿는 郵便 혹은 人便으로 『韓國開發研究』編輯委員長에게 提出하여 주시기 바랍니다.

寄稿된 論評과 書評은 本院 所定의 審査節次를 거치도록 되어 있읍니다. 論評은 該當論文 執筆者의 應答과 함께 揭載하겠읍니다. 채택된 原稿는 稿料를 支給합니다.

貯蓄의 代替性과 財政政策의 有效性

李 啓 植

本 硏究의 目的은 우리나라의 1963~86년도 자료를 사용하여 消費 및 家計貯蓄函數를 추정함으로써 家計, 企業, 政府貯蓄 등 세 부문의 貯蓄 사이에 어떠한 관계, 즉 어느 정도의 代替關係 혹은 補完關係가 있는가를 판별하고 政府貯蓄과 政府財政支出 등의 變數로 표시되는 財政政策의 驅逐效果와 이에 따른 財政政策의 有效性 혹은 無力性 問題를 분석하고자 함에 있다. 本 硏究의 분석결과에 의하면 企業貯蓄과 政府貯蓄은 家計貯蓄과 代替關係가 아닌 補完關係를 갖는 것으로 나타난다. 이는 一國全體의 資本形成에 있어서 企業 및 政府貯蓄이 매우 중요한 政策變數임을 시사하는 것으로 家計貯蓄率, 나아가 國內貯蓄率의 提高 및 維持를 위해 企業貯蓄增大를 위한 諸般誘因政策을 꾸준히 강화하고 政府貯蓄增大를 위한 효율적이고 건전한 財政運用이 지속되어야 할 것이다. 한편 政府財政支出은 赤字에 의하든 租稅에 의하든 民間消費를 큰 폭으로 증가시키는 것으로 나타나 家計의 超合理性假說이나 完全한 先見假說이 상정하는 바와 같이 財政政策의 完全한 驅逐效果가 나타남에 따른 財政政策의 無力性 結果와 대조적으로 우리나라의 財政政策이 그동안 특히 經濟安定을 위한 강력한 政策手段으로서의 역할을 수행해 왔음을 보여주고 있다.

I. 序 論

一國全體의 國民貯蓄(national saving)은 國內貯蓄(domestic saving)과 海外貯蓄(foreign saving)으로 양분되고 國內貯蓄은 다시 家計貯蓄, 企業貯蓄, 政府貯蓄으로 三分된다. 〈表 1〉에는 우리나라를 비롯하여 日本, 臺灣, 美國 등 4개국의 경우에 대하여 國內貯蓄의 세 부문별 구성이 나타나 있는데 우리나라의 경우에는 家計貯蓄과 企業貯蓄이 각각 國內貯蓄의 40% 정도를 차지하고 있고 日本과 臺灣의 경우에는 家計貯蓄이 50%, 企業貯蓄이 35% 수준을 점하고 있다. 한편 美國의 경우에는 다른 세 나라의 경우와 대조적으로 企業貯

筆者 : 本院 硏究委員

* 本 硏究의 여러 미진한 부분에 대해서 많은 유익한 助言과 批判을 해준 左承喜·沈相達 博士와 本 硏究의 資料準備, 模型分析, 原稿整理 및 校正 등 여러 과정에 걸쳐서 헌신적인 노력을 기울여 준 鄭進浩 硏究員, 任贊順·朴恩姬 硏究助員에게 깊은 감사의 뜻을 표한다.

〈表 1〉 國內貯蓄의 部門別 構成

(단위: %)

	韓國 (1986)	日本 (1985)	臺灣 (1986)	美國 (1985)
家 計	40.0	48.6	50.9	56.3
企 業	39.1	35.6	36.9	58.7
政 府	20.9	15.8	12.2	−15.0
計	100.0	100.0	100.0	100.0
國內貯蓄率[1]	32.6	31.7	38.7	16.7

註: 1) GNP에 대한 比率임.

蓄의 비중이 가장 높고 政策部門은 負의 貯蓄을 나타내고 있다.

최근 수정된 政府의 6차 5개년계획안에 의하면 1987~91년 동안 34.0~35.6%의 높은 국내저축률이 유지될 것으로 전망되고 있는데 이와 같이 높은 저축률을 유지하기 위해서는 어느 부문의 貯蓄增大에 우선적인 政策目標가 주어져야 할 것인가에 대한 면밀한 검토와 분석이 이루어져야 할 것이다. 家計의 超合理性假說이나 完全한 先見假說이[1] 상정하는 바와 같이 家計貯蓄과 企業貯蓄, 政府貯蓄과 家計貯蓄 사이에 完全한 代替關係가 성립한다고 할 때 企業貯蓄이나 政府貯蓄의 誘因政策은 그만큼의 家計貯蓄을 상쇄하게 되므로 전체적으로 國內貯蓄을 조금도 증대시키지 못하는 바람직하지 못한 결과가 나타나게 될 것이다.

本 硏究의 目的은 우리나라의 1963~86년도 자료를 사용하여 消費 및 家計貯蓄函數를 추정함으로써 家計, 企業, 政府貯蓄 등 세 부문의 저축 사이에 어떠한 관계, 즉 어느 정도의 代替關係 혹은 補完關係가 있는가를 판별하고 政府貯蓄과 政府財政支出 등의 변수로 표시되는 財政政策의 驅逐效果와 이에 따른 財政政策의 有效性 혹은 無力性 問題를 분석하고자 함에 있다. 本 硏究는 모두 6章으로 구성되어 있는데 第Ⅱ章에서는 本 硏究의 두 가지 분석과제, 즉 세 부문 貯蓄의 代替關係와 財政政策의 驅逐效果 및 有效性問題에 관한 이제까지의 논의를 간략하게 정리하고 이어서 第Ⅲ章에서는 家計部門의 消費·貯蓄 決定理論에서 유도되는 기본모형과 이 기본모형에서 Keynesian 假說, 家計의 超合理性 및 完全한 先見假說이 성립하게 되는 조건을 고찰하고자 한다. 다음 第Ⅳ章에서는 세 부문 貯蓄의 代替性과 財政政策의 有效性에 관한 이제까지의 실증분석결과를 개관하고 이어서 第Ⅴ章에서는 우리나라의 消費 및 貯蓄函數에 대한 推定結果와 여러 가지 假說에 대한 검증결과를 살펴보고 우리나라를 비롯하여 日本, 臺灣, 美國 등 8개국의 경우에 대하여 消費 및 貯蓄函數의 推定結果를 비교·분석하고자 한다. 마지막으로 第Ⅵ章에서는 이제까지의 분석결과를 요약하고 이 분석결과의 政策的 示唆點에 대하여 논의하고자 한다.

1) 이 두 假說의 內容에 대해서는 第Ⅱ章과 第Ⅲ章에서 논의하고자 한다.

Ⅱ. 主要爭點에 대한 論議

本章에서는 本 硏究의 두 가지 분석과제, 즉 家計貯蓄, 企業貯蓄, 政府貯蓄 사이의 상호관계, 특히 代替關係와 財政政策의 驅逐效果 혹은 有效性問題에 대하여 이제까지 여러 학자들에 의해 제시된 견해들을 정리하고자 한다.

1. 貯蓄의 代替性

國內貯蓄을 구성하는 세 가지 經濟主體別

貯蓄, 즉 家計貯蓄, 企業貯蓄과 政府貯蓄間의 相互關係에 대해서는 특히 企業貯蓄과 政府貯蓄이 家計貯蓄을 어느 정도 대체하느냐의 문제에 대해서 여러 가지 논의들이 이루어져 왔다[2]. 이 문제는 國內資本形成을 위해 國內貯蓄을 증대시켜야 할 경우 企業貯蓄 혹은 政府貯蓄이 一國全體의 資本形成에 있어서 어느 정도 중요한 정책변수가 될 수 있는가의 문제와 연결된다. 이와 같은 세 가지 部門別 貯蓄의 代替關係에 대한 傳統的인 見解는 Keynesian 消費函數로 대표되는데 이 소비함수에서는 消費를 可處分所得에 연결시킴으로써 企業貯蓄이나 政府貯蓄이 家計貯蓄에 독립적인 영향을 미치지 않고 可處分所得의 增減을 통한 간접적인 영향만이 고려된다. 이와 같은 Keynesian 消費函數에서 家計貯蓄과 企業貯蓄 및 政府貯蓄의 직접적인 代替關係는 성립되지 않는다[3].

이와 같이 세 가지 部門別 貯蓄間의 代替關係를 부정하는 Keynesian 見解에 대해서 크게 두 갈래의 反論이 제기되었는데 첫째가 企業貯蓄과 家計貯蓄의 완전한 대체관계를 주장하는 Denison(1958)과 David-Scadding(1974)의 超合理性(ultrarationality)假說이며, 둘째가 세 가지 部門別 貯蓄間의 완전한 대체관계를 주장하는 Bailey(1971, 1972)의 完全한 先見(perfect foreknowledge)假說이다.

David-Scadding은 美國의 경우 1948~56년 동안 家計貯蓄과 企業貯蓄을 합한 民間貯蓄率이 거의 일정하게 유지되어 왔다는 이른바 "Denison의 法則"이 1898~1969년의 보다 넓은 기간에 대해 분석해 본 결과에서도 1, 2차 세계대전과 대공황기간 등 특수한 경우를 제외하고 그대로 적용되는 사실을 밝혀내고 이는 企業部門이 家計部門의 연장에 불과하여 家計가 企業의 내부를 꿰뚫어 보는(pierce through the corporate veil) 超合理性에 입각하여 消費·貯蓄行態를 결정하기 때문에 企業貯蓄의 증가 혹은 감소는 직접적으로 家計貯蓄의 감소 혹은 증가로 나타나 이 두 부문 저축이 완전한 대체관계를 갖게 된다고 설명한다[4].

2) 企業이나 政府의 주된 經濟的 機能은 資本을 投資하여 民間財와 公共財를 生產하는 것이므로 資本의 供給者보다는 오히려 資本에 대한 需要者로서의 性格이 보다 강하며 이에 따라 國內貯蓄의 증대문제는 통상적으로 家計貯蓄을 중심으로 논의된다.

3) Keynesian 消費函數는 $C=\alpha_1+\alpha_2 DI$, 여기서 $DI=Y-S^C-T$이며 C는 民間消費, DI는 可處分所得, Y는 國民所得, S^C는 企業貯蓄, T는 租稅를 나타낸다. 여기서 企業貯蓄이 증가하면 可處分所得이 감소하고 이에 따라 民間消費가 감소하나 家計貯蓄은 증가하게 되는데 이는 企業貯蓄과 家計貯蓄이 可處分所得의 變化를 통한 間接的인 補完關係(complementarity)를 갖게 됨을 의미한다.

4) 前述한 Keynesian 消費函數와 대조적으로 Fisherian 消費函數는 Fisher(1930)에 의해 개발된 資源의 時間的 配分理論(theory of intertemporal resource allocation)模型을 기반으로 Harrod(1948) 및 Ando-Modigliani(1963)에 의해 補完·發展된 消費函數로서 다음과 같이 표시된다.

$$C=b_1+b_2Y^L+b_3W$$

여기서 Y^L은 勤勞所得, W는 物的資產을 의미한다. 이 Fisherian 消費函數에서 企業貯蓄이 증가하면 이는 物的資產의 증가로 나타나 民間消費가 증가하고 이에 따라 家計貯蓄은 감소하여 企業貯蓄과 家計貯蓄이 物的資產의 변화를 통한 간접적인 대체관계를 갖게 된다. 企業貯蓄과 家計貯蓄의 代替性과 관련된 Fisherian 消費函數와 Keynesian 消費函數에 대한 개략적인 논의에 대해서는 Feldstein(1973)과 Feldstein-Fane(1973) 참조. Ando-Modiglianiㅡ는 美國의 年間資料를 사용하여 이 소비함수를 추정한 결과 $b_2=0.7$, $b_3=0.06$, 즉 勤勞所得과 物的資產으로부터의 限界消費性向(MPC)이 각각 0.7 및 0.06이라는 결과를 제시하고 있다. 一生週期模型을 이용하여 이 소비함수를 유도하는 과정에 대해서는 李啓植(1988)의 附錄 14 참조. 한편 租稅와 企業破產을 고려하지 않을 경우 留保利益, 增資, 借入 등에 의한 기업의 자본조달정책이 기업의 가치에 아무런 영향을 미치지 못한다는 Modigliani-Miller(1958, 1963)의 非適合性定理(irrelevance theorem)는 家計의 입장에서 볼 때 留保利益에 의한 企業의 投資財源調達이나 借入에 의한 財源調達이 동일함을 의

이와 같은 家計貯蓄과 企業貯蓄의 代替關係는 配當所得에 비해 企業貯蓄 혹은 留保利益(retained earnings)을 우대하는 稅制가 바람직한가의 문제와 관련된다. 개인소득세와 법인세가 별개의 독자적인 租稅로 존재하는 傳統的인(classical) 租稅制度에서는 配當所得에 비해 企業貯蓄이 우대를 받게 되고 이 두 所得稅가 歸屬制度(imputation system) 등에 의해 어느 정도 統合된(integrated) 租稅制度에서는 配當所得과 企業貯蓄이 동일하게 취급된다[5]. 家計貯蓄과 企業貯蓄이 완전한 대체관계를 가질 경우 傳統的인 租稅制度에서 企業貯蓄을 우대함에 따른 企業貯蓄의 증대는 곧바로 家計貯蓄의 감소로 연결되므로 실질적인 貯蓄增大效果는 나타나지 않는다. 이에 따라 傳統的인 租稅制度가 資源配分의 효율과 공평을 저해할 뿐만 아니라 저축을 증대시키는 효과도 나타내지 못하므로 이를 폐지하고 統合租稅制度로 전환되어야 한다는 주장이 제기되고 있다[6].

家計의 完全한 先見假說은 前述한 超合理性假說에서 한 걸음 더 나아가서 政府部門까지도 家計部門의 연장으로서 家計가 企業뿐만 아니라 政府의 내부까지 환히 들여다 보는(pierce through the government veil) 完全한 先見에 입각하여 消費·貯蓄行態를 결정하기 때문에 企業貯蓄 혹은 政府貯蓄의 증가 혹은 감소는 곧바로 家計貯蓄의 감소 혹은 증가로 연결되어 세 부문간 저축이 완전한 대체관계를 갖는다는 주장이다. Ricardo 혹은 Barro(1974)의 中立命題(neutrality proposition) 혹은 等價定理(equivalence theorem)는 이와 같은 家計의 完全한 先見假說과 맥을 같이하는 견해로 볼 수 있다[7].

2. 財政政策의 有效性

앞에서 살펴본 部門別 貯蓄間의 代替關係에 관한 家計의 超合理性 및 完全한 先見假說은 政府의 財政政策이 국가전체의 消費·貯蓄·投資 및 所得水準에 실질적인 영향을 미치게 되는가 하는 財政政策의 有效性(efficacy) 및 驅逐效果(crowding-out effect)의 문제와 연관된다. 財政政策의 驅逐效果는 넓은 의미에서 민간부문의 활동이 정부부문의 활동에 의해 대체되는 현상을 의미하며 구체적으로는 政府消費가 民間消費를, 政府借入이 民間借入을, 政府貯蓄이 民間貯蓄을, 政府投資가 民間投資를 상쇄하는 효과를 의미한다[8]. 財政政策

미하는데 이 定理에 의하면 留保利益, 즉 企業貯蓄이 증가하면 配當이 감소하며 이에 따라 家計貯蓄이 감소하여 企業貯蓄과 家計貯蓄의 완전한 대체관계가 성립한다.

5) 대부분의 경우 명확한 구분은 어려우나 대체적으로 우리나라를 비롯하여 日本, 美國, 英國(1973년 이전), 오스트레일리아, 그리스, 이탈리아, 스페인, 스웨덴, 네덜란드, 스위스는 傳統的인 租稅制度를, 프랑스, 英國(1973년 이후), 西獨, 캐나다, 벨기에, 오스트리아는 統合된 租稅制度를 채택하고 있다고 할 수 있다. 한편 Auerbach(1982)는 統合된 租稅制度에서는 가계저축과 기업저축의 완전한 대체관계가 성립하고 傳統的인 租稅制度에서는 두 저축의 대체관계가 성립하지 않는다고 주장함으로써 두 貯蓄의 代替關係가 租稅制度의 形態에 의해서 결정된다는 假說을 제시하고 있으나 實證的 支持(empirical support)를 받지 못하고 있다.

6) Feldstein(1973)과 Feldstein-Fane(1973)은 각각 美國과 英國의 경우를 분석한 결과 두 가지 貯蓄間에 상당한 대체관계가 성립함을 밝혀내고 傳統的인 租稅制度의 폐지를 주장한 반면 Bhatia(1979)는 美國의 자료를 사용한 이와 상반된 분석결과를 바탕으로 統合租稅制度로 전환할 경우 民間貯蓄은 감소하리라는 견해를 제시하고 있다.

7) 等價定理는 재정지출의 租稅調達과 公債調達方案이 동일한 경제적 효과를 나타낸다는 주장인데 租稅增收에 의한 政府貯蓄의 증가가 그만큼의 家計貯蓄의 감소에 의해서 상쇄됨으로써 두 부문 저축이 완전한 대체관계를 갖게 된다.

8) 좁은 의미의, 그리고 통상적으로 사용되는 재정정책의 驅逐效果는 政府財政支出에 의해 民間投資가 代替되는 현상을 의미한다.

의 驅逐效果는 事後的(ex post) 혹은 間接的(indirect) 驅逐效果와 事前的(ex ante) 혹은 直接的(direct) 驅逐效果로 구분되는데 前者는 정부부문의 활동이 물가나 이자율을 통해서 간접적으로 민간부문의 해당변수를 대체하는 경우이며 後者는 물가나 이자율에 영향을 미치지 않고 직접적으로 민간부문의 해당변수를 대체하는 경우를 가리킨다[9].

驅逐效果가 완전하게 나타나면 政府活動과 民間活動의 완전한 대체관계가 이루어져 재정정책은 국가전체의 總量變數에 실질적인 영향력을 갖지 못한다. 예를 들어 인플레 갭과 디플레 갭의 조정을 통해 경제를 안정시키기 위한 補整的(compensatory) 財政政策의 경우 국민소득에 아무런 영향을 미치지 못하는 政策의 無力性假說(policy-ineffectiveness hypothesis)이 성립하게 된다. 이와 같은 재정정책의 유효성 문제와 관련하여 本 硏究에서는 政府貯蓄이 家計貯蓄을, 政府消費支出이 民間消費支出을 대체하는 事前的 驅逐效果 또는 直接的 代替關係(direct substitutability)를 분석하고자 한다[10].

Ⅲ. 基本模型과 假說

세 가지 部門別 貯蓄의 代替關係와 財政政策의 驅逐效果를 분석하기 위한 단순한 가계부문의 消費·貯蓄決定 模型은 다음과 같이 정리된다[11].

目的函數 : Max $U=U(C, S^H; S^C, S^G, T)$ .....(1)

豫算制約 : $Y=C+S^H+S^C+T$.....(2)

여기서 U는 效用函數, C는 民間消費支出, S^H는 家計貯蓄, S^C는 企業貯蓄, S^G는 政府貯蓄, T는 租稅[12], Y는 GNP를 가리킨다[13]. 이 模型에서 內生變數는 C, S^H이며 S^C, S^G, T, Y는 外生變數로서 이들 外生變數가 家計貯蓄과 消費에 어떠한 영향을 미치게 되는가를 살펴봄으로써 貯蓄間의 代替關係와 財政政策의 有效性에 대한 분석이 이루어진다. 이와 같은 家計의 效用極大化問題로부터 다음과 같은 消費函數와 貯蓄函數가 유도된다.

$$C=C(S^C, S^G, T, Y)$$

$$S^H=S^H(S^C, S^G, T, Y)$$

이 函數들을 線型方程式으로 표시하면 다음과 같다.

$$C=\alpha_1+\alpha_2S^C+\alpha_3S^G+\alpha_4T+\alpha_5Y.....(3)$$

$$S^H=\beta_1+\beta_2S^C+\beta_3S^G+\beta_4T+\beta_5Y....(4)$$

한편 위의 두 式의 合은 豫算制約式 (2)와 일치해야 하므로 α, β 등 母數 사이에 다음과

9) 驅逐效果는 그 정도에 따라 다음과 같이 세 가지로 구분된다. 예를 들어 $\triangle G$를 政府支出의 增加分, $\triangle Z$를 民間支出의 減少分이라고 할 때 $|\triangle G|=|\triangle Z|$일 경우 完全한 驅逐效果, $|\triangle G|>|\triangle Z|$일 경우 部分的인 驅逐效果, $|\triangle G|>|\triangle Z|=0$일 경우 零의 驅逐效果가 나타난다고 말한다. 財政政策의 驅逐效果에 대한 상세한 論議에 대해서는 Cebula (1987) 참조.

10) 前述한 家計의 完全한 先見假說에서는 재정정책의 完全한 驅逐效果가 나타나게 되며 家計의 超合理性假說에서는 다음 章에서 보는 바와 같이 政府消費支出이 民間消費支出을 완전히 驅逐하는 효과가 나타나게 된다.

11) 이하에 정리된 내용에 대해서는 Miller(1982) 및 Demopoulos등(1986)에서 많은 부분을 참조하였다.

12) 여기서 租稅收入은 政府消費支出의 代變數(proxy)로 사용되는데 이는 政府財源調達의 形態 중 政府消費 혹은 經常支出은 租稅調達(tax finance), 政府投資支出은 借入調達(loan 혹은 debt finance)에 의해서 이루어져야 한다는 전통적인 견해를 반영한 것이다. 이에 관해서는 Musgrave(1959)의 第23章 참조.

13) 위의 效用函數는 利子率과 次期의 所得이 일정할 경우 통상적인 2기간 一生週期模型인 $U=U(C_1, C_2)$의 형태와 근본적으로 동일하다.

같은 관계가 성립한다.

$$\alpha_1+\beta_1=0,\ \alpha_2+\beta_2=-1,\ \alpha_3+\beta_3=0,$$
$$\alpha_4+\beta_4=-1,\ \alpha_5+\beta_5=1 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(5)$$

위의 基本模型 (3)과 (4)를 바탕으로 前章에서 논의한 세 가지 假說, 즉 Keynesian 假說, 家計의 超合理性假說 및 完全한 先見假說이 성립하게 되는 조건을 살펴보면 다음과 같다.

1. Keynesian 假說

통상적인 Keynesian 模型에서는 家計가 企業이나 政府部門을 고려하지 않고 消費 및 貯蓄行態를 결정한다고 가정된다. 이에 따라 家計의 效用函數 (1)에서 S^C, S^G, T는 家計의 效用에 영향을 미치지 않으며 家計의 效用極大化問題는 다음과 같이 요약된다.

目的函數 : Max $U=U(C,\ S^H)$

豫算制約 : $C+S^H=Y-S^C-T=DI$

여기서 DI는 可處分所得(disposable income)을 의미한다. 이와 같은 極大化問題로부터 다음과 같은 消費 및 貯蓄函數가 유도된다.

$$C=\alpha_1+\alpha_2(Y-S^C-T)$$
$$S^H=-\alpha_1+(1-\alpha_2)\ (Y-S^C-T)$$

이 函數는 基本模型 (3)과 (4)의 특수한 형태로서 이들 모형의 係數比較에서 다음과 같은 Keynesian 假說의 조건이 도출된다.

$$\alpha_2+\alpha_5=0,\ \alpha_3=0,\ \alpha_4+\alpha_5=0;$$
$$\beta_2+\beta_5=0,\ \beta_3=0,\ \beta_4+\beta_5=0\ldots\ldots\ldots(6)$$

2. 家計의 超合理性假說

이 假說은 家計貯蓄과 企業貯蓄의 合인 民間貯蓄率이 일정하며 이는 家計貯蓄과 企業貯蓄이 완전한 대체관계를 갖기 때문이라고 설명한다. 民間貯蓄率(s)은 家計의 豫算制約 (2)에서 다음과 같이 표시된다.

$$s=(S^H+S^C)/Y=1-(C+T)/Y$$

위 式에서 s가 일정하면 $(C+T)/Y$도 일정하게 되며 이는 家計消費와 租稅收入(政府消費支出의 代變數)이 완전한 대체관계를 갖게 되고[14] 家計가 消費·貯蓄行態를 결정함에 있어서 家計消費와 政府消費, 그리고 家計貯蓄과 企業貯蓄을 묶어서 하나의 變數로 고려하게 됨을 의미한다.

이에 따라 家計의 效用極大化問題는 다음과 같이 표시된다.

目的函數 : Max $U=U(C+T,\ S^H+S^C)$

豫算制約 : $(C+T)+(S^H+S^C)=Y$

이 極大化問題로부터 다음과 같은 消費 및 貯蓄函數가 도출된다.

$$C+T=b_1+b_2\ Y$$
$$S^H+S^C=-b_1+(1-b_2)\ Y$$

이 函數 역시 基本模型 (3)과 (4)의 특수한 형태로서 이들 모형의 비교에서 超合理性假說이 성립하게 되는 조건은 다음과 같이 요약된다.

$$\alpha_2=0,\ \alpha_3=0,\ \alpha_4=-1;$$
$$\beta_2=-1,\ \beta_3=0,\ \beta_4=0\ldots\ldots\ldots\ldots(7)$$

14) 이는 政府消費支出이 民間消費支出을 완전히 驅逐하게 됨을 의미한다.

3. 家計의 完全한 先見假說

이 假說에서는 企業과 政府部門이 휘장에 불과하다는 입장(corporate and government veil觀)에서 세 가지 部門別 貯蓄 사이와 民間消費·政府消費 사이에 完全한 代替關係가 성립한다[15]. 이는 家計가 消費·貯蓄形態를 결정함에 있어서 세 가지 부문별 貯蓄과 民間 및 政府消費를 묶어서 하나의 변수로 고려함을 의미한다. 이에 따라 家計의 效用極大化問題는 다음과 같이 정리된다.

目的函數 : $\text{Max } U=U(C+T,\ S^H+S^C+S^G)$

豫算制約 : $(C+T)+(S^H+S^C+S^G)=Y+S^G$

이 極大化問題로부터 消費 및 貯蓄函數는 다음과 같이 표시된다.

〈表 2〉 여러 가지 代替關係의 成立條件

	家計貯蓄과 企業貯蓄	家計貯蓄과 政府貯蓄	民間消費와 政府消費[1]
代替關係 缺如	$\alpha_2+\alpha_5=0$ $\beta_2+\beta_5=0$	$\alpha_3=\beta_3=0$	$\alpha_4+\alpha_5=0$ $\beta_4+\beta_5=0$
完全한 代替關係	$\alpha_2=0$ $\beta_2=-1$	$\alpha_3-\alpha_5=0$ $\beta_3-\beta_5=-1$	$\alpha_4=-1$ $\beta_4=0$

註: 1)本 模型에서는 代變數로서 租稅收入이 사용된다.

$$C+T=c_1+c_2(Y+S^G)$$

$$S^H+S^C+S^G=-c_1+(1-c_2)(Y+S^G)$$

이 함수 역시 基本模型 (3)과 (4)의 특수한 형태이며 이들 模型의 係數比較에서 다음과 같은 完全한 先見假說의 조건이 유도된다[16].

$$\alpha_2=0,\ \alpha_3-\alpha_5=0,\ \alpha_4=-1;$$

$$\beta_2=-1,\ \beta_3-\beta_5=-1,\ \beta_4=0 \quad \text{.....(8)}$$

이상 세 가지 假說의 成立條件 (6)~(8)은 家計貯蓄과 企業貯蓄, 家計貯蓄과 政府貯蓄, 民間消費와 租稅收入(政府消費, C^G의 代變數)의 대체관계 결여 혹은 완전한 대체관계의 여섯 가지 경우로 구분할 수 있는데 이를 정리하면 〈表 2〉와 같다[17].

Ⅳ. 既存의 實證硏究

〈表 3〉에는 세 가지 部門別 貯蓄의 代替關係와 財政政策의 驅逐效果에 대한 이제까지의 연구결과가 정리되어 있다. 이 表에는 각 연구에서 이용한 자료의 對象國家, 分析期間, 模型의 從屬 및 說明變數, 分析結果가 요약되어 있다. 먼저 家計貯蓄과 企業貯蓄의 代替關係에

15) Demopoulos등(1986)은 이 假說에서 民間消費와 政府消費 사이에 대체관계가 결여된다고 해석하나 이는 家計가 政府部門까지 꿰뚫어 보는 完全한 情報(perfect knowledge)와 完全한 眼目(perfect foresight)을 갖는다는 家計의 完全한 先見假說을 잘못 이해한 것으로 판단된다.

16) 超合理性假說의 成立條件 (7)과 비교해 볼 때 家計貯蓄과 政府貯蓄 사이에도 완전한 대체관계가 성립한다는 조건, 즉 $\alpha_3-\alpha_5=0$, $\beta_3-\beta_5=-1$에서 차이난다. 超合理性과 완전한 先見假說의 경우 S^C, T, S^G가 부분적으로 內生性(endogeneity)을 갖게 되므로 엄밀하게는 이 두 假說下의 消費 및 貯蓄函數가 基本模型 (3) 및 (4)의 체계와 다소 상치되는 점이 지적될 수 있다.

17) 家計의 效用極大化問題 (1)과 (2)에 대한 통상적인 比較靜學分析(comparative statics analysis)에 의하여 여섯가지의 개별적인 가설의 성립조건을 도출하는 과정에 대해서는 李啓植(1988)의 附錄 10 참조. 여기서 대체관계 결여는 두 변수가 독립적인 관계를 갖는 경우를 의미한다. 두 변수 사이의 관계는 크게는 代替關係, 補完關係, 獨立關係로 三分할 수 있으며 다시 代替關係 및 補完關係는 不完全代替(補完)關係, 完全한 代替(補完)關係, 完全以上의 代替(補完)關係로 세분될 수 있다. 이 세 가지의 세부적인 분류를 S^C와 S^H의 代替關係에 대한 數式으로 표시하면 다음과 같다.

$$-1<\triangle S^H/\triangle S^C<0,\ \triangle S^H/\triangle S^C=-1,$$
$$\triangle S^H/\triangle S^C<-1.$$

대한 實證硏究로서 Feldstein(1973), Feldstein-Fane(1973), Bhatia(1979), Auerbach(1982), Koskela-Virén(1984) 및 Pitelis(1987)가 있다. Feldstein과 Feldstein-Fane은 각각 美國과 英國에 대한 消費函數를 추정하여 第Ⅱ章에서 논의한 Keynesian과 Fisherian 模型이 제시하는 家計貯蓄과 企業貯蓄間의 관계를 분석하고 있는데[18] 이 두 부문 저축 사이에 상당한 대체관계가 성립함을 밝혀내고 傳統的인 法人稅制에서 企業貯蓄을 증대하기 위한 稅制上 惠澤이 실질적으로 민간저축 나아가 국내저축을 증대시키는 효과가 미미하므로 資源配分의 效率과 衡平提高를 위해서도 統合的인 法人稅制度로 전환해야 한다고 주장하고 있다. 이와 대조적으로 Bhatia는 美國의 자료를 사용한 소비함수의 추정에서 前述한 Feldstein과는 상이한 접근방법에 의하여[19] 企業貯蓄이 家計貯蓄에 유의한 영향을 미치지 못한다는 分析結果를 제시하고 統合的인 法人稅制로 전환할 경우 국내저축은 감소할 것이라는 견해를 밝히고 있다.

한편 Auerbach는 前述한 Feldstein의 消費函數를 美國의 경우에 대해 보다 최근의 分期別資料(1960. Ⅱ－1982. Ⅰ)를 사용하여 추정하였는데 企業貯蓄이 家計貯蓄에 전혀 유의한 영향을 미치지 못하며 Feldstein의 消費函數가 분석기간에 따라 매우 불안정한 양상을 보이는 분석결과를 제시하고 있다. 家計貯蓄과 企業貯蓄의 代替關係에 대한 또 다른 實證硏究로서 Koskela-Virén(1984)은 1963～80년에 걸친 OECD 13개국의 자료를 통합해서 消費函數를 추정하여 두 부문 저축 사이에 상당한 수준의 대체관계가 성립한다는 분석결과를 제시한[20] 반면 Pitelis는 1951～83년간 英國의 民間貯蓄函數를 추정한 결과 家計貯蓄과 企業貯蓄 사이에 대체관계가 성립하지 않으며 이에 따라 家計消費 및 貯蓄函數의 說明變數로서 企業貯蓄을 제외함이 타당한 반면 경제전체의 資本形成에 있어서 企業貯蓄이 중요한 政策變數가 될 수 있다는 입장을 밝히고 있다.

이어서 Koskela-Virén(1986)은 家計貯蓄, 企業貯蓄에 政府貯蓄을 추가하여 세 부문 저축 사이의 대체관계를 분석하고 있는데 1961～80년도에 걸쳐 OECD 12개국에 대한 자료를 통합하여 소비함수를 추정한 결과 家計貯蓄과 企業貯蓄 사이에는 상당한 대체관계가 성립하나 家計貯蓄과 政府貯蓄 사이에는 대체관계가 성립하지 않는다는, 換言하여 政府貯蓄의 家計貯蓄에 대한 驅逐效果가 전혀 나타나지 않는다는 사실을 밝히고 있다. 한편 Miller(1982)와 Demopoulos등(1986)은 前章에서 살펴

18) 이 두 硏究의 또 다른 目的은 Keynesian과 Fisherian 消費函數가 의미하는 바와 대조되는 資本所得假說(capital income hypothesis)에 대한 검증인데 資本所得 중 配當所得만이(따라서 企業의 留保利益, 즉 企業貯蓄은 제외) 消費에 직접적인 영향을 미친다는 Keynesian 입장과 配當所得이나 留保利益 등 資本所得이 消費에 직접적인 영향을 미치지 않는다는 Fisherian 입장과는 상반되게 配當所得과 留保利益 등 資本所得이 모두 消費에 강력한 영향을 미친다는 資本所得假說이 성립하는 결과를 제시하고 있다.

19) 이 두 硏究의 接近方法上의 差異點은 다음 두 가지로 요약된다. ①Bhatia는 消費函數의 說明變數로서 實際値(actual value)보다 適應的 期待(adaptive expectations)假說에 의한 期待値(expected value)를 사용하고 있다. ②資本利得(capital gains)變數의 측정에 있어서 Feldstein은 家計資產의 增加分에서 家計貯蓄을 차감하는 總量的(aggregative) 接近方法을 사용한 반면 Bhatia는 자산의 형태에 따라 細目別로 집계하는 部分的(disaggregative) 接近方法을 사용하고 있다.

20) 이 硏究의 또 다른 目的은 所得의 形態에 따라 限界消費性向(MPC) 및 限界貯蓄性向(MPS)이 차이난다는 假說에 대한 檢證인데 可處分所得(Y_d)의 여러 가지 項目($Y_d=Y_l+Y_e+Y_p+Y_r-Y_x-Y_s$, 여기서 Y_l=勞動所得, Y_e=企業所得, Y_p=財產所得, Y_r=移轉所得, Y_x=租稅支出, Y_s=社會保障寄與金)에 따라 두 가지 성향이 차이나는 분석결과를 제시하고 있다.

〈表 3〉 既存의 硏究結果 要約

著 者	國家	分析期間	從屬變數[1]	說 明 變 數[1]	分 析 結 果
Feldstein(1973)	美國	1929~66 ('42~47제외)	C	HDI, $HDI(-1)$, $W(-1)$, U, G, GSB(or NSB)	SH와 GSB 사이에 상당한 代替關係 성립
Feldstein-Fane (1973)	英國	1948~69	C	HDI, $W(-1)$, NSB, G, RE	上 同
Bhatia (1979)	美國	1948~74	C	HDI^e, $W(-1)$, G^e, NSB^e	SH와 NSB 사이에 代替關係 결여
Auerbach(1982)	美國	1960Ⅱ~82Ⅰ	C	HDI, $C(-1)$, W, NSB, U	上 同
Koskela-Virén (1984)	OECD 13個國	1963~80	C	Y_l, Y_e, Y_p, Y_r, Y_x, Y_s, $C(-1)$, NSB, U	SH와 NSB 사이에 상당한 代替關係 성립
Pitelis (1987)	英國	1951~83	GSP	HDI, $GSP(-1)$, GSB, $GSB(-1)$	SH와 GSB 사이에 代替關係 결여
Koskela-Virén (1986)	OECD 12個國	1961~80	C	HDI, NSB, NSG, U, $C(-1)$	①SH와 NSB 사이에 상당한 代替關係 성립 ②SH와 NSG 사이에 代替關係 결여
Miller (1982)	美國	1948~78	C, GSH	GSB, GSG, T, GNP	①SH와 GSB, C와 GC 사이에 상당한 代替關係 성립[2] ②SH와 GSG 사이에 代替關係 결여
Demopoulos 등 (1986)	OECD 16個國	1961~81[3]	C, NSH	NSB, NSG, NT, NDI	①超合理性 및 完全한 先見假說 부정 ②美國, 오스트리아, 핀란드의 경우 Keynesian 假說 성립 ③오스트리아, 벨지움, 그리스, 네덜란드의 경우 SH와 NSB 사이의 完全한 代替關係 성립

註: 1) 變數說明: C(民間消費), HDI(家計可處分所得), NDI(國民可處分所得), GNP(國民總生產), SH(家計貯蓄), NSH(家計純貯蓄), GSH(家計總貯蓄), NSB(企業純貯蓄), GSP(民間總貯蓄), GSB(企業總貯蓄), NSG(政府純貯蓄), GSG(政府總貯蓄), W(富), G(資本利得), U(失業率), GC(政府消費), T(總租稅), NT(純租稅), RE(留保利益), Y_l(勞動所得), Y_e(企業所得), Y_p(財產所得), Y_r(移轉所得), Y_x(租稅支出), Y_s(社會保障寄與金)이며 (-1)은 該當變數의 時差値이고 上添字 e는 該當變數의 期待値임.
2) 耐久財消費支出을 家計貯蓄으로 計上하는 경우 SH와 SB, C와 GC 사이에도 代替關係 결여.
3) 國家에 따라 조금씩 차이가 있음.

본 消費 및 貯蓄函數 (3)과 (4)를 추정하여 세 부문 저축 사이의 대체관계와 재정정책의 유효성에 대한 세 가지 假說, 즉 Keynesian, 家計의 超合理性 및 完全한 先見假說을 검증하고 있다. 먼저 Miller는 美國의 1948~78년간 자료를 사용한 실증분석에서 家計消費 및 貯蓄을 추정함에 있어서 耐久財消費支出을 포함하느냐의 여부에 따라 상이한 결론을 제시하고 있다. 먼저 耐久財消費支出을 통상적인 家計消費로 파악하는 경우 家計貯蓄과 企業貯蓄 사이, 그리고 家計消費와 政府消費 사이에 상당한 대체관계가 성립하나 家計貯蓄과 政府貯蓄 사이에는 전혀 대체관계가 성립하지 않아 전체적으로 Keynesian 假說이나 完全한 先見假說보다는 超合理性假說에 근접한 분석결과가 나타난다. 이와 대조적으로 耐久財消費支出을 저축으로 파악하는 대신 耐久財消費로부터 연유하는 서비스를 家計消費로 계상하는 경우에는[21] 앞에서 언급한 여러 가지 變數

21) 耐久消費財(consumer durables) 購入을 저축 혹은 소비로 파악할 것이냐의 문제와 관련된 논의에 대해서는 특히 Auerbach(1985), 堀江康熙(1986) 및 李啓植(1988)의 第1章 第3節 참조.

間의 代替關係가 모두 성립하지 않아 Keynesian 假說에 보다 가까운 결과가 나타난다.

Demopoulos등은 1960년대 및 1970년대의 OECD 16개국에 대한 자료를 이용하여 각 나라별로 消費 및 貯蓄函數를 추정하고 있는데 家計의 超合理性假說과 完全한 先見假說은 모든 나라의 경우 성립하지 않으나 Keynesian 假說은 美國, 오스트리아, 핀란드의 경우 성립하며 오스트리아, 벨기에, 그리스, 네덜란드의 경우에는 家計貯蓄과 企業貯蓄의 完全한 代替關係가 성립하는 것으로 나타난다. 이 硏究에서 특기할 사실은 많은 나라의 경우 赤字調達 혹은 租稅調達에 의한 政府支出이 民間消費支出을 증가시켜 두 變數間에 驅逐效果가 나타나는 代替關係가 아닌 補完關係가 나타나 完全한 先見假說이 의미하는 바와 달리 政府支出이 단기적으로 景氣擴張的인 效果를 갖는다는 사실이다[22].

22) 장기적으로는 政府支出이 가계저축을 감소시켜 민간투자가 감소하는 驅逐效果가 발생한다.

23) 本 硏究에서 모든 變數는 總量變數를 人口 및 消費者物價指數로 나눠 1人當 實質變數로 표시한 것이다. 本 硏究에서 사용된 變數의 出處에 대해서는 〈附表 3〉 참조. 本 硏究의 模型推定에 있어서는 通常最小自乘法(ordinary least squares method)을 사용하였다. 이밖에 母數間의 制約關係 (5)를 고려한 表面上 無關回歸(seemingly unrelated regression)方法을 사용하였는데 通常最小自乘法의 경우와 거의 동일한 결과가 나타났다.

24) 本 硏究에서는 模型 Ⅰ이 第Ⅲ章의 家計消費 및 貯蓄函數 (3) 및 (4)와 일치하며 後述하는 바와 같이 다른 나라와의 비교에 가장 합당한 模型임에 비추어 이를 基本模型으로 부르고자 한다.

25) 企業貯蓄이 1단위 증가할 때 家計貯蓄은 0.775단위 증가한다.

Ⅴ. 模型의 推定結果

本章에서는 먼저 우리나라의 1963~86년간 자료를 사용하여 消費函數 (3)과 貯蓄函數 (4)를 추정한 결과와 이 추정결과를 바탕으로 部門別 貯蓄의 代替關係와 財政政策의 驅逐效果에 관한 여러가지 假說에 대한 검증결과를 살펴보고 이어서 우리나라를 비롯하여 日本, 臺灣, 美國, 英國 등 8개국의 경우에 대하여 消費 및 貯蓄函數의 推定結果를 비교·분석하고자 한다. 〈表 4〉~〈表 7〉에는 8개의 模型에 대한 推定結果 및 F-檢證結果가 나타나 있는데 크게는 國民可處分所得(national disposable income)槪念과 國民總生産(GNP)槪念의 模型으로 구분된다.

먼저 〈表 4〉에는 國民可處分所得資料를 이용하여 消費 및 貯蓄函數 (3)과 (4)를 추정한 결과가 정리되어 있다. 이 表에서 C는 民間消費支出, S^H는 家計純貯蓄, S^C는 企業純貯蓄, S^G는 政府純貯蓄, T는 純租稅, Y는 國民可處分所得, W는 個人部門의 金融純資産, C'는 民間消費支出 C에서 家計의 耐久財消費支出을 차감한 경우, $S^{H'}$는 家計純貯蓄 S^H에 家計의 耐久財消費支出을 포함한 경우를 의미한다[23].

基本模型 Ⅰ의[24] 推定結果를 살펴보면 먼저 企業貯蓄은 家計消費를 감소시키며 家計貯蓄을 증가시키는 것으로 나타난다[25]. 이는 家計貯蓄과 企業貯蓄이 대체관계가 아닌 보완관계를 갖는 것을 의미하며 後述하는 다른 나라의 경우와 비교할 때 매우 대조적인 결과로 볼

〈表 4〉 模型의 推定結果 (國民可處分所得 模型)

模 型	從屬變數	常 數	S^C	S^G	T	Y	W_{-1}	R^2	D.W.
I	C	0.005 (4.420)**	−1.775 (−6.391)**	−1.055 (−2.821)**	0.288 (0.574)	0.715 (8.855)**		0.9982	1.850
	S^H	−0.005 (−4.420)**	0.775 (2.790)**	1.055 (2.821)**	−1.288 (−2.566)**	0.285 (3.531)**		0.9727	1.850
II	C	0.008 (6.420)**	−1.732 (−7.568)**	−1.104 (−3.636)**	0.558 (1.346)	0.543 (6.611)**	0.228 (3.213)**	0.9988	2.017
	S^H	−0.008 (−6.420)**	0.732 (3.198)**	1.104 (3.636)**	−1.558 (−3.758)**	0.457 (5.558)**	−0.228 (−3.213)**	0.9821	2.017
III	C'	0.006 (3.701)**	−1.658 (−4.912)**	−1.198 (−2.696)**	0.556 (0.928)	0.637 (6.200)**		0.9959	1.602
	$S^{H'}$	−0.006 (3.701)**	0.658 (1.950)*	1.198 (2.696)**	−1.556 (−2.594)**	0.363 (3.537)**		0.9703	1.602
IV	C'	0.008 (4.100)**	−1.759 (−6.055)**	−1.274 (−3.320)**	−0.607 (1.200)	0.523 (5.048)**	0.225 (2.717)**	0.9968	1.871
	$S^{H'}$	−0.008 (−4.100)**	0.759 (2.613)**	1.274 (3.320)**	−1.607 (−3.176)**	0.477 (4.599)**	−0.225 (−2.717)**	0.9781	1.871

註: ( )안은 t값임.
* $\alpha \leq 0.10$ 에서 有意.
** $\alpha \leq 0.05$ 에서 有意.

수 있다. 다음 政府貯蓄의 係數(α_3 및 β_3)는 赤字財政支出(debt-financed government expenditure)이 民間消費 및 家計貯蓄에 미치는 영향을 나타낸다. 이는 $S^G=T-G$(여기서 G는 政府支出)이며 α_3 및 β_3가 租稅(T)를 포함하는 다른 설명변수들이 일정할 경우(즉 ceteris paribus) 민간소비 및 가계저축에 미치는 영향을 나타내기 때문이며 租稅를 일정하게 유지할 경우 政府貯蓄이 증가(감소)하면 赤字財政支出은 감소(증가)하게 된다. 이 表에서 $\alpha_3 < 0$, $\beta_3 > 0$ 임에 따라 赤字財政支出의 증가와 함께 民間消費가 증가하고 家計貯蓄은 감소하는데 이는 赤字財政支出과 民間消費가 보완적인 관계를 갖고 赤字財政支出이 民間消費를 驅逐(crowd-out)하는 것이 아니라 오히려 浮揚(crowd-in)하는 것을 의미한다.

이어서 純租稅의 係數(α_4 및 β_4)는 租稅에 의한 財政支出(tax-financed government expenditure)이 民間消費 및 家計貯蓄에 미치는 영향을 나타낸다. 이는 역시 $S^G=T-G$에서 政府貯蓄이 일정할 경우 純租稅가 증가(감소)하면 租稅財政支出 역시 증가(감소)하는 관계가 성립하기 때문이다. 이 表에서 α_4는 有意性을 갖지 못하며 $\beta_4 < 0$임에 따라 租稅財政支出은 민간소비에 유의한 영향을 미치지 못하며 가계저축을 큰 폭으로 감소시키는 효과를 나타낸다[26]. 마지막으로 國民可處分所得은 민간소비와 가계저축에 유의한 영향을 미치며 限界消費性向(MPC)=0.715, 限界貯蓄性向(MPS)=0.285임을 보여주고 있다.

26) 租稅財政支出이 1단위 증가할 때 家計貯蓄은 1.288단위의 큰 폭으로 감소한다.

〈表 5〉 여러 가지 假說에 대한 F-檢證結果(國民可處分所得 模型)

模 型	S^H와 S^G의 代替關係 결여	S^H와 S^G의 完全한 代替關係	C와 C^G의 代替關係 결여	Keynesian	超合理性	完全한 先見
Ⅰ	21.070**	30.527**	5.607**	16.292**	38.222**	48.591**
Ⅱ	36.517**	39.104**	10.130**	27.439**	59.485**	71.199**
Ⅲ	14.061**	21.634**	5.630**	11.349**	26.297**	28.734**
Ⅳ	24.492**	25.015**	7.241**	18.681**	40.474**	41.753**

註: ** $\alpha \leq 0.05$에서 假說 棄却.

〈表 6〉 模型의 推定結果(國民總生產 模型)

模 型	從屬變數	常 數	S^C	S^G	T	Y	W_{-1}	R^2	$D.W.$
Ⅴ	C	0.006 (5.021)**	−1.513 (−6.021)**	−1.047 (−2.310)**	1.114 (2.563)**	0.578 (7.215)**		0.9976	1.195
	S^H	−0.006 (−5.021)**	0.513 (2.043)*	1.047 (2.310)**	−2.114 (−4.863)**	0.422 (5.261)**		0.9555	1.195
Ⅵ	C	0.008 (8.542)**	−1.726 (−8.651)**	−0.658 (−1.849)*	1.076 (3.350)**	0.413 (6.255)**	0.351 (4.202)**	0.9988	1.970
	S^H	−0.008 (−8.542)**	0.726 (3.638)**	0.658 (1.849)*	−2.076 (−6.464)**	0.587 (8.877)**	−0.351 (−4.202)**	0.9783	1.970
Ⅶ	C'	0.008 (4.124)**	−1.322 (−4.259)**	−1.138 (−2.094)*	1.427 (2.848)**	0.460 (4.465)**		0.9948	1.136
	$S^{H'}$	−0.008 (−4.214)**	0.322 (1.037)	1.138 (2.094)*	−2.427 (−4.843)**	0.540 (5.248)**		0.9531	1.136
Ⅷ	C'	0.010 (5.596)**	−1.622 (−6.410)**	−0.590 (−1.308)	1.206 (3.969)**	0.343 (3.969)**	0.330 (3.385)**	0.9968	1.879
	$S^{H'}$	−0.010 (−5.596)**	0.622 (2.458)**	0.590 (1.308)	2.206 (−5.819)**	0.657 (7.597)**	−0.330 (−3.385)**	0.9720	1.879

註 : 〈表 4〉와 동일.

模型 Ⅱ 및 Ⅲ은 基本模型 Ⅰ의 變型인데 먼저 模型 Ⅱ는 家計의 消費·貯蓄決定에 있어서 資產效果(wealth effect)의 중요성을 고려한 것이며 模型 Ⅲ은 耐久財消費支出을 家計貯蓄으로 파악한 경우이다. 模型 Ⅱ에서 家計資產은 家計消費 및 貯蓄에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나며 模型 Ⅰ과 비교해 볼 때 企業 및 政府貯蓄의 係數는 거의 비슷하나 租稅變數의 係數 β_4는 절대값이 다소 높게 나타나며 限界貯蓄性向 β_5는 현저히 높아진다. 전반적으로 추정계수의 符號 및 有意度는 비슷하게 나타난다. 이어서 模型 Ⅲ의 推定結果를 模型 Ⅰ의 경우와 비교해 보면 추정계수의 符號 및 有意度는 비슷하게 나타난다. 貯蓄函數를 비교해 볼 때 模型 Ⅰ의 경우에 비해 企業貯蓄의 係數는 다소 낮으나 政府支出 및 租稅의 係數[27], 그리고 限界貯蓄性向은 다소 큰 폭으로 높아진다. 마지막으로 模型 Ⅳ는 模型 Ⅲ에 家計資產變數를 추가한 경우인데 역시 家計資產이 家計消費 및 貯蓄에 유의한 영향

27) 이하에서 租稅變數의 경우 推定係數의 절대치를 의미한다.

을 미치는 것으로 나타나며 이 두 모형을 비교해 볼 때 역시 추정계수의 符號 및 有意度에 있어서 별다른 차이가 나타나지 않는다. 저축함수를 기준으로 두 模型의 추정계수를 비교해 보면 模型 Ⅳ의 경우 모든 계수가 높게 나타난다.

이어서 〈表 5〉에는 위의 네 模型에 대한 推定結果를 바탕으로 第Ⅲ章의 〈表 2〉에 정리된 여러 가지 個別的인 假說과 第Ⅲ章에서 논의된 세 가지 綜合的인 假說, 즉 式(6)으로 요약되는 Keynesian 假說, 式(7)의 超合理性假說, 式(8)의 完全한 先見假說에 대한 F-檢證結果가 나타나 있다. 먼저 〈表 2〉에 정리된 여섯가지 假說 중 家計貯蓄과 企業貯蓄의 完全한 代替關係($\alpha_2=0$, $\beta_2=-1$), 家計貯蓄과 政府貯蓄의 代替關係 결여($\alpha_3=\beta_3=0$), 民間消費와 政府消費의 完全한 代替關係($\alpha_4=-1$, $\beta_4=0$) 假說은 〈表 5〉에 나타난 추정결과를 살펴볼 때 모두 성립하지 않는 것으로 나타난다. 〈表 5〉에 나타난 나머지 개별적인 세 가지 假說과 Keynesian 假說 등 종합적인 세 가지 假說도 F-檢證結果 모두 성립하지 않는 것으로 나타난다. 이는 앞에서의 네 가지 模型의 추정계수에 대한 논의에서 家計貯蓄과 企業貯蓄, 그리고 赤字財政支出과 民間消費가 대체관계가 아닌 보완관계를 갖고 租稅에 의한 財政支出이 民間消費에 유의한 영향을 미치지 못하는 사실과 합치되는 검증결과라고 할 수 있다.

國民總生產(GNP)資料를 이용하여 消費 및 貯蓄函數 (3)과 (4)를 추정한 결과는 〈表 6〉에 정리되어 있다. 이 表에서 C는 民間消費支出, S^H는 家計總貯蓄, S^C는 企業總貯蓄, S^G는 政府總貯蓄, T는 總租稅, Y는 國民總生產, W는 個人部門의 金融純資產, C'는 民間消費支出 C에서 家計의 耐久財消費支出을 차감한 경우, $S^{H'}$는 家計總貯蓄 S^H에 家計의 耐久財消費支出을 포함한 경우를 나타낸다.

이 表에서 模型 Ⅴ는 위의 변수를 이용하여 消費 및 貯蓄函數 (3)과 (4)를 추정한 경우이다. 이 모형의 추정결과를 國民可處分所得資料를 이용한 模型 Ⅰ의 경우와 비교해 볼 때 나타나는 가장 두드러진 차이점은 租稅變數의 係數가 유의성을 갖는다는 사실이다. 이 係數는 前述한 바와 같이 租稅에 의한 財政支出이 민간소비에 미치는 영향을 나타내는데 $\alpha_4>0$임에 따라 租稅財政支出이 증가할 경우 민간소비 역시 증가하게 된다. 이는 租稅財政支出과 民間消費가 대체관계가 아닌 보완관계를 갖고 租稅財政支出이 民間消費를 驅逐하는 것이 아니라 오히려 浮揚하게 됨을 의미한다. 이밖에 模型 Ⅰ과 模型 Ⅴ에 대한 推定結果의 차이점을 貯蓄函數를 중심으로 살펴보면 模型 Ⅴ의 경우 企業貯蓄의 係數는 낮게 나타나나 租稅變數의 係數와 限界貯蓄性向은 현저히 높게 나타난다[28].

다음 模型 Ⅵ은 模型 Ⅴ의 변형으로서 자산효과를 고려하기 위해 家計資產變數를 추가한 경우인데 이 表에서 家計資產은 家計消費와 貯蓄에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이 模型과 模型 Ⅴ의 推定結果를 비교해 보면 추정계수의 부호 및 유의도는 비슷하게 나타나나 계수의 크기는 다소 다르게 나타난

28) 模型 Ⅴ에서 $\alpha_4>1$, $\beta_4<-2$로 租稅財政支出이 소비 및 저축에 대해 매우 강력한 영향을 미치는 것으로 나타나며 α_4를 제외한 다른 추정계수의 符號 및 有意度에 있어서는 큰 차이가 나타나지 않는다. 다만 Durbin-Watson 統計値는 模型 Ⅴ의 경우 현저히 낮아져 陽陰의 系列相關 판정이 不明確(inconclusive)하게 된다.

〈表 7〉 여러 가지 假說에 대한 F-檢證結果(國民總生產 模型)

模 型	S^H와 S^C의 代替關係 결여	S^H와 S^C의 完全한 代替關係	C와 C^C의 代替關係 결여	Keynesian	超合理性	完全한 先見
V	19.165**	16.315**	22.056**	14.811**	33.519**	38.215**
VI	49.383**	10.326**	29.477**	36.185**	74.021**	80.631**
VII	11.741**	10.376**	21.187**	13.213**	26.857**	27.341**
VIII	32.098**	4.486*	23.417**	26.887**	51.996**	50.864**

註 : * $\alpha \leq 0.10$에서 假說 棄却.
** $\alpha \leq 0.05$에서 假說 棄却.

다. 貯蓄函數를 비교해 볼 때 模型 V에 비해 政府貯蓄의 係數는 현저히 낮게 나타나나 企業貯蓄의 係數와 限界貯蓄性向은 다소 높게 나타나며 특히 Durbin-Watson 統計値는 현저히 개선된다[29].

이어서 模型 VII은 역시 模型 V의 변형으로서 耐久財消費支出을 家計貯蓄으로 파악하여 民間消費支出 C에서 耐久財消費支出을 차감한 대신 家計總貯蓄 S^H에 耐久財消費支出을 포함한 경우이다. 이 두 모형의 추정결과를 비교해 보면 推定係數의 符號 및 有意度는 역시 비슷하게 나타나나[30] 계수의 크기가 다소 상이하게 나타난다. 貯蓄函數를 중심으로 살펴볼 때 模型 V에 비해 企業貯蓄의 係數는 낮으나 政府貯蓄, 租稅의 係數와 限界貯蓄性向은 다소 높게 나타난다. 마지막으로 模型 VIII은 模型 VII에 家計資產變數를 추가한 경우인데 역시 家計資產이 家計消費 및 貯蓄에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이 두 모형을 비교해 볼 때 나타나는 가장 두드러진 차이점은 家計貯蓄의 係數 β_2가 다시 有意性을 갖게 되나 政府貯蓄의 係數 α_3 및 β_3의 유의성이 결여되는 점인데 이는 $\alpha_3=\beta_3=0$임에 따라 〈表 2〉에서 보는 바와 같이 家計貯蓄과 政府貯蓄 사이에 대체관계가 결여된다는 가설이 성립함을 의미한다. 이밖에 模型 VII과의 차이점을 貯蓄函數를 중심으로 살펴보면 限界貯蓄性向이 큰 폭으로 높아지는 반면 租稅變數의 係數는 다소 낮게 나타나며 역시 Durbin-Watson 統計値는 현저히 개선된다[31].

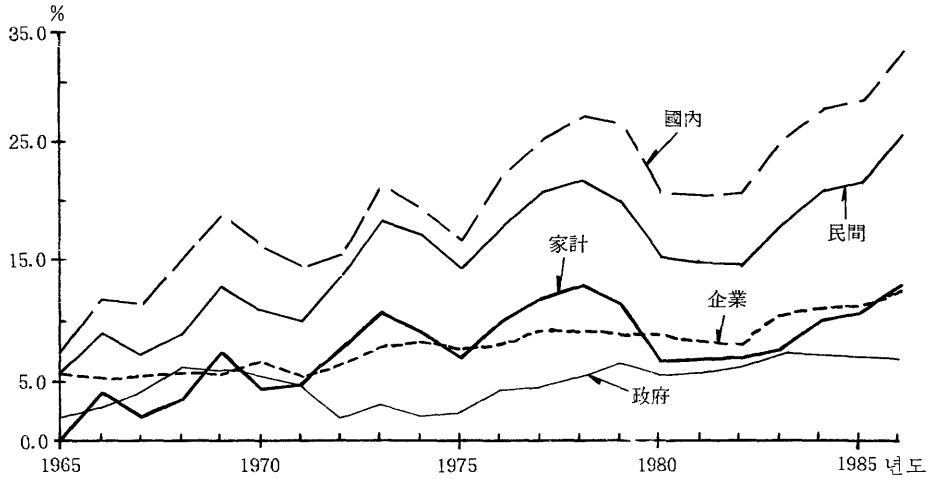
〈表 7〉에는 이제까지 살펴본 네 模型의 推定結果를 바탕으로 〈表 2〉에 정리된 여섯가지의 個別的인 假說과 Keynesian, 超合理性 및 完全한 先見假說에 대한 F-檢證結果가 나타나 있다. 〈表 2〉에 정리된 여섯가지 假說 중 家計貯蓄과 企業貯蓄의 完全한 代替關係($\alpha_2=0$, $\beta_2=-1$), 家計貯蓄과 政府貯蓄의 代替關係 결여($\alpha_3=\beta_3=0$), 民間消費와 政府消費의 完全한 代替關係($\alpha_4=-1$, $\beta_4=0$) 假說 등은 〈表 6〉의 추정결과에 비추어 볼 때 模型 VIII의 경우를 제외하고[32] 모두 성립하지 않

29) 國民可處分所得 槪念의 模型 II와 模型 VI을 비교해 볼 때 前述한 模型 I과 模型 V와의 비교와 차이나는 점은 模型 VI의 경우 模型 II에 비해 企業貯蓄의 係數는 거의 동일하나 政府貯蓄의 係數는 현저히 낮게 나타나며 家計資產의 係數는 다소 높게 나타난다는 점이다. 한편 Durbin-Watson 統計値에 있어서는 模型 I과 V에서와 같은 격차가 나타나지 않는다.

30) 模型 VII의 경우 企業貯蓄의 係數 β_2가 有意性이 결여되는 차이점이 나타난다.

31) 國民可處分所得 槪念의 模型 IV와 模型 VIII을 비교해 볼 때 前述한 模型 II와 模型 IV와의 비교와 차이나는 점은 模型 VIII의 경우 政府貯蓄係數의 有意性이 결여되는 점이다.

〔圖 1〕 部門別 貯蓄率의 推移



는다. 〈表 7〉에서 나머지 세 가지의 個別的인 假說과 Keynesian 假說 등 세 가지 綜合的인 假說도 F-檢證結果 모두 성립하지 않는 것으로 나타난다. 이는 〈表 6〉의 推定結果에 대한 논의에서 國民可處分所得資料를 사용한 경우와 같이 家計貯蓄과 企業貯蓄, 赤字財政支出과 民間消費가 대체관계가 아닌 보완관계를 가질 뿐만 아니라 추가적으로 租稅에 의한 財政支出과 民間消費 역시 대체관계가 아닌 보완관계를 갖는 사실과 합치되는 검증결과라고 볼 수 있다. 한편 〔圖 1〕에는 1965~86년간 우리나라의 家計, 企業, 政府, 民間 및 國內貯蓄率의 推移가 나타나 있는데 지난 22년 동안 民間貯蓄率과 國內貯蓄率이 다소 큰 폭으로 변동하여 家計의 超合理性 및 完全한 先見假說과 상치되는 모습을 보여주고 있다. 家計貯蓄과 企業貯蓄의 變化趨勢는 대체적으로 비슷하게 나타나 두 부문 貯蓄의 補完關係를 뒷받침해 주고 있다.

이제까지 살펴본 國民總生產 槪念의 模型과 〈表 4〉의 國民可處分所得 槪念의 模型을 비교해 볼 때 나타나는 차이점은 다음 두 가지로 정리된다.

첫째, 模型의 安定性에서 큰 차이가 나타나고 있는데 國民總生產 槪念의 模型에서는 模型의 변형, 즉 資產效果를 고려하고 耐久財消費支出에 의한 家計消費 및 貯蓄變數를 조정하는 등의 변형에 따라 推定係數의 有意度 및 크기가 큰 폭으로 변화하는 반면, 國民可處分所得 槪念의 模型에서는 基本模型의 변형에 따른 推定係數의 변화가 완만하게 나타난다.

둘째, 殘餘項(residual)의 自己相關(auto-correlation)에서 큰 차이를 보이고 있는데 國民可處分所得 槪念의 模型에서는 Durbin-Watson 統計値가 模型의 변화에 따라 크게 변화하지 않는데 國民總生產 槪念의 模型에서는 특히 資產效果를 고려하느냐의 여부에 따라 Durbin-Watson 統計値가 현저한 변화를 보이고 있다[33].

32) 模型 Ⅷ의 경우에는 家計貯蓄과 政府貯蓄의 代替關係가 결여된다는 假說이 성립한다.

33) 資產效果를 고려하게 되면 이 統計値가 陽陰의 系列相關 판정이 불명확한 경우에서 系列相關 결여의 경우로 개선된다.

〈表 8〉 推定結果의 國際比較

國家	從屬變數	常數	S^C	S^G	T	Y	R^2	D.W.	推定期間
日本	C	0.11 (6.14)**	0.414 (1.89)*	−3.419 (−4.17)**	3.324 (3.10)**	0.194 (1.34)	0.997	1.58	1965~81
	S^H	−0.11 (−6.14)**	−1.414 (−6.45)**	3.419 (4.17)**	−4.324 (−4.04)**	0.806 (5.59)**	0.980	1.58	
美國	C	−0.19 (−0.95)	−0.641 (−2.53)**	−0.219 (−0.69)	0.429 (−1.02)	0.845 (9.38)**	0.979	1.85	1964~81
	S^H	0.19 (0.95)	−0.359 (−1.42)	0.219 (0.69)	−0.571 (−1.36)	0.155 (1.72)*	0.972	1.85	
英國	C	0.16 (5.96)**	−0.415 (−3.54)**	−0.083 (−0.74)	−0.288 (−1.65)	0.666 (12.43)**	0.995	1.59	1961~81
	S^H	−0.16 (−5.96)**	−0.585 (−4.98)**	0.083 (0.74)	−0.712 (−4.08)**	0.334 (6.22)**	0.943	1.59	
西獨	C	0.53 (1.80)*	−0.460 (−2.56)**	−0.279 (−1.42)	−0.284 (−1.06)	0.692 (9.36)**	0.985	1.19	1961~81
	S^H	−0.53 (−1.80)*	−0.540 (−3.01)**	0.297 (1.42)	−0.716 (−2.68)**	0.308 (4.17)**	0.622	1.19	
프랑스	C	0.51 (5.05)**	−0.318 (−2.63)**	−1.610 (−7.36)**	1.675 (5.91)**	0.347 (7.64)**	0.999	1.45	1961~81
	S^H	−0.51 (−5.05)**	−0.682 (−5.64)**	1.610 (7.36)**	−2.675 (−9.43)**	0.603 (11.61)**	0.976	1.45	
캐나다	C	0.51 (9.73)**	−0.403 (−2.50)**	−0.587 (−4.18)**	0.069 (0.42)	0.546 (10.08)**	0.999	1.71	1961~81
	S^H	−0.51 (−9.73)**	−0.597 (−3.69)**	0.587 (4.18)**	−1.069 (−6.48)**	0.454 (8.37)**	0.985	1.71	
臺灣	C	0.045 (8.721)**	−0.846 (−4.075)**	−0.439 (−2.763)**	0.523 (2.012)*	0.520 (10.754)**	0.998	1.77	1964~85
	S^H	−0.045 (−8.721)**	−0.154 (−0.742)	0.439 (2.763)**	−1.523 (−5.856)**	0.480 (9.916)**	0.981	1.77	
韓國	C	0.005 (4.420)**	−1.775 (−6.391)**	−1.055 (−2.821)**	0.288 (0.574)	0.715 (8.855)**	0.998	1.85	1963~86
	S^H	−0.008 (−4.420)**	0.775 (2.790)**	1.055 (2.821)**	−1.288 (−2.566)**	0.285 (3.531)**	0.973	1.85	

註 : 〈表 4〉와 동일.
資料 : 韓國은 〈表 4〉, 臺灣은 〈附表 1〉, 그리고 其他國家는 Demopoulos등(1986).

이어서 〈表 8〉에는 우리나라를 비롯한 8개국의 경우에 대하여 國民可處分所得 槪念의 基本模型 (3)과 (4)의 推定結果에 대한 국제비교 결과가 정리되어 있다. 日本, 美國, 英國, 西獨, 프랑스, 캐나다 등 6개국의 경우는 Demopoulos등(1986)의 硏究에서 원용한 것이고 臺灣의 경우는 本 硏究에서 새로이 추정한 결과이며 우리나라의 경우는 〈表 4〉에서 基本模型 I의 推定結果를 옮겨 놓은 것이다[34].

먼저 企業貯蓄의 係數 α_2와 β_2의 추정결과에 있어서 우리나라, 日本, 臺灣의 경우 다른 다섯 나라의 경우에 비해 큰 차이점이 나타난

34) Demopoulos등은 이 表에 나타난 6개국을 포함하여 OECD 16개국의 1961~81년간의 자료를 사용하고 있으며 臺灣의 경우에 대한 模型推定은 1964~85년간의 자료를 사용하였다.

다. 다섯 나라의 경우에는 $-1<\alpha_2<0$, $-1<\beta_2<0$으로서[35] 企業貯蓄과 家計貯蓄이 부분적인 대체관계를 갖는 것으로 나타나나 日本의 경우에는 $\alpha_2>0$, $\beta_2<-1$로서 企業貯蓄의 1단위 증가가 1단위 이상의 家計貯蓄을 대체하는 完全한 代替關係 이상의 강력한 영향을 미치는 결과를 보여주고 있다[36]. 한편 臺灣의 경우에는 α_2가 거의 -1에, β_2가 0에 근접하여 企業貯蓄의 1단위 증가가 民間消費 1단위의 代替로 곧바로 연결되며 家計貯蓄에는 아무런 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 우리나라의 경우에는 다른 7개국의 경우에 비해 보다 특이한 결과가 나타나는데 $\alpha_2<-1$, $0<\beta_2<1$로서 企業貯蓄이 증가함에 따라 家計貯蓄이 감소하는 것이 아니라 증가함으로써 두 部門貯蓄이 代替關係가 아닌 補完關係를 갖는 것으로 나타난다[37].

이어서 赤字財政支出의 영향을 나타내는 α_3 및 β_3의 추정결과에 있어서 먼저 美國, 英國, 西獨의 경우 $\alpha_3=\beta_3=0$임에 따라 〈表 2〉에서 본 바와 같이 家計貯蓄과 政府貯蓄 사이에 대체관계가 결여된다는 假說이 성립한다. 한편 日本, 프랑스, 캐나다, 臺灣, 우리나라의 경우에는 $\alpha_3<0$, $\beta_3>0$으로서 赤字財政支出이 民間消費支出을 驅逐하는 것이 아니라 浮揚하며 家計貯蓄을 감소시키는 결과가 나타난다. 특히 日本, 프랑스와 우리나라의 경우에는 α_3와 β_3의 절대치가 1보다 크게 나타나 赤字財政支出이 1단위 증가할 때 消費와 貯蓄의 증가 및 감소가 1단위 이상의 큰 폭으로 이루어짐을 보여주고 있다.

租稅에 의한 財政支出의 係數 α_4 및 β_4의 推定結果에 있어서 먼저 α_4의 推定係數는 日本과 프랑스의 경우 $\alpha_4>1$, 臺灣의 경우 $0<\alpha_4<1$, 나머지 5개국의 경우에는 有意性이 결여되는 것으로 나타나며 β_4의 推定係數는 日本, 프랑스, 캐나다, 臺灣, 우리나라의 경우 $\beta_4<-1$, 英國과 西獨의 경우 $-1<\beta_4<0$, 美國의 경우에는 유의성이 결여된 것으로 나타난다. 특히 日本과 프랑스의 경우 α_4와 β_4의 절대치가 공히 2보다 크게 나타나 租稅財政支出의 1단위 증가가 소비와 저축의 증가 및 감소를 1단위 이상 초래하는 결과를 보여주고 있다[38]. 마지막으로 可處分所得의 限界消費性向과 貯蓄性向에 대한 추정결과에 있어서는 日本, 프랑스의 경우 限界貯蓄性向이 1/2보다 높게 나타나 다른 6개국의 경우와 대조적인 양상을 보여주고 있다[39].

---

35) 다만 美國의 경우에는 β_2가 有意性이 결여되는 것으로 나타난다.

36) Demopoulos등은 이와 같은 현상이 나타나는 것은 超合理的인 家計가 企業貯蓄의 경우 家計貯蓄보다 높은 수익이 기대된다고 판단하기 때문이라고 설명한다.

37) 왜 우리나라의 경우 유독 家計貯蓄과 企業貯蓄이 보완관계를 갖는가 하는 질문에 대한 명확한 대답을 제시하기 어려우나 우리나라의 경우 특히 資本市場이 충분히 발달하지 못하여 企業公開나 株式人口의 저변확대가 저조한 수준에 머무르고 있고 企業部門과 家計部門 사이에 여러 가지 정보가 원활하게 소통되지 못하여 株主 혹은 消費者가 합리적인 판단 혹은 결정을 내리기가 어려우므로 代替假說이 상정하는 바와 같이 家計가 家計貯蓄과 企業貯蓄을 하나의 統合된 貯蓄單位로 파악하기가 어려운 상황을 지적할 수 있을 것이다. 한편 Poterba(1987)는 企業貯蓄과 家計貯蓄이 대체적이냐 보완적이냐 하는 문제는 企業貯蓄의 變化要因의 特性에 좌우된다고 주장하여 예를 들어 企業貯蓄의 증가가 企業資本의 生産性增加에 기인하는 경우 民間投資者들의 期待收益率 역시 상승하게 되고 이에 따라 家計貯蓄도 증가하게 될 것이라는 의견을 제시하고 있다.

38) Demopoulos등은 특히 日本과 프랑스의 경우 赤字財政支出이나 租稅財政支出 모두 民間消費支出을 驅逐하는 것이 아니라 浮揚하는 것으로 나타나는 것은 家計로 하여금 政府財政支出의 증가로 인해 장래 家計의 여러 가지 기본적인 욕구가 충족될 수 있을 것이라는 기대감을 갖게 하여 저축을 감소시키며 이에 따라 소비가 증가하기 때문이라고 설명한다.

39) Demopoulos등이 분석한 6개국의 경우 Keynesian 假說 등 세 가지 종합적인 가설에 대한 F-檢證結

Ⅵ. 要約 및 結語

먼저 이제까지의 分析結果를 요약하면 다음과 같다.

1. 우리나라의 消費 및 貯蓄函數에 대한 推定結果

우리나라의 1963~86년간 자료를 사용하여 消費 및 家計貯蓄函數를 추정한 결과는 다음과 같이 요약된다.

1) 企業貯蓄과 家計貯蓄은 대체관계가 아닌 보완관계를 가지며 企業貯蓄이 증가할 경우 家計貯蓄도 증가한다. 基本模型의 경우 企業貯蓄이 1단위 증가할 때 家計貯蓄은 0.775단위 증가한다.

2) 赤字財政支出이나 租稅에 의한 財政支出은 民間消費와 補完的인 關係를 갖고 民間支出을 驅逐(crowd-out)하는 것이 아니라 오히려 浮揚(crowd-in)한다. 赤字財政支出이 1단위 증가할 때 民間消費는 1.047단위 증가하며 租稅財政支出이 1단위 증가하면 民間消費는 1.114단위 증가한다[40].

3) 家計貯蓄과 企業貯蓄, 家計貯蓄과 政府貯蓄, 民間消費와 政府消費의 完全한 代替關係 혹은 代替關係 결여 등 여섯가지 個別的인 假說과 Keynesian 假說, 家計의 超合理性 및 完全한 先見 등 세 가지의 綜合的인 假說은 거의 모든 경우 성립하지 않는다[41].

2. 消費 및 貯蓄函數에 대한 推定結果의 國際比較

우리나라를 비롯하여 日本, 臺灣, 美國, 英國, 西獨, 프랑스, 캐나다 등 8개국의 경우에 대해서 消費 및 貯蓄函數를 추정한 결과를 比較·要約하면 다음과 같다[42].

1) 企業貯蓄과 家計貯蓄은 우리나라의 경우 보완관계를 갖는 반면 英國, 西獨, 프랑스, 캐나다의 경우에는 부분적인 대체관계를 갖는다. 美國과 臺灣의 경우에는 두 부문 사이에 별다른 관계가 나타나지 않으며 日本의 경우에는 企業貯蓄 1단위의 증가가 1단위 이상의 家計貯蓄을 감소시키는 完全한 代替關係 이상의 강력한 영향을 미치는 것으로 나타난다.

2) 美國, 英國, 西獨의 경우 赤字財政支出은 民間消費에 아무런 영향을 미치지 않으나 우리나라를 비롯한 나머지 다섯 나라의 경우에는 赤字財政支出의 증가에 따라 民間消費도 증가하여 두 經濟變數가 驅逐效果는 나타나는 代替關係가 아닌 補完關係를 갖는다. 특히 우리나라와 日本, 프랑스의 경우에는 赤字財政支出이

果 美國의 경우에만 Keynesian 假說이 성립하고 다른 假說은 모두 부정된다. 本 硏究에서 분석한 臺灣의 경우에는 家計貯蓄과 企業貯蓄 사이에 대체관계가 결여된다는 假說만이 성립한다. 이에 대해서는 本 硏究의 附錄 참조.

40) 이 수치들은 각각 國民可處分所得(NDI) 模型 Ⅰ과 國民總生產(GNP) 模型 Ⅴ의 推定結果에서 원용한 것이다.

41) 다만 模型 Ⅷ의 경우에만 家計貯蓄과 政府貯蓄 사이에 대체관계가 결여된다는 假說($\alpha_3=\beta_3=0$)이 성립한다.

42) 우리나라와 臺灣의 경우는 本 硏究에서 새로이 추정한 결과이며 나머지 6개국의 경우는 Demopoulos등(1986)의 추정결과를 원용한 것이다.

1단위 증가할 때 民間消費는 1단위 이상 증가한다.

3) 租稅에 의한 財政支出은 日本, 臺灣, 프랑스의 경우 민간소비와 보완관계를 갖는 반면 우리나라를 비롯한 나머지 다섯 나라의 경우에는 민간소비에 아무런 영향을 미치지 않는다[43]. 특히 日本, 프랑스의 경우에는 租稅財政支出이 1단위 증가할 때 민간소비는 1단위 이상 증가한다.

이제 이와 같은 分析結果의 政策的 示唆點(policy implications)을 정리해 보면 다음과 같다.

첫째, 企業貯蓄은 一國全體의 資本形成에 있어 매우 중요한 政策變數이며 企業貯蓄增大를 위한 諸般誘因政策은 國內貯蓄率 提高 및 維持를 위해 꾸준히 강화되어야 할 것이다. 配當所得에 비해 企業貯蓄(혹은 留保利益)을 우대하는 우리나라의 傳統的인 法人稅制度는 經濟的 效率과 衡平의 관점에서 개선의 여지가 있으나 國內貯蓄增大의 관점에서는 그런대로 긍정적인 역할을 수행하고 있는 것으로 판단되며 歸屬制度(imputation system)등 統合的인(integrated) 法人稅制度로 전환할 경우 企業貯蓄은 물론 家計貯蓄도 다소간 감소하게 될 것이다.

둘째, 政府貯蓄도 企業貯蓄과 마찬가지로 家計貯蓄과 代替關係가 아닌 補完關係를 갖는 것으로 나타나[44] 一國全體의 資本形成에 있어서 政府貯蓄은 중요한 政策變數이며 政府貯蓄의 增大, 궁극적으로 國內貯蓄의 增大를 위해 國家財政의 供給能力을 증대시킴과 아울러 국가재정에 대한 수요를 적정수준으로 조절하는 효율적이고 건전한 財政運用이 지속되어야 할 것이다.

세째, 赤字財政支出 혹은 租稅에 의한 財政支出이 민간소비를 큰 폭으로 증가시키는 것으로 나타나 家計의 超合理性假說이나 完全한 先見假說이 상정하는 바와 같이 재정정책의 完全한 驅逐效果가 나타남에 따른 財政政策의 無力性結果와 대조적으로 우리나라의 재정정책이 그동안 특히 經濟安定을 위한 강력한 정책수단으로서의 역할을 수행해 왔음을 보여주고 있다. 다만 장기적으로는 재정지출의 증대에 따라 가계저축이 감소하게 되고 궁극적으로 民間投資가 驅逐될 것으로 예상되는바 이와 같은 長期的인 驅逐效果를 감안한 投資活性化方案 등 체계적인 대응책이 강구되어야 할 것이다.

이제까지 本 硏究에서는 우리나라의 年間資料를 사용하여 消費 및 貯蓄函數를 추정함으로써 家計, 企業, 政府貯蓄 사이에 어느 정도의 대체관계 혹은 보완관계가 성립하며 재정정책이 특히 경제안정의 측면에서 어느 정도의 有效性을 갖는가를 살펴보았다. 本 硏究는 다른 나라의 경우와 대조적인 다소 새롭고 흥미로운 사실을 밝힘으로써 우리나라 국내저축의 증대를 위한 政策樹立에 도움이 될 수 있는 기초적인 자료를 제시해 주고 있으나 利用資料의 適合性, 模型의 精密度 등에 있어서 좀더 보완하고 발전시켜야 할 여지가 많은 것으

43) 우리나라의 경우 이 결과는 國民可處分所得 模型에 대한 추정결과에 따른 것이며 國民總生產 模型의 경우에는 租稅財政支出도 민간소비를 확대시키는 것으로 나타난다.

44) 이는 本 硏究에서 赤字에 의하든 租稅에 의하든 財政支出(G)이 증가함에 따라 민간소비가 증가하고 이에 따라 가계저축이 감소하는 추정결과가 $S^G=T-G$의 관계식에 미루어 볼 때 재정지출의 감소에 따른 政府貯蓄의 증가가 家計貯蓄의 증가를 초래하는 사실로 연결될 수 있기 때문이다.

로 판단되며 그 중 몇가지를 정리해 보면 다음과 같다.

1) 本 硏究의 回歸模型은 第Ⅱ章과 第Ⅲ章의 論議에서도 분명한 바와 같이 여러가지 經濟變數間에 어느 정도의 대체관계가 존재하는가를 판별하기 위한 模型으로서 추정결과에서 드러나는 바와 같이 經濟變數들의 代替關係가 아닌 補完關係를 보다 체계적으로 분석할 수 있는 模型 및 假說이 개발되고 정립되어야 할 것이다[45].

2) 財政政策의 驅逐效果와 有效性을 분석함에 있어서 政府貯蓄이 家計貯蓄을, 政府支出이 民間支出을 대체하는 측면만이 고려되고 있는데 政府投資 및 支出이 民間投資를, 政府借入이 民間借入을 대체하는 측면 등 재정정책의 여러가지 驅逐效果를 포괄적으로 고려할 수 있는 보다 일반적인 모형이 개발되어야 할 것이다.

3) 本 硏究에서는 企業貯蓄과 政府貯蓄이 外生變數로 취급되고 있으나 이 두 變數도 家計貯蓄과 같은 內生變數로서 세 부문 變數가 상호 영향을 미치게 되는 모형을 이용하게 되면 보다 구체적이고 현실적인 분석결과가 제시될 수 있을 것이다[46].

45) 〈表 2〉에 정리된 여섯가지의 個別的인 假說과 Keynesian 假說 등 세 가지의 綜合的인 假說 역시 모두 變數 사이의 代替關係만을 고려한 것이다.

46) Poterba(1987)는 家計貯蓄과 企業貯蓄의 內生性(endogeneity)을 동시에 고려한 모형의 추정결과 美國의 경우(1948~86년간) 두 부문 저축사이에 부분적인 대체관계가 성립한다는 사실을 밝히고 있다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

李啓植, 『家計貯蓄과 租稅政策』, 韓國開發硏究院, 1988(近刊 豫定).

堀江康熙, 「わが國における貯蓄の實態と今後動向」, 『金融』, 1986.7, pp.15~38.

Ando, A. and F. Modigliani, "The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests," *American Economic Review* 53, 1963, pp.55~84.

Auerbach, A. J., "Issues in the Measurement and Determinant of Business Saving," *NBER Working Paper*, No. 1024, 1982.

_____, "Saving in the U.S.: Some Conceptual Issues," in P. H. Hendershott (ed.), *The Level and Composition of Household Saving*, Ballinger, 1985, pp.15~38.

Bailey, M. J., *National Income and the Price Level*, McGraw-Hill, 1971.

_____, "The Optimal Full Employment Surplus," *Journal of Political Economy* 80, 1972, pp.649~661.

Barro, R. J., "Are Government Bonds Net Wealth," *Journal of Political Economy* 82, 1974, pp.1095~1117.

Bhatia, K. B., "Corporate Taxation, Retained Earnings and Capital Formation," *Journal of Public Economics* 11, 1979, pp.123~134.

Cebula, R. J., *Federal Budget Deficits: An Economic Analysis*, Lexington, 1987.

Demopoulos, G. D., G. M. Katsimbris, and S. M. Miller, "Ex Ante Crowding Out? A Cross-Country Comparison of Direct-Substitutability Hypotheses," *Journal of Policy Modeling* 8, 1986, pp. 351~370.

Denison, E.F., "A Note on Private Saving," *Review of Economics and Statistics* 40, 1958, pp. 261~267.

David, P. A. and J. L. Scadding, "Private Savings: Ultrarationality, Aggregation and 'Denison's Law'," *Journal of Political Economy* 82, 1974, pp. 225~249.

Feldstein, M. S., "Tax Incentives, Corporate Saving and Capital Accumulation in the United States," *Journal of Public Economics* 2, 1973, pp. 159~171.

_____ , and G. Fane, "Taxes, Corporate Dividend Policy and Personal Savings: The British Postwar Experience," *Review of Economics and Statistics* 55, 1973, pp. 399~411.

Fisher, I., *The Theory of Interest*, Macmillan, 1930.

Harrod, R. F., *Towards a Dynamic Economics*, Macmillan, 1948.

Koskela, E. and M. Viren, "Household Saving out of Different Types of Income Revisited," *Applied Economics* 16, 1984, pp. 379~396.

_____ , "Testing the Direct Substitutability Hypotheses of Saving," *Applied Economics* 18, 1986, pp. 143~155.

Miller, S. M., "Crowding Out: A Test of Some Direct Substitutability Hypotheses," *Journal of Macroeconomics* 4, 1982, pp. 419~432.

Modigliani, F. and M. Miller, "The Cost of Capital Corporation Finance and the Theory of Investment," *American Economic Review* 48, 1958, pp. 261~297.

_____ , "Corporate Taxes and the Cost of Capital: A Correction," *American Economic Review* 53, 1963, pp. 433~443.

Musgrave, R. A., *The Theory of Public Finance*, McGraw-Hill, 1959.

Pitelis, C. N., "Corporate Retained Earnings and Personal Sector Saving: A Test of the Life-Cycle Hypothesis of Saving," *Applied Economics* 19, 1987, pp. 907~913.

Poterba, J. M., "Tax Policy and Corporate Saving," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, 1987, pp. 455~515.

附錄　臺灣에 대한 推定結果

〈附表 1〉에는 臺灣의 1964~85년간 國民可處分所得(NDI) 資料 (模型 Ⅲ과 Ⅳ의 경우에는 1969~85년간 자료)를 이용하여 우리나라의 〈表 4〉에 상응하는 네 가지 모형에 대한 推定結果가 정리되어 있다. 基本模型 Ⅰ의 추정결과에 대해서는 本文 第Ⅴ章에서 우리나라를 비롯한 6개국의 경우와 비교해서 논의하였으므로 이하에서는 나머지 세 模型의 추정결과와 이 추정결과를 바탕으로 한 여러가지 假說에 대한 F-檢證結果에 대해서 살펴보고자 한다.

먼저 模型 Ⅱ는 역시 家計의 消費·貯蓄決定에 있어서 자산효과의 중요성을 고려한 것인데 이 表에서 家計資產은 우리나라의 경우와 대조적으로 家計消費 및 貯蓄에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다. 이 모형에서도 역시 $\beta_2=0$으로 기업저축이 가계저축에 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다. 模型 Ⅲ은 耐久財消費支出을 가계저축에 포함하고 가계소비에서 차감한 경우인데 이 모형의 경우 $\alpha_4=0$으로 租稅에 의한 재정지출이 민간소비에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다. 마지막으로 模型 Ⅳ는 模型 Ⅲ에 家計資產變數를 추가한 경우인데 역시 가계자산이 가계소비 및 저축에 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다. 이 모형에서 변수의 설명력은 더욱 낮아져 $\alpha_3=\beta_3=0$으로서 赤字財政支出 역시 민간소비에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다.

이어서 〈附表 2〉에는 세 가지의 個別的인 假說과 Keynesian 假說 등 세 가지의 綜合的인 假說에 대한 F-檢證結果가 나타나 있는데 네 모형의 경우 모두 가계저축과 기업저축 사이에 대체관계가 결여된다는 假說($\alpha_2+\alpha_5=0$, $\beta_2+\beta_5=0$)만이 성립하고 나머지 다섯가지 假說은 모두 성립하지 않는다. 本文의 〈表 2〉에 정리된 여섯가지의 個別的인 假說 중에서 나머지 세 가지 假說(家計貯蓄과 企業貯蓄의 完全한 代替關係, 家計貯蓄과 政府貯蓄의 代替關係 결여, 民間消費와 政府消費의 完全한 代替關係假說)은 〈附表 1〉에 나타난 추정결과를 살펴볼 때 거의 대부분의 경우 성립하지 않는다. 다만 이 表에서 模型 Ⅳ의 경우에만 家計貯蓄과 政府貯蓄 사이에 대체관계가 결여된다는 假說이 성립한다.

〈附表 1〉 模型의 推定結果(臺灣: 國民可處分所得 模型)

模 型	從屬變數	常 數	S^C	S^G	T	Y	W_{-1}	R^2	$D.W.$
I	C	0.045 (8.721)**	−0.846 (−4.075)**	−0.439 (−2.763)**	0.523 (2.012)*	0.520 (10.754)**		0.9976	1.765
	S^H	−0.045 (−8.721)**	−0.154 (−0.742)	0.439 (2.763)**	−1.523 (−5.856)**	0.480 (9.916)**		0.9809	1.765
II	C	0.052 (5.054)**	−1.825 (−3.751)**	−0.368 (−1.962)*	0.546 (2.001)*	0.482 (6.978)**	0.024 (0.813)	0.9973	1.744
	S^H	−0.052 (−5.054)**	−0.175 (−0.797)	0.368 (1.962)*	−1.546 (−5.664)**	0.518 (7.492)**	−0.024 (−0.813)	0.9785	1.744
III	C'	0.054 (8.400)**	−1.856 (−3.931)**	−0.376 (−2.271)**	0.308 (1.148)	0.506 (10.137)**		0.9958	1.652
	$S^{H'}$	−0.054 (−8.400)**	−0.144 (−0.660)	1.376 (2.271)**	−1.308 (−4.877)**	0.494 (9.897)**		0.9837	1.652
IV	C'	0.045 (3.019)**	−0.737 (−3.995)**	−0.318 (−1.642)	0.163 (0.539)	0.553 (6.635)**	−0.012 (−0.347)	0.9952	1.716
	$S^{H'}$	−0.045 (−3.019)**	−0.063 (−0.267)	0.318 (1.642)	−1.163 (−3.848)**	0.447 (5.354)**	0.012 (0.347)	0.9793	1.716

註 : 〈表 4〉와 동일.

資料 : 臺灣 中央銀行, 『資金流量統計』, 1986.

Taiwan Executive Yuan, *National Income*, 1987.

〈附表 2〉 여러 가지 假說에 대한 F-檢證結果(臺灣: 國民可處分所得 模型)

模 型	S^H와 S^C의 代替關係 결여	S^H와 S^G의 完全한 代替關係	C와 C^G의 代替關係 결여	Keynesian	超合理性	完全한 先見
I	2.695	48.213**	23.612**	8.576**	19.769**	27.444**
II	2.696	18.496**	20.961**	8.054**	18.425**	19.893**
III	2.840	36.638**	13.520**	5.037**	15.439**	21.294**
IV	3.170	18.975**	8.857**	3.803**	13.779**	16.800**

註 : 〈表 5〉와 동일.

〈附表 3〉 使用資料의 出處

(단위: 千원, 千명, %)

	變 數	期 間	平 均[1]	出 處[2]
C	民間消費支出	1963~86	4,537	Ⅰ,Ⅱ
S^H	家計純貯蓄	1963~74	618	Ⅲ
		1975~86		Ⅰ, Ⅱ
	家計總貯蓄	1963~74	593	Ⅲ, Ⅳ
		1975~86		Ⅰ, Ⅱ
S^C	企業純貯蓄	1963~74	190	Ⅲ
		1975~86		Ⅰ, Ⅱ
	企業總貯蓄	1963~74	600	Ⅲ, Ⅳ
		1975~86		Ⅰ, Ⅱ
S^G	政府純貯蓄	1963~74	380	Ⅲ
		1975~86		Ⅰ, Ⅱ
	政府總貯蓄	1963~86	357	Ⅰ, Ⅱ
T	純租稅	1963~86	960	Ⅰ, Ⅱ, Ⅲ
	總租稅	1963~86	1,153	Ⅰ, Ⅱ, Ⅲ
Y	國民可處分所得	1963~86	6,305	Ⅰ, Ⅱ
	國民總生產	1963~86	6,883	Ⅰ, Ⅱ
W	個人金融純資產	1963~68	2,840	Ⅳ
		1969~86		Ⅰ,Ⅱ
CD	家計耐久消費支出	1970~86	173	Ⅰ, Ⅱ
POP	人口	1963~86	34,775	Ⅴ
CPI	消費者物價指數	1963~86[3]	60.25	Ⅴ

註 : 1) 모든 數値는 總量變數를 人口 및 消費者物價指數로 나눈 1人當 實質變數를 의미한다. 本 硏究의 第Ⅰ章과 李啓植·裵埈晧(1986)에 정리된 바와 같이 통상적으로 家計純貯蓄=家計所得-家計支出, 企業純貯蓄=企業所得-企業支出, 政府純貯蓄=經常收入-經常支出로 표시되며 각 부문의 總貯蓄은 純貯蓄에 각 부문의 固定資本消耗를 합한 것이나 本 硏究에서는 $Y=C+S^H+S^C+T$의 豫算制約式 成立 때문에 각 부문의 純貯蓄에 海外純經常移轉(net current transfer from abroad : NCT)이 추가되나 總貯蓄에서는 제외된다. 이에 따라 家計와 政府部門에 있어서 純貯蓄이 總貯蓄보다 크게 나타나는데 이는 이 두 부문의 경우 NCT가 固定資本消耗를 上廻하기 때문이다. 國民總貯蓄(gross national saving)을 계측함에 있어서 아시아開發銀行(ADB)은 NCT를 제외하며 世界銀行(IBRD)은 刊行物에 따라 NCT의 제외·통합여부가 다르다. 이에 대해서는 李啓植(1988)의 附錄 3 참조.

2) Ⅰ : 韓國銀行, 『國民計定』, 1987.
Ⅱ : _____, 『1986年 國民計定(確定)』, 1987.
Ⅲ : _____, 『國民所得計定』, 1984.
Ⅳ : _____, 『資金循環計定』, 1984.
Ⅴ : 經濟企劃院, 『主要經濟指標』, 各年度.

3) 1963, 64년은 서울消費者物價指數임.

利子率과 投資: 우리나라 利子率效果의 한 波及構造

朴 佑 奎

本稿에서는 利子率의 實物經濟에 대한 波及構造의 중요한 부분으로 投資를 선택, 利子率과 投資와의 관계를 實證的으로 분석하였는데, 이는 첫째로 自律的인 金融環境下에서는 通貨·利子率政策이 어떠한 運用手段을 사용하더라도 政策效果를 利子率의 變動을 통하여 얻는다는 사실과, 둘째로 우리나라에서는 消費者金融이 미미하므로 投資가 利子率의 實物經濟에 대한 중요한 波及構造일 수밖에 없다는 先驗的 判斷 등에 근거한다.

本稿에 의하면, 첫째 利子率의 變動은 최소한 2년간에 걸쳐 投資에 負의 影響을 미치고, 둘째 第1金融圈과 第2·私金融圈의 代表利子率들(1년만기 定期預金金利 및 會社債 流通收益率로 本 硏究에서 각각 定義)간의 利子率差는 投資에 뚜렷하게 負의 影響을 미치고, 세째 第1金融圈 利子率의 投資에 대한 影響은 波及過程에서 많이 상쇄되는 것으로 나타났다.

따라서 첫째로 利子率政策은 長期的 眼目을 가지고 수립되어야 하며, 둘째 企業經營環境을 改善시키고 利子率政策의 有効性을 提高시키기 위하여 利子率自由化는 利子率差를 축소시키는 방향으로 추진되어야 하며, 세째 利子率差의 축소는 利子率의 部分的인 조정보다는 金融部門 全般의 광범위한 利子率自由化 및 構造改善을 필요로 한다.

I. 序

최근 利子率自由化의 필요성에 대한 인식이 점차 높아지고 있다. 그 이유로는 첫째 政策當局이 인위적으로 설정한 利子率 수준이 金融市場이 요구하는 수준에서 오랫동안 벗어날 경우 그 歪曲效果는 累積的(cumulative)으로 되어 단기적으로 實物經濟에 악영향을 끼칠 뿐 아니라 장기적으로는 金融産業 및 나아가서는 經濟全般의 構造自體를 歪曲시킬 우려가 있다는 점이다[1].

筆者 : 本院 硏究委員

* 많은 유익한 討論을 해준 姜文秀·金仲秀 博士를 비롯한 院內세미나 참석자들과 좋은 論評을 해준 沈相達·朴元巖 博士에게 감사드린다.

특히 많은 유익한 의견을 제시하여 준 서울大學校의 鄭雲燦 敎授와 電算作業 및 原稿整理에 크게 수고한 金度洙 硏究員과 姜希淑 硏究助員에게 감사드린다.

1) Mote(1988) 참조. 예를 들면 각종 利子率 수준의 인위적인 결정은 總通貨規制政策과 더불어 第1, 2金融圈의 격차를 확대시켜 온 원인이라고도 할 수 있다.

과거에는 公金利를 인상하여 銀行預金의 증대를 도모한 시기도 있었으나, 이제는 낮은 인플레가 수년간 지속되어 金融資産에 대한 선호도가 높아지고 있으며 각종 金融資産의 蓄積이 빠른 속도로 진행되고 있는 등 利子率自由化의 여건이 성숙되고 있다. 이러한 상황에서 政策當局이 복잡다기한 각종 金融資産의 與·受信金利를 金融市場에서의 자유로운 市場機能에 의하지 않고 인위적으로 결정하는 것은 오히려 金融産業의 왜곡현상을 심화시켜 정상적인 金融發展에 沮害要素가 된다고도 할 수 있는 것이다[2].

둘째 이유로는 최근의 黑字基調가 정착될 경우 해외로의 資本進出, 특히 金融資本의 海外進出의 시기가 예상보다 빨리 앞당겨질 수도 있다는 점이며, 또한 金融開放, 資本自由化 등으로 外國金融機關의 國內進出도 불가피하게 이루어질 전망이다. 이러한 상황에서 지금과 같이 利子率 規制를 포함한 각종 規制下에서는 國內金融機關의 競爭力 確保를 도모하기 어렵다는 사실이다.

이와 관련하여 70년대 이후의 經濟發展, 技術革新 등으로 인하여 歐美 각국과 日本을 포함한 先進國에서조차 金融革新으로 불릴 만큼 빠른 속도로 각종 規制가 완화되고 있으며, 金融産業에서의 효율성이 빠른 속도로 提高되고 있다[3].

세째 이유로는 과거 2~3년간의 國際收支黑字幅의 지속적인 확대로 인해 海外部門에서 通貨가 급격히 증발, 기존의 엄격한 總通貨(M_2)規制 위주의 通貨政策으로는 자금의 원활한 흐름 및 효율적 배분을 기하기 어렵다는 인식이다. 즉 과거의 엄격한 通貨量規制는 實質生産 및 物價 모두에 부정적인 영향을 미쳤으며, 伸縮的인 通貨量運用[4]이 요구된다는 점이다(朴佑奎, 1987c). 그러나 伸縮的인 通貨運用을 기하기 위해서는 利子率이 제공하는 市中資金事情에 대한 유용한 정보가 필요하며, 또한 利子率의 效率的인 資金配分機能에도 의존해야 한다는 점이다.

그런데 이러한 利子率의 情報提供 및 효율적인 資金配分機能은 利子率이 市場에서 자유로이 결정되었을 때 비로소 제대로 발휘된다고 할 수 있다. 더구나 金融産業改編 등에 의한 金融革新이 지속적으로 추진될 경우 通貨指標의 短期政策目標로서의 중요성은 점차 저하될 수밖에 없어[5] 利子率政策의 중요성이 상대적으로 크게 높아져야 하는데, 앞서 언급한 바와 같이 경직적인 利子率 運用은 장기적으로 金融産業 및 經濟全般의 構造를 歪曲시킬 우려가 있으므로 利子率의 自由化가 當面課題라 하겠다.

즉 최근의 利子率自由化에 대한 논의는, 첫째 利子率의 價格機能을 회복시킴으로써 장기간에 걸친 金融産業의 누적적 왜곡현상을 조속히 시정하여야 金融의 정상적인 발전을 도

2) 金重雄(1983)은 高金利, 低金利 모두 나름대로의 폐단이 있으므로 차라리 利子率은 市場의 自律的인 판단에 의해 그 수준이 결정되도록 해야 한다고 주장하였다.

3) Suzuki(1984), Cumming-Sweet(1987), Takagi(1988), 沈革(1988) 등을 참조.

4) McCallum(1984)은 Friedman流의 엄격한 통화량 목표치달성위주의 通貨政策은 현실적으로 불합리하나 通貨目標量 設定의 필요성은 인정되므로 일정기간 후에는 변경가능한 通貨目標値를 設定할 것(adjustable growth rate rule, AGR)을 주장하였다. 그는 이러한 AGR方式에 의한 通貨運用이야말로 通貨論者가 궁극적으로 의도하는 바와 가장 현실적으로 부합된다고 주장하였다. 한편 대표적인 通貨論者인 Meltzer(1987)도 目標通貨量의 設定에 있어 McCallum의 AGR方式을 貨幣數量式에 응용한 형태로 운용할 것을 제안하였다.

5) Mote(1988), Laurent(1988), 朴佑奎(1987c) 및 이들 논문의 서베이 참조.

모할 수 있으며, 둘째 利子率을 묶어 두고서는 對內外競爭力 確保를 기하기 어렵다는 등의 당위론적인 인식과, 세째 엄격한 總通貨規制에만 의존하는 通貨政策에 대한 의구심과 더불어 利子率·通貨를 상호보완적으로 운용해야 한다는 정책적인 필요성 등으로 활발히 제기되고 있다 하겠다.

이와 같이 利子率自由化에 관한 논의가 활발하게 이루어지고 있음에도 불구하고 과연 利子率이 實物經濟에 어떠한 波及構造를 가지며, 그 영향은 어느 정도인가에 관한 연구는 거의 없는 실정이다[6]. 한편 朴元巖(1986), 崔長鳳(1987) 등이 巨視經濟模型에 사용한 投資函數에서는 利子率이 제외되었거나 혹은 그 영향이 미미한 것으로 나타났다. 그런데 아무리 利子率自由化가 金融部門의 競爭力 確保에 필수불가결한 것이라 하더라도 利子率이 實物經濟에 별다른 영향을 미치지 못한다면 利子率自由化 論議나 利子率·通貨政策의 調和的 運用 등의 주장은 그 중요성이 반감된다 할 수 있다. 왜냐하면 어떠한 운용방법을 따르더라도 自律的인 金融環境下에서는 利子率·通貨政策의 영향은 궁극적으로 利子率의 변동을 통해서 나타난다고 할 때[7] 이러한 利子率의 변동이 實物經濟에 별 영향을 미치지 못한다면 通貨政策이나 利子率政策이 實物經濟에 미치는 效果 혹은 波及構造가 과연 무엇인가 하는 의문이 제기되기 때문이다.

따라서 本 硏究에서는 利子率이 實物經濟에 미치는 波及構造 중에서 가장 중요하다고 생각되는, 利子率이 投資에 미치는 영향을 살펴보기로 한다. 이는 우리나라와 같이 消費者金融이 아주 미미한 경우 利子率이 實物經濟에 미치는 영향은 궁극적으로는 投資를 통하여 나타날 수밖에 없다는 先驗的 判斷에 근거하는 것이다.

다음의 第Ⅱ章에서는 미국 및 우리나라의 投資와 利子率의 관계에 관한 기존의 연구를 槪觀하고 一般均衡論的 接近方法이 필요함을 지적한다. 第Ⅲ章에서는 우리나라의 投資와 利子率의 관계를 단순한 OLS 방법으로 살펴봄으로써 기존의 연구가 주목하지 못하였던 두 가지 사항을 지적한다. 첫째는 投資의 計劃, 注文, 引渡, 設置 등에 시간이 필요하기 때문에 今期의 投資가 실제 生産活動에 사용되기까지에는 상당한 시간이 필요하다는 개념이다 (time to build 혹은 gestation lag). 따라서 利子率이 投資의 計劃段階에서부터 영향을 미친다면 利子率이 投資에 미치는 영향은 상당한 기간을 두고 나타난다는 점이다[8]. 둘째는 우리나라의 企業이 필요자금을 주로 第1金融圈과 第2金融圈에서의 借入에 의해 조달하는

---

6) 開發途上國家의 경우 制度金融圈의 利子率을 引上하면 金融貯蓄이 증대되어 投資가 오히려 증가된다는 견해(McKinnon, 1973)가 있으나 Wijnbergen(1983) 등은 그 반대의 결과를 가져올 수 있다고 주장하였다. 이와 관련된 논문들과 우리나라 利子率政策의 변천과정에 관한 서베이를 위해서는 閔丙均(1981), 朴元巖(1985), 李相萬(1987), 邊陽浩(1988) 등을 참조. 金融深化와 實物經濟 發展에 관해서는 司空壹(1980)을 참조.

7) Meek(1982) 참조. 그런데 自律的인 金融環境이 아닐 경우에는 通貨政策이 직접 實物經濟에 효과를 미친다고도 할 수 있다. 예를 들면 朴佑奎(1987c)는 80년대의 總通貨 規制는 實物經濟에 부정적인 영향을 끼쳤음을 실증분석하였는데 이를 Credit Crunch 현상으로도 해석할 수 있다고 하였다. 그러나 이 경우에도 朴佑奎는 總通貨 規制는 第2金融圈의 단기수신에 직접적인 영향을 미쳐 실제적으로 實效利子率을 변동시킴으로써 實物經濟에 부정적인 영향을 끼쳤다고 해석하였다.

8) 利子率 變動이 實物經濟에 미치는 영향은 위와 같이 固定投資를 통하여서만이 아니라 消費와 같은 다른 需要側面과 企業의 단기적인 생산활동을 통하여서도 나타날 수 있기 때문에 전체경제에는 固定投資보다는 짧은 時差를 두고 영향을 미칠 것으로 생각된다. 이러한 점은 第Ⅳ章의 非農林水産 實質GNP에 대한 實證分析으로 확인되었다.

間接金融方式 및 私金融圈에서의 借入에 의존하기 때문에 投資函數에서 사용되는 關聯利子率의 개념이 이들 金融圈의 利子率들을 사용하여 재정립되어야 한다는 점이다. 이들 두 가지 개념을 사용하지 않을 경우에는 利子率이 投資에 미치는 영향이 뚜렷하지 않으나 이들 두 개념을 동시에 사용할 경우 負의 關係가 뚜렷하게 나타남을 보인다. 第Ⅳ章에서는 단순한 OLS나 GLS의 사용은 적절하지 않기 때문에 GMM推定方法의 사용이 필요함을 역설하고, 本 硏究의 결과가 普遍妥當(robust)하다는 점을 보이기 위해 投資函數에 대한 一般均衡論的 解析을 가하여 投資에 미치는 利子率의 효과를 추정한다. 또한 第1金融圈의 代表利子率과 第2·私金融圈의 代表利子率의 投資에 미치는 영향을 각각 비교해 봄으로써 第1金融圈을 대상으로 하는 利子率政策의 역할이 파급과정에서 상당히 상쇄되는 것을 확인한다. 마지막으로 第Ⅴ章에서는 이러한 결과가 의미하는 바를 검토해 봄으로써 최근 논의되고 있는 利子率自由化의 方法論에 관한 기본적인 방향을 제시하며 앞으로의 通貨·利子率政策의 運用方向에 관하여 示唆하는 바를 고찰한다.

Ⅱ. 利子率이 投資에 미치는 效果에 관한 旣存硏究

利子率은 모든 巨視經濟模型에서 實物部門과 金融部門을 연결하는 가장 중요한 연결고리로 인식되고 있다 해도 과언이 아니라 하겠다. 즉 IS-LM分析에서는 利子率이 實物部門 및 金融部門의 攪亂(shock)을 상호전달하여 궁극적으로 균형에 도달하게 하는 변수이며, Lucas-Rapping(1969), Lucas(1977), Sargent(1979), Kydland-Prescott(1982), Long-Plosser(1983), Barro(1984), Prescott(1986), McCallum(1988) 등 巨視經濟理論이 엄밀한 이론적 근거에 의해 재구성되어야 한다는 관점에서 期間間代替效果(intertemporal substitution effects)가 경제를 움직이는 요인이라는 견해 역시 利子率이 그 핵심에 있다 하겠다. 특히 Lucas(1977)는 金融部門의 攪亂이 期間間 代替效果를 발생시켜 實物部門에 영향을 준다고 想定함으로써 期間間 代替效果가 實物部門과 金融部門을 연결시키는 고리임을 강조하였다. 또한 대부분의 政策立案者도 각종 利子率이 金融部門과 實物部門을 연결하는 고리(環)임을 想定하고 정책을 수립·수행해 나간다 해도 과언이 아니라 하겠다(Meek, 1982).

이와 관련하여 利子率이 消費, 投資, 貨幣需給, 勞動需給 등의 중요결정변수로 인식되고 있으며, 특히 投資에 관해서는 利子率이 主變數인 投資函數에 관해 많은 주의가 기울여졌다. 즉 Jorgenson(1963), Hall-Jorgenson(1967), Bischoff(1971) 등은 利子率이 主變數인 投資函數를 設定하였고, Tobin(1969), Furstenberg(1977), Abel-Blanchard(1986) 등은 q-理論을 想定하였다. 그런데 Hayashi(1982)는 q-理論은 Jorgenson등의 企業의 利潤極大化假定에서 도출될 수 있어 이들의 접근방법이 근본적으로는 같은 것이라고 주장하였다. 한편 Sargent(1980) 역시 企業의 利潤極大化假定에서 출발하여 q-理論을 도출함으로써 投資理論의 근본은 企業의 利潤極大化假定임을 재인식시켰다 하겠다.

한편 Lucas-Prescott(1971)은 Lucas(1967) 등의 스톡調整費用(adjustment cost)槪念을 도입하여 企業의 投資函數는 과거의 變數뿐 아니라 미래의 變數에 대한 예측 역시 중요함을 지적하였는데, 이 경우 Sargent(1980)가 지적한 바와 같이 縮略型投資函數에 사용되는 변수의 계수에는 여러 가지 복합적인 요인이 내재되어 어떠한 이론이 진정한 理論인가를 쉽게 알 수 없는 係數(mongrel parameter which cannot help identify the true underlying investment theory)가 된다 할 수 있겠다. 이와 관련하여 Gordon-Veitch(1984)는 현존하는 모든 投資理論에 너무 엄격한 제약을 가하지 않는다면 서로 비슷한 형태의 縮略型投資函數로 표현될 수 있다고 說破하였다.

이와 같이 利子率이 投資의 주요결정변수라는 데는 학자들의 견해가 일치되고 있으나 이를 실증적으로 살펴보는 데는 많은 논란의 여지가 있다. 우선 實證分析을 하기에 앞서 해결해야 할 사항은 어떠한 利子率을 선택해야 하는가 하는 문제이다. 예를 들면 Bernanke(1983), Hall(1977) 등은 CP利子率을 사용하였으며, Clark(1979), Abel-Blanchard(1986) 등은 債券과 株式收益率을 적절히 결합하여 사용하였고, Gordon-Veitch(1984)는 Baa 債券收益率을, 우리나라의 경우 朴元巖(1985, 1986)은 私金利를, 崔長鳳(1987)은 會社債收益率을 사용하였다. 또한 實質利子率을 사용할 경우 인플레의 期待値를 어떻게 추정하는가 하는 것(Turner, 1986)과 함께 稅率을 고려하는 것과 短期利子率 혹은 長期利子率의 選擇 등도 중요한 문제가 된다. 이와 같이 實證分析者에 따라 각기 다른 利子率을 사용해 왔다 해도 과언이 아니라 하겠는데, 그 이유는 理論이 어떤 利子率을 사용하는 것이 적절하다고 제시하지 못하기 때문이라 하겠다[9].

利子率을 적절히 선택한다 하더라도 어떠한 模型을 사용할 것인가 하는 문제가 남는다. 그런데 어떠한 모형을 사용하더라도 근본적으로 利子率과 投資와의 關係는 生産者의 利潤極大化追求라는 가정에서 도출되는 것이라 볼 수 있으며, 利子率과 投資의 關係는 企業의 입장에서 보면 逆의 關係를 가진다 할 수 있겠다. 그러나 이를 실증적으로 분석할 경우 반드시 逆의 關係를 얻을 것을 기대할 수는 없는데, 이는 Shapiro(1986)가 지적한 바와 같이 一般均衡模型에서 投資를 살펴보면, 生産性攪亂(productivity shock)등이 있을 경우 반드시 投資와 利子率의 關係가 逆으로 나타나지 않을 것이기 때문이다. Shapiro(1986)의 이러한 지적은 Sargent(1978)가 기업의 입장에서 보면 實質賃金과 雇傭間의 關係가 逆이나 이를 一般均衡論的인 模型을 設定하여 설명해 보면 실제 자료상에는 正의 關係가 나타나는 것을 逆의 關係를 가지는 企業의 勞動需要函數로 설명할 수 있다고 주장한 것과 일맥상통한다 하겠다.

실제 實證分析結果도 여러 가지 相反되는 결과가 나오고 있는데, 예를 들면 美國의 경우 Hall(1977), Clark(1979), Gordon-Veitch(1984), Siow(1985), Abel-Blanchard(1986) 등은 이자율의 효과가 작음을 주장하였고

9) Park(1983)은 經濟가 完全競爭市場이고 시장결함이 없이 모든 발생가능한 위험에 대한 請求權(contingent claim)을 부여받고 미래의 위험에 대응할 수 있다면 위험이 없는 利子率(risk free rate of interest)을 사용해야 된다고 주장했으나 과연 우리 經濟가 그러한 假定을 만족시킬 수 있는가는 의문이라 하겠다.

Taylor(1983), Bernanke(1983) 등은 이자율의 효과가 상당히 크다고 주장하였다. 한편 Turner(1986)는 미국의 경우에는 이자율의 효과가 작으나 여타 유럽국가, 일본 등에서는 이자율의 효과가 중요함을 보였고, 우리나라의 경우에는 이자율의 효과는 무시할 정도인 것으로 나타나고 있다. 즉 朴元巖(1985, 1986)은 投資函數에서 이자율을 제외하였고 崔長鳳(1987)의 경우 그 효과가 미미한 것으로 나타나고 있다.

이와 같이 投資와 利子率 關係의 實證分析 結果가 여러 가지 相反되는 관계가 나오는 것은 q-理論에서 q의 投資에의 영향이 뚜렷하게 나오지 않는 것과 일맥상통한다 하겠다. 이는 q 變數 자체가 一般均衡模型에서 내생적으로 결정되는 것이어서, 엄밀히 말하자면 Sargent(1980)가 지적한 바와 같이 단순한 추정으로는 그 결과를 해석할 수 없는 성질의 것이기 때문이다. 그러므로 利子率과 投資와의 關係를 實證分析함에 있어서는 利子率과 投資의 실제자료 자체가 경제의 균형에서 생성되는 것이라 볼 수 있으므로 一般均衡模型의 構造를 염두에 두고 그 결과를 해석해야 한다 하겠다.

Ⅲ. 投資完了時差 및 關聯 利子率의 再定立

다음 章에서 우리나라의 投資函數를 一般均衡模型의 해석을 통해 推定하기에 앞서 本章에서는 投資에 미치는 利子率의 효과를 검토하기 위해서 두 가지 개념의 사용이 필요하다는 점을 실증적으로 살펴보고자 한다.

첫번째의 槪念은 投資完了時差(time to build 혹은 gestation lag)가 존재한다는 점이다. 즉 今期의 投資가 실제 생산활동에 있어 공급능력으로 사용되기에는 投資의 計劃, 注文, 引渡, 設置 등에 필요한 시간 등의 이유로 상당한 時差가 존재한다는 인식이다. 이러한 점은 Jorgenson(1963), Bischoff(1971)등에 의해 지적되었으며, 최근에는 Kydland-Prescott(1982), Taylor(1982, 1983), Siow(1985), Park(1985) 등에 의해 그 중요성이 다시 인식되었다. 두번째의 槪念은 會社債收益率 혹은 第1金融圈의 代表利子率등만을 사용할 경우에는 우리나라 企業들의 第1金融圈뿐 아니라 第2·私金融圈으로부터의 外部資金依存度가 높은 현실에 비추어 볼 때 利子率의 投資에 대한 영향을 歪曲시킬 우려가 있다는 인식이다. 왜냐하면 第Ⅳ章에서 보는 바와 같이 第1金融圈의 利子率의 변동은 第2·私金融圈의 利子率의 변동에 영향을 미칠 뿐 아니라 이들 利子率의 投資에 미치는 영향의 정도가 각각 다르기 때문이다.

이들 두 가지 개념의 중요성을 부각시키기 위해 우선 아래와 같은 형태의 式들을 〈表 1〉에 推定하였다.

$$\log \tilde{I}_t = a_0 + a_1 \log \tilde{I}_{t-1} + a_2 \log(1 + r_t^c) + \varepsilon_t \cdots \text{(A)}$$

$$\log \tilde{I}_t = a_0 + a_1 \log \tilde{I}_{t-1} + a_2 \log(1 + r_t^c) + a_3 \log \tilde{Y}_t + \varepsilon_t \cdots\cdots \text{(B)}$$

$$\log \tilde{I}_t = a_0 + a_1 \log \tilde{I}_{t-1} + a_2 \log\left(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1 + r_{t-j}^c)\right) + a_3 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1 + r_{t-j}^c)\right) + \varepsilon_t \cdots\cdots \text{(C)}$$

$$\log \tilde{I}_t = a_0 + a_1 \log \tilde{I}_{t-1} + a_2 \log\left(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1 + r_{t-j}^c)\right) + a_3 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1 + r_{t-j}^c)\right) + a_4 \log \tilde{Y}_t + \varepsilon_t \cdots\cdots \text{(D)}$$

여기서 I는 實質總固定資本形成이고, Y는 非農林水產實質GNP, r^c는 會社債實質收益率을 나타낸다. 즉 $1+r^c{}_t=(1+RC_t)/(1+\pi^e{}_t)$, RC는 會社債名目流通收益率, $\pi^e{}_t$는 t期에 豫想되는 t期와 $(t+1)$期 사이의 豫想인플레率을 나타내는데 本稿에서는 단순히 t期를 포함하는 지난 1년간의 實際인플레率의 평균을 사용하였다. 인플레率의 계산에는 非農林水產GNP디플레이터를 사용하였다[10].

여기서 어떤 변수 위에 「틸드」를 붙인 것은 「로그」추세를 제거한 것을 나타낸다. 예를 들면,

$$\log I_t = c_0 + c_1 t + \varepsilon_t,\ \log \widetilde{I}_t = c_0 + \varepsilon_t$$

위 式들은 어떠한 理論的 制約을 가하지 않은 縮略型投資函數라 할 수 있는데, Bischoff (1971), Hall(1977) 등은 Jorgenson流의 投資函數가 I_t를 Y_t 및 R_t의 긴 時差構造를 갖는 형태로 설명하는 式으로 재구성될 수 있다고 지적하였으며, 또한 Sargent(1980), Hayashi(1982), Gordon-Veitch(1984)의 논리 전개에 따르면 q-理論을 포함하는 모든 投資理論도 결국은 縮略型函數로 표현될 수 있다 하겠다. 그러나 특히 式(C), (D)에서는 Y_t에 대한 時差가 없으며 r_t에 대한 時差構造가 2分期 혹은 6分期間의 平均의 형태로 되어 있으나 이는 本稿에서 사용하는 分期資料의 기간이 충분치 못하여 자유스럽게 긴 時差構造를 추정할 수 없는 제약이 있기 때문이다.

〈表 1〉에는 모든 式들을 OLS로 추정한 결과가 나와 있는데, 時差가 없는 式(A), (B)의 경우 利子率의 영향이 正의 符號를 갖는 것으로 나타나고 있으나 利子率에 대하여 2년의 時差를 고려한 式(C), (D)의 경우 2分期에서 7分期間의 過去利子率이 有意度는 낮으나 投資에 負의 符號를 나타내고 있다. 이는 投資完了時差 槪念을 적용할 경우 投資와 利子率과의 負의 關係를 얻을 수 있는 가능성을 어느 정도 나타낸 것이라 하겠다.

〈表 1〉 利子率(會社債收益率)과 投資와의 關係

說明變數	式 (A)	式 (B)	式 (C)	式 (D)
常 數	0.809 (1.69)	-5.713 (-4.92)	0.610 (1.10)	-4.139 (-4.02)
$\log \widetilde{L}_1$	0.885 (13.3)	0.499 (6.03)	0.916 (12.1)	0.578 (6.47)
$Rc0$	0.245 (1.09)	0.326 (1.89)	—	—
$Rc01$	—	—	0.371 (0.63)	0.240 (0.52)
$Rc27$	—	—	-0.480 (-1.09)	-0.274 (-0.78)
$\log \widetilde{Y}$	—	1.122 (5.92)	—	0.867 (5.10)
R^2	0.79	0.88	0.84	0.91
$D.\ W.$	1.85	1.77	1.75	1.67

註 : $Rc0 = \log\left(\frac{1+RC}{1+\pi^e_t}\right)$

$$Rc01 = \log\left(\frac{1}{2}\sum_{i=0}^{1}\left(\frac{1+RC}{1+\pi^e_{t-i}}\right)\right)$$

$$Rc27 = \log\left(\frac{1}{6}\sum_{i=2}^{7}\left(\frac{1+RC}{1+\pi^e_{t-i}}\right)\right)$$

그러나 위의 式들은 會社債實質收益率을 사용하였는데 우리나라 企業들의 경우 外部資金依存度가 매우 높은 실정이다. 즉 企業은 生產活動을 위해 銀行의 貸出金에 크게 의존하고

10) 1972년 1분기부터 1987년 4분기까지의 實質總固定資本形成 및 非農林水產實質GNP에 대해 X-11 ARIMA 技法을 사용하여 季節調整하였다. 한편 각 式의 推定에 있어서는 1975년 1분기부터의 자료만을 사용하였다.

있으며, 또한 第2金融圈에서의 資金貸出 및 私金融에도 크게 의존하고 있는 반면 아직까지 直接金融市場에서의 資金調達은 미미한 실정이다. 따라서 企業이 利潤極大化를 추구할 때 사용하는 利子率은 第1金融圈 및 第2金融圈의 貸出利子率을 빼놓을 수 없다 하겠다. 그런데 우리나라에서는「꺾기」등의 金融慣行으로 인하여 實效貸出利子率은 알 수가 없고[11] 또한 貸出利子率도 資金에 따라 複雜多岐하므로 代表貸出利子率을 구하기가 어렵다 하겠다. 따라서 本稿에서는 會社債의 流通市場收益率(RC)이 市場의 實勢金利를 어느 정도 나타내어 市中의 자금사정을 반영하는 第2金融圈 및 私金融圈의 代表利子率로 가정하였다. 그리고 이에 대응하는 第1金融圈의 代表利子率로 1년 만기 定期預金金利(RD)를 가정하였다. 따라서 企業이 第1金融圈에서 $(1-\alpha)$의 資金을 借用하고 나머지의 資金을 第2金融圈 및 私金融圈에서 借用한다고 가정할 경우 全體借用資金에 대한 t期의 實質利子率(r_t)은 아래와 같이 계산할 수 있다.

$$
\begin{aligned}
r_t &= \alpha(RC_t-\pi_t^e)+(1-\alpha)(RD_t-\pi_t^e)\\
&= \alpha(RC_t-\pi_t^e)+(1-\alpha)(RD_t-\pi_t^e)\\
&\quad +\alpha RD_t-\alpha RD_t\\
&= \alpha(RC_t-RD_t)+(RD_t-\pi_t^e)\\
&= \alpha RS_t+(RD_t-\pi_t^e)
\end{aligned}
$$

즉 企業의 全體借用資金의 實質利子率은 第1金融圈의 代表利子率과 第2金融圈 및 私金融圈의 代表利子率間의 利子率差(spread)[12]와 第1金融圈 實質代表利子率($r^d=(1+RD)/(1+\pi^e)-1$)의 적절한 合으로 표현될 수 있다 하겠다. 한편 RC, RD, RS, r^d의 과거 자료를 살펴보면 〔圖 1〕과 같은데 RS에 비하여 r^d의 변동폭이 더 크다. 특히 r^d는 70년대에는 마이너스였으나 80년대에는 플러스로 나타나고 있다.

이러한 槪念을 도입하기 위해 RS(r^S로 표시)와 r^d를 각각 넣은 다음과 같은 형태의 식들을 想定하였다.

$$\log\widetilde{I}_t = b_0+b_1\log\widetilde{I}_{t-1}+b_2\log(1+r_t^s)+b_3\log(1+r_t^d)+\varepsilon_t \quad \cdots\cdots(E)$$

$$\log\widetilde{I}_t = b_0+b_1\log\widetilde{I}_{t-1}+b_2\log(1+r_t^s)+b_3\log(1+r_t^d)+b_4\log\widetilde{Y}_t+\varepsilon_t \quad \cdots(F)$$

$$\begin{aligned}\log\widetilde{I}_t = b_0&+b_1\log\widetilde{I}_{t-1}+b_2\log\Big(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1+r_{t-j}^s)\Big)\\
&+b_3\log\Big(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1+r_{t-j}^s)\Big)\\
&+b_4\log\Big(\frac{1}{6}\sum_{j=0}^{5}(1+r_{t-j}^d)\Big)\\
&+b_5\log\Big(\frac{1}{5}\sum_{j=6}^{10}(1+r_{t-j}^d)\Big)+\varepsilon_t \cdots\cdots(G)\end{aligned}$$

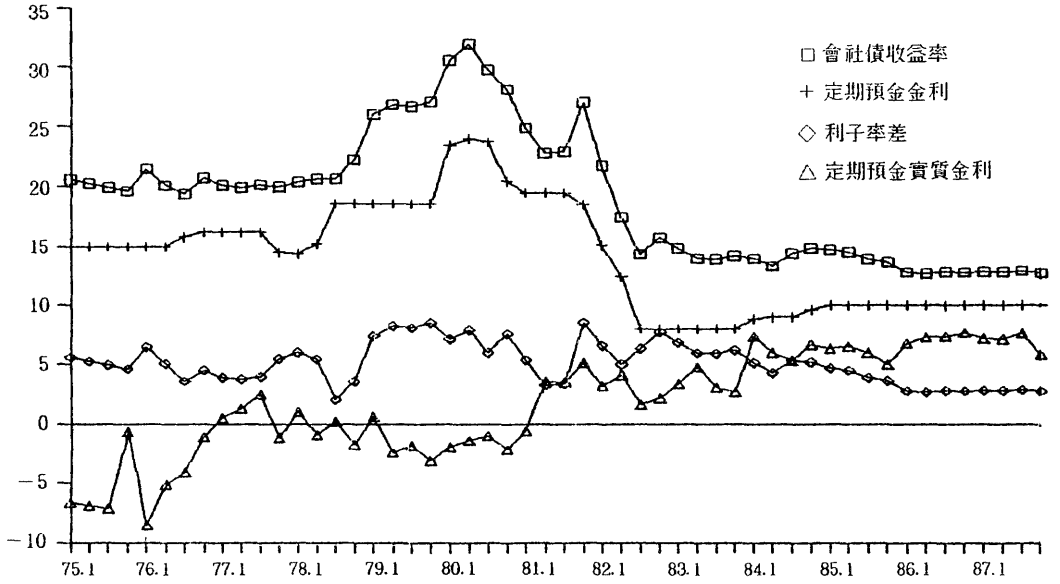
$$\begin{aligned}\log\widetilde{I}_t = b_0&+b_1\log\widetilde{I}_{t-1}+b_2\log\Big(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1+r_{t-j}^s)\Big)\\
&+b_3\log\Big(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1+r_{t-j}^s)\Big)\\
&+b_4\log\Big(\frac{1}{6}\sum_{j=0}^{5}(1+r_{t-j}^d)\Big)\\
&+b_5\log\Big(\frac{1}{5}\sum_{j=6}^{10}(1+r_{t-j}^d)\Big)\\
&+b_6\log\widetilde{Y}_t+\varepsilon_t \cdots\cdots(H)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\log\widetilde{I}_t = b_0&+b_1\log\widetilde{I}_{t-1}+b_2\log\Big(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1+r_{t-j}^s)\Big)\\
&+b_3\log\Big(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1+r_{t-j}^s)\Big)\\
&+b_4\log\Big(\frac{1}{6}\sum_{j=0}^{5}(1+r_{t-j}^d)\Big)\\
&+b_5\log\Big(\frac{1}{5}\sum_{j=6}^{10}(1+r_{t-j}^d)\Big)\\
&+b_6\log\Big(\frac{1}{3}\sum_{j=0}^{2}\widetilde{Y}_t\Big)+\varepsilon_t \cdots\cdots(I)\end{aligned}$$

11) 司空壹(1980)은「꺾기」등의 金融慣行 때문에 有效貸出金利는 公式統計의 貸出金利보다 높으며 또한 民間法人部門의 貯蓄性預金殘額이 필요 이상으로 높게 나타남으로써 金融聯關比率(financial interrelation ratio)이 과장될 수 있다고 하였다.

12) RS_t는 實質利子率差이다.

〔圖 1〕 各種 利子率의 推移



특히 式(I)와 같은 형태의 時差構造를 확정하기 위해 여러 가지 PDL의 결과를 檢討하였는데 實質生産에 대한 時差가 利子率의 時差에 비해 상대적으로 짧은 것은 Bischoff(1971)이 미국의 자료를 사용하여 얻은 결론과 유사하다 하겠다.

〈表 2〉에 上記 式들에 대한 추정결과가 나타나 있는데 時差構造를 고려하지 않을 경우인 式(E), (F)는 利子率의 영향이 正의 符號를 갖는 것으로 나타나고 통계적 유의도도 낮은 반면, 投資完了時差를 고려한 式(G)에서는 이자율이 負의 영향을 가지고 통계적 유의도가 매우 높은 것으로 나타나 〈表 1〉의 결과와 비교해 볼 때 投資에 대한 利子率의 효과를 살펴보는 데 있어 投資完了時差와 더불어 우리나라 金融慣行을 고려한 關聯利子率들을 사용하는 것이 중요함을 나타내고 있다 하겠다.

그런데 式(H), (I) 등의 추정치를 살펴보면 Y_t 혹은 ΣY_{t-j}을 포함할 경우에는 利子率의 영향이 현저히 줄어드는 것으로 나타나고 있다. 그런데 이는 Hall(1977)이 지적한 바와 같이 Y와 I가 正의 相關關係를 갖기 때문에 Y를 포함하는 OLS推定은 Y의 영향을 과대평가하고 r의 영향을 과소평가할 우려가 있는 데 기인하는 것으로 판단된다. 더구나 ϵ_t가 時差相關關係를 가질 가능성을 배제할 수 없는 상황이므로 Y의 內生性은 OLS 혹은 GLS의 사용으로는 정확치 못한(inconsistent) 추정치밖에 얻지 못할 우려가 있음을 의미한다 하겠다.

〈表 2〉 利子率(分解된 利子率)과 投資와의 關係(OLS)

說明變數	式 (E)	式 (F)	式 (G)	式 (H)	式 (I)
常 數	0.781 (1.60)	-6.964 (-5.82)	1.257 (1.76)	-7.351 (-3.99)	-4.251 (-1.53)
$\log \widetilde{L}_1$	0.891 (12.9)	0.379 (4.20)	0.841 (9.01)	0.417 (3.69)	0.544 (3.20)
$Rs0$	-0.037 (-0.06)	1.501 (3.09)	—	—	—
$Rs01$	—	—	-0.110 (-0.21)	1.407 (2.75)	0.454 (0.80)
$Rs27$	—	—	-1.953 (-2.08)	1.108 (1.15)	-0.268 (-0.22)
$Rd0$	0.238 (1.03)	0.394 (2.35)	—	—	—
$Rd05$	—	—	0.113 (0.19)	1.104 (2.15)	0.868 (1.26)
$Rs60$	—	—	-0.647 (-1.88)	-0.825 (-3.04)	-0.960 (-2.64)
$\log \widetilde{Y}$	—	1.369 (6.77)	—	1.376 (4.90)	—
$Y02$	—	—	—	—	0.907 (2.05)
R^2	0.79	0.89	0.90	0.94	0.91
$D.\ W.$	1.87	1.90	2.12	1.99	1.72

Ⅳ. 우리나라에서 利子率이 投資에 미치는 영향

1. 推定方法의 一般均衡論的 解析

上記한 〈表 2〉에 報告되어 있는 式(G) 및 (I)에 대한 추정치가 本 硏究의 출발점이라 할 수 있다. 즉 式(G)의 추정치에는 利子率이 投資에 미치는 영향이 負의 符號를 가지면서 매우 유의한 반면 式(I)와 같이 實質生産이 추가되면 利子率의 영향 및 유의도가 떨어지는 것을 설명하고, 投資에의 利子率의 진정한 영향을 추정해 내는 것이 本 硏究의 목적이다. 이는 우리나라의 通貨·利子率政策의 진정한 波及構造를 파악하는 데 가장 중요한 점의 하나일 뿐만 아니라 通貨·利子率政策의 수립에 있어 중요한 판단근거를 제공한다 할 수

있다.

우선 아래와 같은 한 巨視經濟模型의 需要部門을 想定해 보자.

$$I=f_1(Y, r^s, r^d) \quad \cdots\cdots (1)$$
$$Y=C+I+G+EX-IM \quad \cdots\cdots (2)$$

여기서 f_1은 어떤 函數形態를 나타내며, C, G, EX, IM은 각각 消費, 政府支出, 輸出 및 輸入을 나타낸다. 式(2)는 式(1) 및 C, EX, IM 등에 관한 構造式을 가정하여 아래와 같이 再構成할 수 있다.

$$Y=g_1(r^s, r^d, X) \quad \cdots\cdots (2.1)$$

여기서 g_1은 어떤 函數形態를 나타내며, X는 實質實效換率, 油價, 國際金利, 政府支出, 政府의 貨幣供給 등을 포함하는 外生變數벡터이다.

式(1) 및 (2.1)이 經濟의 진정한 構造라고 가정한다면[13] 式(1)의 추정에 있어서 Y에 대한 계수의 추정치는 式(2.1)에서 보는 바와 같이 G, X 등 外生變數의 영향뿐 아니라 r^S 및 r^d의 영향도 포함하게 된다. 즉 式(1)의 추정에 있어서 r^S 및 r^d의 계수만 보아서는 이들 利子率의 全體的인 영향을 파악할 수 없다는 사실이다.

따라서 式(1)을 추정하여 利子率의 投資에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 Y에 대한 利子率의 영향을 미리 추출해 내는 것이 필요하다 하겠다[14]. 本 硏究에서는 式(1), (2.1)을 위와 같이 再構成하여 추정하였다.

$$I=f_2(Y^\epsilon, r^s, r^d) \quad \cdots\cdots (3)$$
$$Y=g_2(r^s, r^d)+Y^\epsilon \quad \cdots\cdots (4)$$

여기서 f_2, g_2는 어떤 函數形態를 나타내며, Y^ϵ는 Y에 대한 利子率 이외의 모든 外生變數, 內生變數 등의 복합적인 영향을 나타낸다. 式(3)에서 r^S 및 r^d의 係數推定値는 投資에 대한 利子率의 영향을 나타내며, Y^ϵ에 대한 係數推定値는 Y에서 利子率의 영향을 제거한 부분의 投資에 대한 영향을 나타낸다고 할 수 있다.

2. 推定 및 結果

여기서는 式(G), (I) 혹은 式(3), (4)와 같은 아래의 式들을 想定하였다.

$$\log \widetilde{I}_t = b_0 + b_1 \log \widetilde{I}_{t-1} + b_2 \log\left(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1+r^s_{t-j})\right) + b_3 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1+r^s_{t-j})\right) + b_4 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=0}^{5}(1+r^d_{t-j})\right) + b_5 \log\left(\frac{1}{5}\sum_{j=6}^{10}(1+r^d_{t-j})\right) + \varepsilon_{1t} \quad \cdots\cdots (5)$$

$$\log \widetilde{I}_t = b_0 + b_1 \log \widetilde{I}_{t-1} + b_2 \log\left(\frac{1}{2}\sum_{j=0}^{1}(1+r^s_{t-j})\right) + b_3 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=2}^{7}(1+r^s_{t-j})\right) + b_4 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=0}^{5}(1+r^d_{t-j})\right) + b_5 \log\left(\frac{1}{5}\sum_{j=6}^{10}(1+r^d_{t-j})\right) + b_6 \log\left(\frac{1}{3}\sum_{j=0}^{2}\widetilde{Y}^\epsilon_{t-j}\right) + \varepsilon_{2t} \quad \cdots\cdots (6)$$

$$\log \widetilde{Y}_t = c_0 + c_1 \log \widetilde{Y}_{t-1} + c_2 \log\left(\frac{1}{4}\sum_{j=0}^{3}(1+r^s_{t-j})\right) + c_3 \log\left(\frac{1}{4}\sum_{j=4}^{7}(1+r^s_{t-j})\right) + c_4 \log\left(\frac{1}{6}\sum_{j=0}^{5}(1+r^d_{t-j})\right) + c_5 \log\left(\frac{1}{5}\sum_{j=6}^{10}(1+r^d_{t-j})\right) + \varepsilon_{3t} \quad \cdots\cdots (7)$$

$$\log \widetilde{Y}^\epsilon_t \equiv c_0 + c_1 \log \widetilde{Y}_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad \cdots\cdots (8)$$

---

13) 모형에 貨幣需給部門을 포함시키거나 式(1)에 實質貨幣殘高가 있다 하더라도 결국 式(1) 및 (2.1)의 형태로 요약된다.

14) 이와 같이 投資와 利子率과의 관계를 살펴보기 위해서 一般均衡論的인 접근을 시도한 논문으로는 Shapiro(1986)를 참조. 그의 Sargent(1978, 1980), Bernanke(1983) 등을 참조.

式(7), (8)은 $\widetilde{Y}_t$를 r^S 및 r^d의 영향으로 설명되는 부분과 그렇지 않은 부분, 즉 $\widetilde{Y}^{\epsilon}_t$로 나누고 있다. 式(6)은 第Ⅲ章의 式(Ⅰ)와 형태는 동일하나 $\widetilde{Y}_t$ 대신 $\widetilde{Y}^{\epsilon}_t$를 사용하는 것이 다르다. 따라서 式(6)은 投資의 움직임을 利子率의 영향에 의한 부분과 實質生産 중에서 利子率에 영향받지 않는 부분으로 나누고 있다 하겠다.

그런데 上記 式(5), (6), (7)의 推定에서 OLS를 그대로 사용하기에는 문제가 있다 하겠다[15]. 그 이유는 ϵ_{1t}, ϵ_{2t}, ϵ_{3t} 등이 각각 時差相關關係를 가질 우려가 있음을 先驗的으로 배제할 수 없는 데다가[16] r^d는 政策變數로서 어느 정도 外生性을 갖는다 하더라도 r^S 및 $\widetilde{Y}_t$ 등은 內生性을 갖는다고 판단되기 때문이다. 또한 $\widetilde{I}_t$의 過去項이 설명변수로 사용되기 때문에 Brown-Maital(1981) 등이 지적한 바와 같이 GLS의 사용 역시 부적합하다고 판단된다.

따라서 本 硏究에서는 Hansen(1982), Hansen-Singleton(1982), Hansen-Sargent(1980), Eichenbaum-Hansen-Singleton(1988), Park(1986), 朴佑奎(1987b, 1987c) 등이 사용한 GMM推定法(Generalized Method of Moments Estimator)을 사용하였다.

그런데 諸通貨指標와 實物經濟와의 관계의 분석을 위해서는 1979년말의 中心通貨指標를 변경하였던 사실을 고려하는 것이 중요한 것으로 나타났으며(朴佑奎, 1987c), 일반적으로 경세구조변동의 고려가 실제 經濟豫測에도 매우 중요한 것으로 實證分析되었다[17]. 그러나 本 硏究에서는 이러한 점을 고려하지 않았는데 이는 分析期間(1975.Ⅰ ~1987.Ⅳ) 중에 우리나라의 利子率政策이 固定利子率을 不定期的 및 人爲的으로 調整하는 정책기조에서 큰 변동이 없었다고 판단되기 때문이다.

한편 手段變數(instrument)로는 {1, r^d_{t-j}, j =0, 1, 2, ..., 7}의 「벡타」를 기본으로 사용하였으며 각 式마다 필요에 따라 적절히 r^d_{t-j}의 j를 조절하였다. 式(6)의 추정에 있어서는 今期 및 바로 前期의 實質實效換率을 手段變數로 추가하였다. 이와 같이 r^S, $\widetilde{Y}^{\epsilon}$, $\widetilde{I}_{t-1}$ 등의 手段變數로서의 사용을 배제한 것은 앞서 지적한 바와 같이 이들 변수들이 先驗的으로 內生的이라고 판단되어 이들 變數가 각 式의 오차항과 상관관계를 가질 수 있는 가능성을 배제할 수가 없기 때문이다[18].

式(5), (6), (7)의 추정결과는 〈表 3〉에 보고되었는데 〈表 2〉의 式(G)의 推定値에 비해 式(5)의 利子率의 계수의 절대치가 매우 큰 것으로 나타나고 있다. 특기할 만한 것은 $\widetilde{I}_{t-1}$의 係數推定値의 有意度가 매우 낮아진 것을 들 수 있다. 이는 時差相關度가 매우 높은 $\widetilde{I}_t$의 변동을 주로 과거 3년간의 利子率의 변동으로만 설명이 가능하다는 것을 나타낸 것으로서, 利子率의 변동이 投資에 미치는 영향이 매우 중요한 것임을 나타내고 있는 것이라 할 수 있다. 더구나 模型의 타당성 여부를 나타내는 $\chi^2(4)$가 2.46으로 模型의 設定이 실제자료와 크게 어긋나지 않음을 나타내어 위의 주장을 뒷받침한다 하겠다.

특히 r^S에 대한 반응은 2分期에서 7分期 사이에 매우 크게 나타나고 r^d에 대한 반응은

15) 式(8)은 式(7)의 추정치를 사용한 定義式이다.
16) 이들 誤差項에 대하여 어떠한 理論이 時差相關關係의 존재여부를 말해 줄 수 없기 때문이다.
17) 朴佑奎(1987a), Ferson-Merrick(1987) 등을 참조.
18) 각 式에 사용된 手段變數와 誤差項의 時差相關構造에 대한 假定은 〈表 3〉을 참조하기 바란다.

〈表 3〉 利子率(分解된 利子率)과 投資와의 關係(GMM)

說明變數	式(5)	式(5.1)	式(5.2)	式(6)	式(6.1)
常　數	6.142 (2.17)	7.778 (52.9)	2.645 (3.09)	-8.024 (-1.06)	-8.182 (-3.41)
$\log \widetilde{L}_1$	0.262 (0.76)	–	0.670 (5.99)	-0.088 (-0.20)	–
$Rs01$	-3.168 (-0.84)	–	–	0.292 (0.27)	
$Rs27$	-10.53 (-2.16)	-9.739 (-3.72)	-4.539 (-3.04)	-9.465 (-2.92)	-8.414 (-12.6)
$Rd05$	-5.052 (-1.61)	-3.799 (-8.72)	-1.434 (-3.14)	-3.442 (-2.34)	-3.085 (-16.9)
$Rd60$	0.812 (0.77)	–	–	0.249 (0.70)	–
$Y02$	–	–	–	1.911 (1.57)	1.851 (6.60)
$\chi^2(D.F.)$	2.46 (4.0)	11.52 (7.0)	8.65 (6.0)	7.47 (5.0)	11.29 (8.0)
$Prob$	0.35	0.88	–	0.81	0.81

* 式(7) $\log \widetilde{Y}_t = \underset{(1.30)}{6.21} + \underset{(0.51)}{0.286} \log \widetilde{Y}_{t-1}$

$$- \underset{(-1.84)}{2.536} \log \left(\frac{1}{4} \sum_{j=0}^{3} (1 + r^s_{t-j}) \right)$$

$$- \underset{(-1.30)}{2.579} \log \left(\frac{1}{4} \sum_{j=4}^{7} (1 + r^s_{t-j}) \right)$$

$$- \underset{(-1.37)}{1.829} \log \left(\frac{1}{6} \sum_{j=0}^{5} (1 + r^d_{t-j}) \right)$$

$$+ \underset{(1.17)}{0.556} \log \left(\frac{1}{5} \sum_{j=6}^{10} (1 + r^d_{t-j}) \right)$$

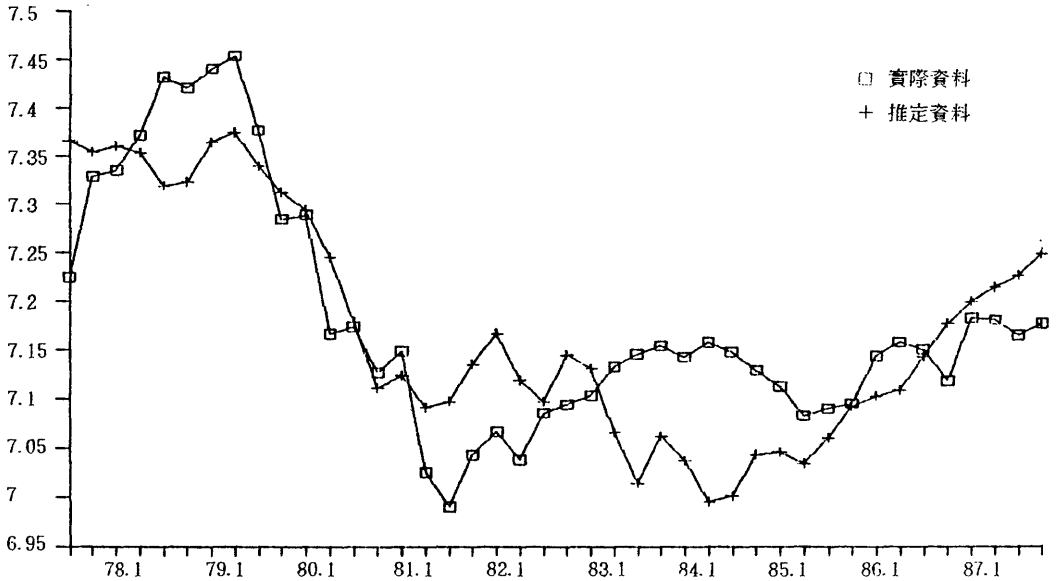
註 : 式(5), (5.1), (5.2) 및 式(7)에 대해서는 手段變數로서 벡터 $\{1,\ r^d_{t-j}\ \ j = 0, 1, \ldots, 7, \frac{1}{3} \sum_{i=8}^{10} r^d_{t-i}\}$를, 그리고 式(6) 및 式(6.1)에 대해서는 위의 벡터와 함께 t 및 t-1 期의 實質實效換率變數를 사용하였으며, 위의 모든 式에 대해 誤差項의 時差相關構造는 1을 가정하였다.

처음 6分期間에 주로 나타나고 있는데 이는 今期의 利子率의 변동은 2년이라는 시간을 두고 投資에 영향을 미친다고 해석할 수 있겠다.

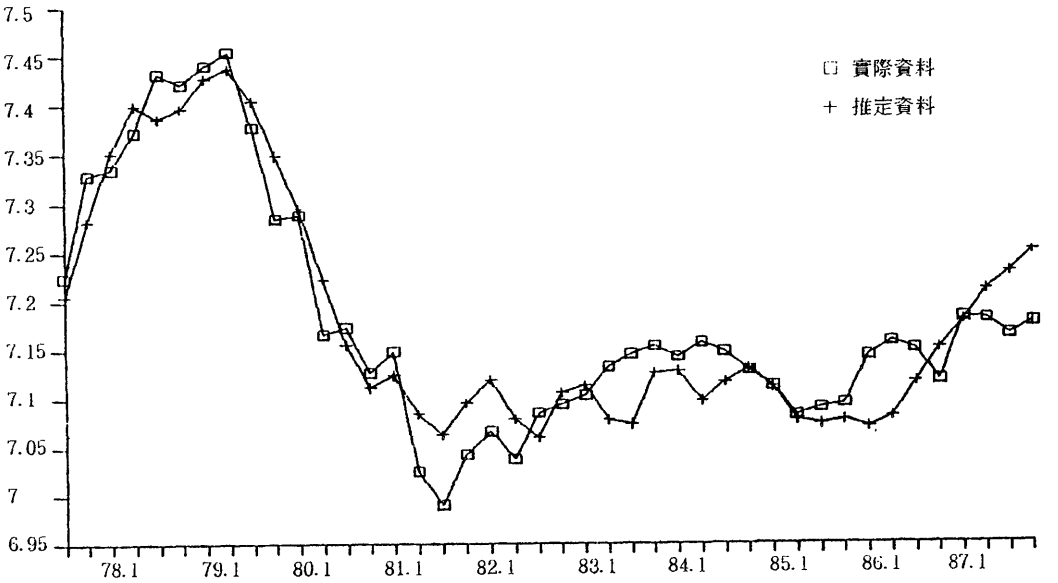
또한 r^S에 대한 投資의 반응이 r^d에 대한 것보다 훨씬 큰 것으로 추정되어 投資가 第1金融圈의 金利에 대해서보다는 第1金融圈과 第2·私金融圈間의 利子率의 격차에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타났다 하겠다. 한편 式(5)에서 統計的으로 유의하지 않은 변수들을 제외하고 다시 추정한 결과도 〈表 3〉의 式(5.1)로 報告되었으며 式(5.1)의 추정치를 사용한 模型의 適合度를 〔圖 2〕에 實際資料와 비교하는 것으로 살펴보았는데, 投資變動의 중요한 轉換點(turning point)을 포함하여 전반적인 投資의 변동이 간단한 구조식임에도 불구하고 상당히 잘 설명되고 있다 하겠다. 이는 RMSE(%)의 계산에서도 잘 나타나는데 式(5.1)의 推定値를 사용한 RMSE(%)는 1.04%이며 원래의 단위를 조정하기 위해 「로그」를 제거하여 RMSE(%)를 계산하면 7.33%로 나타나 朴元巖(1986) 및 崔長鳳(1987) 등의 投資函數의 RMSE(%)에 비하여 손색이 없다 하겠다. 그리고 $\widetilde{I}_{-1}$을 포함시켰을 경우의 推定値는 表에 式(5.2)로 나타나 있는데 역시 r^S가 r^d보다 상대적으로 더 投資에 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며 長期彈性値를 구해 보면 式(5.1)에서보다 r^S의 영향이 더 큰 것으로 나타나고 있다 하겠다. 式(5.1)은 $\widetilde{I}_t$의 過去項이 없는 式으로서 投資가 전적으로 利子率만으로 설명된 것이다.

式(6)을 추정하기 위해 式(7)의 推定値를 사용하였는데 第Ⅰ章에서 지적한 바와 같이 Y에 대한 利子率의 영향은 I와 비교하여 상대적으로 時差가 짧은 것으로 나타나고 있다. 한편 式(6)의 추정치를 살펴보면 $\widetilde{I}_{t-1}$의 係數推定値가 매우 낮아져서 $\widetilde{I}_t$의 변동이 거의 대부분 Y, r^S 및 r^d에 의해 설명이 가능한 것으로 나

〔圖 2〕 推定式(5.1)의 適合度



〔圖 3〕 推定式(6.1)의 適合度



〈表 4〉 r^S와 r^d의 交叉相關係數

$\rho_{\chi(t)\ y(t+5)}$	− 0.015	$\rho_{\chi(t)\ y(t-1)}$	− 0.332
$\rho_{\chi(t)\ y(t+4)}$	− 0.144	$\rho_{\chi(t)\ y(t-2)}$	− 0.271
$\rho_{\chi(t)\ y(t+3)}$	− 0.241	$\rho_{\chi(t)\ y(t-3)}$	− 0.284
$\rho_{\chi(t)\ y(t+2)}$	− 0.317	$\rho_{\chi(t)\ y(t-4)}$	− 0.304
$\rho_{\chi(t)\ y(t+1)}$	− 0.371	$\rho_{\chi(t)\ y(t-5)}$	− 0.237
$\rho_{\chi(t)\ y(t)}$	− 0.422	$\rho_{\chi(t)\ y(t-6)}$	− 0.216

註 : χ : r^S y : r^d

타났고, r^S에 대한 투자의 반응이 r^d에 비하여 2.8배 정도인 것으로 나타나 式(5)의 추정에서와 같이 投資의 第1金融圈과 第2·私金融圈間의 利子率 隔差의 변동에 대한 반응 정도가 第1金融圈의 利子率의 변동에 대한 정도보다 훨씬 민감한 것으로 나타났다.

한편 式(6)에서 統計的으로 별로 유의하지 않은 변수들을 제외하고 再推定한 결과는 〈表 3〉의 式(6.1)에 정리되어 있는데 역시 r^S에 대한 投資의 민감도가 r^d에 대한 것보다 2.8배 높은 것으로 나타나고 있다.

한편 Y에 대한 반응의 정도는 상당히 크며 統計的으로도 유의한 것으로 나타나고 있다. 式(6.1)의 추정치를 사용하여 實際資料와 대비하여 보면 〔圖 3〕과 같은데 特記할 만한 것은 式(6.1)이 式(5.1)과 마찬가지로 $\widetilde{I}_{t-1}$을 포함하지 않고 있음에도 불구하고 $\widetilde{I}_t$의 변동을 매우 잘 설명하고 있다는 점이다. RMSE(%)를 구해 보면 0.58%로 나타나고 「로그」를 제거한 원래의 단위로는 4.12%로서 朴元巖(1986), 崔長鳳(1987)보다 훨씬 適合度가 좋은 것으로 나타나고 있다. 여기서 주의하여야 할 사항은 〈表 3〉에 나타난 各 係數의 값은 다른 變數들이 변하지 않을 때 어떤 變數를 1% 변동시킬 때 $\widetilde{I}$가 변하는 %를 나타낸다. 그러므로 예를 들어 式(5.2)의 $Rd05$의 推定値인 −1.434는 r^S가 r^d에 의해 영향을 받지 않아 r^S의 변동이 없을 경우에 $\widetilde{I}$의 변동을 나타낸다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 r^S는 r^d의 변동에 의해 內生的으로 변동할 가능성을 배제할 수 없으므로 −1.434는 r^d의 영향의 最終結果라고는 할 수 없다 하겠다.

따라서 〈表 4〉 및 〈表 5〉에서 r^S와 r^d와의 관계를 살펴보면 r^S와 r^d 사이에는 負의 相關關係가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 예를 들어 이는 r^d가 증가하면 r^S+r^d, 즉 會社債實質收益率은 r^d가 증가하는 만큼 증가하지 않아서 r^S가 감소하는 경향을 나타내는 것이라 하겠다. 이와 같은 r^d와 r^S와의 負의 相關關係는 r^d가 r^S보다 外生的이라는 先驗的判斷을 고려할 때 r^d의 $\widetilde{I}$에 대한 궁극적인 영향은 〈表 3〉에 나타난 것보다 훨씬 줄어들 것이라는 것을 짐작하게 한다. 즉 r^d가 감소하면 r^S가 변동하지 않을 경우에는 $\widetilde{I}$를 증가시키는 효과를 미치지만 r^d의 감소는 r^S의 증가를 유발하여 $\widetilde{I}$를 감소시키는 효과도 나타낼 것으로 판단되기 때문이다. 그러므로 r^S 중 r^d의 영향을 받지 않는 부분의 $\widetilde{I}$에 대한 영향을 살펴

〈表 5〉 利子率(r^d, r^ϵ)과 投資와의 關係

說明變數	OLS					GMM				
	A	B		C		A	B		C	
	I	Rs	I	Rs	I	I	Rs	I	Rs	I
常 數	2.079 (3.32)	0.052 (23.1)	1.841 (3.19)	0.021 (3.17)	2.071 (3.24)	2.645 (3.06)	0.053 (14.6)	1.468 (2.22)	0.032 (1.14)	2.221 (2.51)
Rs_{-1}				0.612 (5.21)					0.404 (0.78)	
Rd		-0.161 (-3.29)		-0.221 (-2.38)			-0.195 (-2.85)		-0.259 (-3.14)	
Rd_{-1}				0.069 (0.75)					0.027 (0.19)	
Rd_{-2}				0.084 (0.93)					0.124 (1.02)	
L_{-1}	0.736 (9.0)		0 767 (10.1)		0.737 (8.77)	0.671 (5.99)		0.825 (9.46)		0.729 (6.43)
$Rs27$	-2.822 (-3.5)					-4.54 (-3.04)				
$R_1 27$			-2.669 (-3.54)					-3.40 (-2.71)		
$R_2 27$					-2.828 (-3.32)					-4.423 (-2.5)
$Rd05$	-0.655 (-2.06)		-0.164 (-0.68)		-0.450 (-1.56)	-1.434 (-3.14)		-0.378 (-1.82)		-0.883 (-2.72)
R^2	0.87	0.178	0.875	0.52	0.87					
$D.\ W.$	1.72	0.72	1.79	1.83	1.65					
$\chi^2(D.F)$						8.65(6)	1.49(1)	10.2(6)	0.27(1)	12.4(6)
$Prob$						0.81	0.78	0.88	0.40	0.95

보기 위해 〈表 5〉의 推定式을 이용하여 위에서 $\widetilde{Y}^\epsilon$를 구한 것과 같은 方式으로 $r^\epsilon{}_t$를 아래와 같이 구하였다.

$$r^S{}_t = h_0 + h_1 r^d{}_t + \epsilon_{1t}$$

$$r^\epsilon{}_{1t} = h_0 + \epsilon_{1t}$$

혹은

$$r^S{}_t = h_0 + h_1 r^S{}_{t-1} + h_2 r^d{}_t + h_3 r^d{}_{t-1} + h_4 r^d{}_{t-2} + \epsilon_{2t}$$

$$r^\epsilon{}_{2t} = h_0 + h_1 r^S{}_{t-1} + \epsilon_{2t}$$

式(5.2)에서 r^S 대신 위에서 구한 $r^\epsilon{}_t$를 넣

고 다시 추정한 결과 〈表 5〉와 같은 값을 얻었다.

〈表 5〉에 의하면 위에서 언급한 바와 같이 r^d의 $\widetilde{I}$에 미치는 궁극적인 영향이 $r^e{}_i$에 비해 상대적으로 많이 감소된 것으로 나타나고 있다. 즉 〈表 5〉에는 위의 과정을 OLS 및 GMM으로 각각 추정하였는데 OLS로 추정했을 경우에는 r^d의 $\widetilde{I}$에 대한 영향은 r^S에서 r^d의 영향을 추출해 내지 않았을 경우(A列)보다 그 絶對値 및 有意度가 낮아지는 것으로 나타나고 있다(B列, C列). 한편 GMM으로 推定하였을 경우에도 마찬가지 현상이 나타나고 있는데 단지 r^d의 영향이 r^S의 영향에 비해 그 크기는 상대적으로 작아지나 계속 유의한 것으로 나타나고 있다(C列).

〈表 5〉의 결과를 종합적으로 판단해 보면 r^d 변동의 투자에 대한 負의 영향은 r^d가 r^S에 負의 相關關係를 가짐으로써 많이 상쇄되어 온 경향을 나타내고 있다 하겠다. 이러한 결과는 예를 들어 r^d를 감소시켜 $\widetilde{I}$를 증가시키려는 政策은 會社債實質收益率이 r^d가 감소한 폭 혹은 그 이상으로 감소(r^S가 불변이거나 감소)하지 않는 한 기대하는 성과를 얻지 못할 것이라는 것을 나타낸다 하겠다.

그런데 r^S가 만약 零이라면, 즉 第1金融圈과 第2·私金融圈間에 利子率差가 존재하지 않는다면 r^d의 변동은 그 영향이 상쇄됨이 없이 $\widetilde{I}$에 영향을 미친다고 할 수 있다. 즉 r^d를 직접 변경시키는 利子率政策이 實物經濟에 미치는 效果는 각 金融圈間의 利子率差가 작을수록 波及過程에서 상쇄됨이 없이 實物經濟에 전달될 수 있을 것이다.

V. 結　論

本 硏究의 공헌은 아래의 세 가지로 大別할 수 있다. 첫째는 우리나라의 企業이 必要資金을 第1金融圈과 第2·私金融圈에서의 借入에 의해 대부분 조달한다는 점에 주목하여 投資函數에 사용되는 關聯利子率들을 이들 金融圈의 代表利子率들을 사용하여 재정립한 데 있다. 둘째는 投資가 生產活動에 사용되기에는 時差가 존재한다는 개념을 도입하고 위의 재정립된 關聯利子率들을 사용한다면 기존의 연구에서 얻지 못하였던 利子率과 投資와의 뚜렷한 負의 關係를 얻을 수 있다는 점을 보인데 있다. 세째는 이러한 결과가 보편타당하다는 점을 一般均衡論的인 해석을 가함으로써 확인하였다는 점이다.

本 硏究의 가장 중요한 실증분석결과는 아래 세 가지로 요약될 수 있다.

(1) 利子率의 변동은 최소 2년의 時差를 두고 投資에 負의 영향을 미친다는 사실이다. 특히 과거 2년간의 利子率의 변동만으로도 대강의 投資의 변동을 旣存의 巨視經濟模型을 사용했을 경우보다 더 잘 추적할 수 있는 것으로 나타났다. 이는 첫째로 우리나라에는 消費者金融이 미미했던 사실에 비추어 볼 때 投資가 利子率의 實物經濟에 대한 波及構造의 중요한 부분일 수밖에 없다는 先驗的 判斷과 부합된다 하겠으며, 둘째로 利子率政策의 단기적인 通貨·信用政策의 일환으로서뿐 아니라

장기적인 産業構造政策으로서의 중요성도 나타낸다 하겠다. 즉 이와 같이 利子率의 投資에 대한 效果에 時差가 존재하고 그 효과 역시 매우 중요하다는 사실은 利子率政策의 수립에 있어서 長期的 眼目을 가지고 정책을 수립해 나가야 한다는 것을 시사한다 하겠다. 예를 들어 不況이 도래하였을 때 利子率를 낮추려고 하는 것은 이미 늦다는 것이다.

한편 이와 같이 利子率이 投資에 미치는 효과가 매우 중요하게 나타나고 있는 것은, 최근 通貨政策當局이 총통화목표치를 달성하기 위해 매우 어려움을 겪고 있는 점에 비추어 볼 때 通貨政策에 지워진 과도한 부담을 경감시킬 수 있다는 점에서 매우 고무적이라 할 수 있다. 즉 利子率의 효과가 매우 중요함에도 불구하고 그간의 短期金融政策의 수행에서 利子率이 지나치게 경시되고, 그 반면 通貨가 필요 이상으로 중시되어 옴으로써 通貨政策 수행의 여건이 오히려 더 악화되었다는 면이 없지 않다 하겠다. 다시 말하면 總通貨(M_2)를 중요시해 온 通貨政策이 오히려 總通貨의 중요성을 하락시키는 결과를 초래하였다는 것인데, 그간 總通貨의 엄격규제가 주요 政策手段으로 채택되어 옴으로써 第2金融圈이 상대적으로 크게 성장하여 總通貨가 경제 전체의 流動性을 나타내는 指標[19]로는 이미 그 유용성을 상당히 상실하였다고 볼 수 있다[20].

따라서 利子率의 政策的 重要性을 提高시키는 政策運用, 즉 利子率의 自由化와 이에 따른 총통화목표치 달성의 중요성을 상대적으로 저하시키는 利子率·通貨政策의 調和的인 運用이 필요하다 하겠으며, 이를 통해 通貨量 엄격규제에 지워진 과도한 通貨政策의 부담을 덜 수 있다고 생각된다.

(2) 會社債流通收益率(第2·私金融圈의 代表利子率로 本 硏究에서 假定)과 1년만기 定期預金金利(第1金融圈의 代表利子率로 假定)간의 격차(利子率差)에 투자가 특히 크게 반응한다는 결과이다. 즉 利子率差가 클수록 投資가 감소하는 경향을 나타내고 있어 投資의 확충을 위해서는 이 利子率差를 줄일 수 있는 방향으로 通貨·利子率政策을 수행해 나가야 한다는 점이다.

(3) 또한 實證分析結果에 의하면 예를 들어 定期預金利子率을 낮추더라도 會社債收益率은 그 폭만큼은 낮아지지 않아 오히려 利子率差는 확대되는 경향을 보여왔다는 결과이다. 따라서 定期預金利子率變動의 投資에 대한 궁극적인 영향은 파급과정에서 많이 상쇄되고 있다. 그러므로 政策當局이 投資를 진작시키기 위하여 第1金融圈만의 利子率을 하향조정시키는 정책을 채택하여도 기대하는 효과를 얻기가 어려우며 第1金融圈을 대상으로 하는 利子率政策이 實物經濟에 영향을 미치려면 利

19) 1970년대말에 中心通貨指標를 M_1에서 M_2로 변경한 것은 당시의 인플레를 억제하기 위해서는 總需要의 관리가 필요하다는 인식에서 M_2가 總需要를 나타내는 가장 적절한 指標로 판단되었기 때문이다.

20) 이와 관련하여 總通貨가 物價對策關聯指標로는 적절치 못함이 지적되었고(朴佑奎, 1987c), 中心指標로도 적절치 못하여 이를 변경해야 한다는 주장도 제기되고 있는 실정이다(朴在潤, 1988). 또한 總通貨의 엄격규제가 實質生產 및 物價에 부작용을 미치기 때문에 이를 中心指標로 계속 사용할 경우에는 伸縮的인 通貨運用이 필요하다는 지적이 있다(朴佑奎, 1987c).

子率差를 축소시킬 수 있어야 할 것으로 생각한다[21].

이러한 결과는 최근 활발히 논의되고 있는 利子率自由化의 方向은 第1金融圈과 第2·私金融圈間의 利子率差를 축소시킬 수 있도록 설정되는 것이 바람직함을 의미한다 하겠다. 그 이유는 첫째 利子率差가 축소될수록 投資가 증가되는 것으로 보아 利子率差의 축소는 企業經營環境의 好轉으로 해석될 수 있으므로 利子率差의 縮小가 장기적으로 지속될 수 있다면 투자의 지속적 확충에 의한 생산능력의 확대와 물가안정을 도모할 수 있기 때문이며, 둘째로 앞으로 通貨政策運用의 間接規制方式으로의 轉換 및 利子率自由化의 시기를 맞이하여 政策手段의 有效性을 提高할 수 있기 때문이다. 즉 通貨·利子率政策이 어떠한 수단을 사용하여도 결국 利子率을 변동시킴으로써 그 파급효과를 얻는다면 利子率差가 작을수록 정책의 영향이 波及過程에서 상쇄됨이 없이 實物經濟에 전달될 것이기 때문이다.

결국 利子率差를 축소시킨다면 投資가 증가하고 通貨·利子率政策의 有效性이 提高될 것으로 나타나고 있는 것은 利子率差의 축소는 곧 金融의 效率性提高를 수반한다고 해석할 수 있다 하겠다. 그러므로 최근 논의되고 있는 利子率自由化가 궁극적으로는 金融產業의 효율성을 제고시키기 위한 것이라면 利子率差의 縮小가 利子率自由化의 핵심과제라고 주장할 수 있다 하겠다. 그런데 第1金融圈 利子率의 下向調整이 利子率差를 오히려 확대시켜 왔던 것으로 보아 利子率差의 縮小는 단기적인 通貨·利子率政策이나 部分的인 利子率調整 등으로는 달성될 수 없고, 金融部門 全般의 구조개선을 수반하는 광범위한 利子率自由化가 병행되어야 가능하다고 생각된다[22].

21) 그런데 만약 利子率差가 거의 무시할 정도로 작다면 第1金融圈의 利子率變動은 그 효과가 상쇄됨이 없이 實物經濟에 영향을 미친다 하겠다.

22) 전반적인 金融構造의 改善에 관해서는 趙淳(1986) 참조. 利子率自由化의 우선순위 및 그 방법론에 관해서는 朴英哲(1988), 邊陽浩(1988) 참조. 그의 現制度의 운영실태와 개선방안에 관해서는 鄭健溶(1987) 참조.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金永伯, 「우리나라의 短期金融市場」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1987.6.

金重雄, 「適正金利水準의 摸索과 우리나라 金利政策의 方向」, 『韓國開發研究』, 第 5 卷 第 3 號, 韓國開發研究院, 1983 가을.

閔丙均, 「우리나라 金利論爭의 背景과 理論」, 『經濟發展과 金融產業』, 韓國投資金融株式會社, 1981.

朴英哲, 『金融發展의 課題와 政策』, 高麗大學校出版部, 1988.

朴佑奎, 「TVBVAR模型을 이용한 三低效果의 分析」, 『韓國開發研究』, 第 9 卷 第 1 號, 韓國開發研究院, 1987 봄, 1987a.

_____, 「消費者 效用極大化에 의한 通貨指標의 選定」, mimeo, 韓國開發研究院, 1987b.

_____, 「總通貨(M_2)規制의 影響과 中心通貨指標의 再定立」, 『韓國開發硏究』, 第 9 卷 第 4 號, 韓國開發硏究院, 1987 겨울, 1987c.

朴元巖, 「金利效果의 構造的 分析」, 『韓國開發硏究』, 第 7 卷 第 4 號, 韓國開發硏究院, 1985 겨울.

_____, 「韓國經濟의 分期計量模型」, 『韓國開發硏究』, 第 8 卷 第 2 號, 韓國開發硏究院, 1986 여름.

朴在潤, 「經濟安定과 適正通貨政策」, 第 5 次 學術심포지움, 全國銀行聯合會 金融經濟硏究所, 1988. 3.

邊陽浩, 「金利調整의 意味와 金利運用方向」, 월례토론회논문, 全國銀行聯合會 金融經濟硏究所, 1988. 5.

司空壹, 「金融과 經濟發展」, 『韓國開發硏究』, 第 2 卷 第 3 號, 韓國開發硏究院, 1980 가을.

沈 革, 「金融革新의 現況과 問題點」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1988. 4.

李相萬, 「우리나라에 있어서 金利가 貯蓄, 投資에 미치는 影響」, 韓國經濟硏究院, 1987.

鄭健溶, 『우리나라 金融政策 運營現況과 改善方案』, 硏究報告 87-03, 韓國開發硏究院, 1987.

趙 淳, 「金融産業의 現況과 課題」, 『續 韓國經濟의 現實과 進路』, 比峰出版社, 1986.

崔長鳳, 「우리나라 經濟의 分期巨視模型」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1987. 8.

Abel, Andrew and Oliver Blanchard, "The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment," *Econometrica*, March 1986, pp. 249~273.

Barro, Robert, *Macroeconomics*, New York: John Wiley & Sons, 1984.

Bernanke, Ben, "The Determinants of Investment: Another Look," *American Economic Review; Papers and Proceedings*, May 1983, pp. 71~75.

Bischoff, Charles, "The Effect of Alternative Lag Distributions," in *Tax Incentives and Capital Spending*, Gary Fromm(ed.), The Brookings Institution, 1971.

Brown, Bryan and Shlomo Maital, "What Do Economists Know? An Empirical Study of Experts' Expectations," *Econometrica*, March 1981, pp. 491~504.

Clark, Peter, "Investment in the 1970s: Theory, Performance, and Prediction," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1979.

Cumming, Christine and Lawrence Sweet, "Financial Structure of the G-10 Countries: How Does the United States Compare?" *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, Winter 1987-88.

Eichenbaum, Martin, Lars Peter Hansen, and Kenneth Singleton, "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, February 1988, pp. 51~78.

Ferson, Wayne and John Merrick, "Non-Stationarity and Stage-of-the-Business Cycle Effects in Consumption-Based Asset Pricing Relations," *Journal of Financial Economics*, 1987, pp. 127~146.

Gordon, Robert and John Veitch, "Fixed Investment in the American Business

Cycle, 1919~1983," in *American Business Cycle*, 1984.

Hall, Robert, "Investment, Interest Rates, and the Effects of Stabilization Policies," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1977.

Hall, Robert and Dale Jorgenson, "Tax Policy and Investment Behavior," *American Economic Review*, 1967, pp.391~414.

Hansen, Lars Peter, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, July 1982, pp.1029~1054.

Hansen, Lars Peter and Kenneth Singleton, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica*, September 1982, pp.1269~1286.

Hansen, Lars Peter and Thomas Sargent, "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1980, pp.7~46.

Hayashi, Fumio, "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, Jan.1982, pp. 213~224.

Jorgenson, Dale, "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Review*, 1963, pp.247~259.

Kydland, Finn and Edward Prescott, "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, November 1982, pp.1345 ~1370.

Laurent, Robert, "An Interest Rate-Based Indicator of Monetary Policy," *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, Jan./Feb. 1988, pp.3~14.

Long, John and Charles Plosser, "Real Business Cycles," *Journal of Political Economy*, February 1983, pp.39~69.

Lucas, Robert E., "Adjustment Costs and the Theory of Supply," *Journal of Political Economy*, 1967.

_____, and Edward Prescott, "Investment under Uncertainty," *Econometrica*, September 1971, pp.659~681.

Lucas, Robert E. Jr., "Understanding Business Cycle," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1977.

_____ and Leonard Rapping, "Real Wages, Employment, and Inflation," *Journal of Political Economy*, 1969, pp.721~754.

McCallum, Benett, "Monetarist Rules in the Light of Recent Experience," *American Economic Review; Papers and Proceedings*, May 1984, pp.388~391.

_____, "Real Business Cycle Models," Working Paper, National Bureau of Economic Research, Inc., Jan.1988.

McKinnon, Ronald, *Money and Capital in Economic Development*, The Brookings Institution, 1973.

Meek, Paul, *U.S. Monetary Policy and Financial Markets*, Federal Reserve Bank of New York, 1982.

Meltzer, Allan, "On Monetary Stability and Monetary Reform," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, September 1987.

Mote, Larry, "Looking Back: The Use of Interest Rates in Monetary Ploicy," Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, Jan./Fed. 1988, pp.15 ~29.

Park, Jong Ahn, "Gestation Lags in

Investment, Empirical Study in Aggregate Fluctuations," unpublished Ph.D. dissertation, Carnegie-Mellon University, 1985.

Park, Wookyu, "On Interest Rates in the Firm's Problem: A Study on the Relationship Between Interest Rates and Investment," mimeo, Carnegie-Mellon University, 1983.

_____, "Two Essays on Shopping Time Technology Monetary Economies," unpublished Ph.D. dissertation, Carnegie-Mellon University, 1986.

Prescott, Edward, "Theory Ahead of Business Cycle Measurement," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1986.

Sargent, Thomas, "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations," *Journal of Political Economy*, 1978.

_____, *Macroeconomic Theory*, Academic Press, Inc., 1979.

_____, "'Tobin's q' and the Rate of Investment in General Equilibrium," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1980.

Shapiro, Matthew, "Investment, Output, and the Cost of Capital," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1986.

Siow, Aloysius "Interest Rates and Investment Spending: Some Empirical Evidence for Postwar U.S. Producer Equipment, 1947-1980," *Journal of Business*, Oct. 1985, pp.359~375.

Suzuki, Yoshio, "Monetary Policy in Japan: Transmission Mechanism and Effectiveness," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, 1984.

Takagi, Shinji, "Recent Developments in Japan's Bond and Money Markets," *Journal of the Japanes and International Economics*, 1988.

Taylor, John, "The Swedish Investment Funds System as a Stabilization Policy Rule," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1982.

_____, "Optimal Stabilization Rules in a Stochastic Model of Investment with Gestation Lags," Kalin, Amemiya, and Goodman(eds.), *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*, Academic Press, 1983.

Tobin, James, "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1969.

Turner, Philip, "Savings, Investment and the Current Account: An Empirical Study of Seven Major Countries, 1965-1984," Bank of Japan, 1986.

Van Wijnbergen, S., "Interest Rate Management in LDC's," *Journal of Monetary Economics*, 1983, pp.433~452.

Von Furstenberg, George, "Corporate Investment: Does Market Valuation Matter in the Aggregate?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 1977.

輸出市場多邊化를 위한 二段階쿼타配分制度의 經濟效果

朴 泰 鎬

대부분의 輸出自律規制實施國들은 總쿼타의 일부를 開放쿼타로 할당하여 輸出單價와 非規制國 輸出實績에 비례하여 배분하는 二段階쿼타配分制度를 택하고 있으며 이는 輸出自律規制에서 오는 輸出所得과 輸出物量의 감소를 輸出市場多邊化를 통해 줄이려는 政策的 努力으로 해석된다. 本稿는 部分均衡分析을 통해 非規制國 輸出實績을 開放쿼타의 配分基準으로 하는 二段階쿼타配分制度가 基本쿼타에만 의존하는 單一쿼타配分制度보다 非規制國 輸出物量을 증가시키고 이에 따른 輸出所得의 변화는 非規制國의 輸入需要彈力性에 의해 결정됨을 보인 반면 開放쿼타를 얻기 위한 기업의 경쟁행위가 非規制國 輸出價格을 限界生產費 이하의 수준으로 하락시켜 資源配分의 非效率을 초래할 수 있으며 이는 바로 GATT規定에 위배되는 덤핑事例를 유도할 수 있음을 보였다. 따라서 輸出쿼타配分制度를 운용함에 있어서 資源配分의 效率과 國際貿易環境에 미치는 영향 등을 충분히 고려해야 할 것이다.

I. 序 論

1940년대 이후 GATT는 여러 차례의 多者間貿易協商(multilateral trade negotiations)을 통해 關稅障壁(tariff barriers)을 완화시키는 데 크게 공헌하였다. 특히 1973년에 시작하여 1979년에 종결된「도쿄라운드」多者間貿易協商은 선진국들의 平均關稅率을 4~8% 수준으로 인하시켰으며, 이로 인해 선진국에서 주요 保護貿易手段으로 사용되어 왔던 關稅는 그 역할이 대폭 줄어들게 되었다. 이와 같이 關稅障壁이 완화되자 非關稅障壁(non-tariff barriers)이 선진국의 새로운 保護貿易手段으로 등장하게 되었으며, 이러한 新保護主義

筆者 : 本院 硏究委員

* 本稿는 世界銀行의 Senior Economist인 Jaime de Melo와의 共同硏究에서 일부 인용하였음을 밝힌다. 韓國經濟學會 定期學術大會(1988.2.9)에서 論評해 주신 梨花女大 安洪植 敎授 그리고 本稿의 論評을 맡아 주신 金址鴻 博士와 慶熙大 張義泰 敎授에게 감사를 표한다.

(new protectionism)는 開途國들의 對先進國輸出을 심각하게 위협하고 있다. 世界銀行의 한 연구보고서에 의하면 1983년 開途國들에 의한 對先進國輸出의 34% 이상이 非關稅障壁에 의해 규제되었으며 非關稅障壁의 사용빈도와 규제범위가 증가추세에 있는 것으로 나타났다[1].

非關稅障壁에 속하는 貿易規制의 형태는 다양하나 그 중에서도 최근 매우 빠른 속도로 확산되어 非關稅障壁의 대표적인 輸入規制形態로 등장한 것은 雙務協商(bilateral negotiation)을 통해 輸出國으로 하여금 輸出物量을 규제토록 하는 輸出自律規制(voluntary export restraint)라 하겠다. 輸出自律規制는 특히 섬유, 의류, 신발, 철강 등을 낮은 비용으로 생산하여 수출하는 開途國들을 대상으로 하는 경우가 대부분이다. 世界銀行의 同 報告書에 의하면, 1983년 開途國의 對先進國 工產品輸出의 12% 이상이 輸出自律規制에 의해 규제받았으며, 그 사용빈도 및 규제범위가 확대된 것으로 나타났다.

이와 같이 輸出自律規制가 非關稅貿易障壁의 대표적인 輸入規制形態로 확산됨에 따라 輸出自律規制의 經濟效果, 制度 및 政治經濟學(political economy)的인 측면 등에 대해 많은 연구가 진행되어 왔으며 이러한 연구는 크게 다음 세 분야로 정리될 수 있다.

첫번째 연구분야는 輸出自律規制의 厚生分析(welfare analysis)에 관한 것으로, 대부분의 연구가 輸出自律規制協商을 주도한 輸入國經濟에 미치는 厚生效果(welfare effect)를 분석하였으며, 관세를 통한 輸入制限보다 輸出自律規制에 의한 輸入制限이 더 큰 厚生費用(welfare cost)을 초래한다고 보고하고 있다[2].

이러한 결론은 輸出物量의 規制로 인해 발생하는 地代(rent)가 輸出國으로 이전되는 데서 기인한다고 분석하고 있다. 이러한 연구결과는 최근 輸出國으로의 地代移轉(rent transfer)을 輸入國으로 전환시키기 위한 輸入쿼타競賣(auctioning of import quota)制度의 논의를 촉진시킨 바 있다[3].

두번째 연구분야는 輸出自律規制가 확산되는 근본적인 배경에 관한 것으로, 대부분의 연구는 輸出自律規制가 GATT體制 밖의 輸入規制形態인 동시에 物量規制에서 오는 地代가 수출국으로 이전되기 때문에 수입국과 수출국 모두가 輸出自律規制를 선호하게 되며, 바로 이것이 輸出自律規制 확산추세의 근본적인 요인이라고 보고하고 있다. 특히 輸出自律規制는 GATT條項 19條에 근거한 輸入規制措置와는 달리 最惠國(most favored nation)原則에 의한 對輸出國 補償의 부담을 주지 않으며, 雙務協商에 의해 신속히 취해질 수 있고, 또한 규제내용이나 효과 등이 외부에 명확히 드러나지 않아 수입국들이 이를 선호한다고 분석하였다[4]. 輸出自律規制의 擴散과 GATT내 緊急輸入制限措置(safeguards)와의 관계는 금번 「우루과이 라운드」多者間協商에서도 중요한 이슈의 하나로 다루어지고 있다[5].

---

1) Nogues-Olechowski-Winters(1986) 參照.
2) 이러한 結論을 내린 대표적인 硏究報告書로는 신발수출의 VER을 다룬 Pearson(1983), VCR·자동차·신발수출의 VER을 다룬 Greenaway-Hindley(1985), 철강수출의 VER을 다룬 Tarr(1987) 등을 들 수 있다.
3) 미국의 輸入쿼타競賣制度를 논의한 Bergsten-Elliott-Schott-Takacs(1987) 參照.
4) 이와 같은 논의는 Bhagwati(1986)에 잘 정리되어 있다.
5) Hindley(1987)는 GATT조항 19조에 근거한 緊急輸入制限措置를 적용하는 데 필요한 條件과 義務 등을 완화할 경우 VER의 사용을 금지하는 것

세번째 연구분야는 輸出商品構成의 高價化(export mix upgrading), 非規制國을 통한 迂廻輸出(transshipment), 非規制國에로의 直接投資 등 輸出自律規制實施國의 適應現象에 관한 것이다. 대부분의 연구는 輸出自律規制가 몇몇 輸出國의 輸出物量만을 규제하고 또한 規制對象品目을 세분하지 않기 때문에 위의 현상이 나타나는 것으로 보고하고 있다[6]. 또한 이러한 迂廻輸出과 海外直接投資를 통한 수출은 輸入國이 輸出自律規制協定을 맺게 된 기본목적, 즉 國內產業保護를 위한 輸入制限의 효과적 달성을 어렵게 한다는 지적도 있다[7].

本 硏究는 위의 세번째 연구분야에 속하는 것으로 輸出自律規制를 위한 輸出쿼타配分時 基本쿼타(basic quota)와 開放쿼타(open quota)를 함께 배분하는 二段階쿼타配分制度(two-tier quota allocation system)에 대하여 그 도입동기와 배분방법, 후생효과 등을 이론적으로 분석하고자 한다. 또한 本 硏究는 신발貿易에 대해 Hamilton(1986b)이 지적한 바 있는 소위 「도미노」(Domino)현상, 즉 한 수출국이 특정수입국과 輸出自律規制協定을 맺은 후 일부 다른 수입국들도 동일수출국과 輸出自律規制協定을 체결하게 되는 현상과 輸出自律規制의 확산과 더불어 덤핑提訴가 증가하는 현상 등이 二段階쿼타配分制度와 어떠한 관계가 있는지를 분석해 보고자 한다.

本稿의 構成은 다음과 같다. 第Ⅱ章에서는 輸出自律規制時 韓國을 비롯한 많은 나라들이 일반적으로 사용하고 있는 二段階쿼타配分制度를 설명하며, 특히 二段階쿼타配分制度에서 開放쿼타를 할당하는 근본동기와 그 배분기준을 槪觀한다. 第Ⅲ章에서는 輸出쿼타配分制度를 분석하기 위한 간단한 部分均衡模型을 먼저 소개하고, 이 모형을 이용하여 基本쿼타와 開放쿼타를 함께 배분하는 二段階쿼타配分制度가 輸出自律規制를 이행함에 있어서 開放쿼타를 할당한 근본동기를 충족시켰는지를 검토한다. 第Ⅳ章에서는 第Ⅲ章에서의 분석을 바탕으로 二段階쿼타配分制度가 經濟效率의 側面에서 基本쿼타만을 배분하는 單一쿼타配分制度(single quota allocation system)의 경우와 어떻게 다른가를 比較分析한다. 第Ⅴ章에서는 輸出自律規制時 非規制國으로의 輸出市場多邊化를 위한 政策的 努力에 대한 政治經濟的인 동기를 究明하고, 또한 輸出自律規制의 확산과 더불어 덤핑提訴가 증가하는 현상이 二段階쿼타配分制度와 연관될 수 있음을 지적한다. 끝으로 第Ⅵ章에서는 논문의 要約과 結論을 제시하고자 한다.

Ⅱ. 輸出自律規制와 쿼타配分制度

輸出自律規制는 수입국이 關稅 또는 輸入쿼타 등을 통하여 수입을 규제하는 대신 雙務協定을 맺어 수출국으로 하여금 輸出物量을 규

이 開途國 立場에서 유리한 것인지를 분석하였다. 그는 VER規制를 현재 상태로 두고 오히려 GATT 조항 19조의 條件과 義務를 강화시키는 것이 開途國에 유리할 것으로 결론짓고 있다.

6) 輸出商品構成의 高價化의 理論的 分析은 Falvey(1979), Rodriguez(1979), Chang(1984), Bark-de Melo(1987)에 잘 되어 있으며 이에 대한 實證分析은 신발輸出의 VER을 예로 한 Chang(1984)과 Aw-Roberts(1986), 鐵鋼輸出의 VER을 예로 한 Boorstein(1986), 자동차의 VER를 예로 한 Feenstra(1985)와 Crandall(1987) 등이 있다.

7) Baldwin(1982)은 신발과 纖維의 輸出에 대한 輸入規制가 바로 이러한 점에서 그 목적을 달성시키지 못함을 지적하였다.

제하게 하는 輸入規制措置로서 다음 두 가지 고유의 특징을 지니고 있다. 輸出自律規制下에서의 첫번째 특징은 특정수입국으로의 輸出物量만을 규제한다는 것이고, 두번째 특징은 規制對象品目이 세분되어 있지 않아 여러 품목의 輸出總量만을 규제한다는 것이다. 이러한 특징은 輸出自律規制로 인해 自國의 輸出物量과 輸出所得의 減少에 직면하게 되는 수출국으로 하여금 非規制國으로의 輸出市場多邊化(export market diversification)와 規制國으로 수출하는 商品의 高價品化를 위한 정책적 노력을 할 수 있는 여지를 마련해 주게 된다. 輸出自律規制實施國들이 輸出市場多邊化와 輸出商品의 高價品化를 위해 흔히 사용하고 있는 政策手段의 하나는 非規制國으로의 輸出實績과 輸出商品의 平均單價 등을 고려하여 輸出쿼타를 배분하는 것이다.

이러한 輸出쿼타配分制度의 보다 구체적인 예는 韓國의 現行 쿼타配分制度에서 찾아볼 수 있다. 韓國의 輸出쿼타는 대부분 基本쿼타와 開放쿼타로 나누어지는 소위 二段階쿼타配分制度의 형태를 취하고 있다. 雙務協定에 의해 결정된 規制對象品目의 輸出物量은 우선적으로 既存輸出業體들에게 前年度 輸出實績에 비례하여 배분된다. 이와 같이 배정되는 쿼타가 基本쿼타이며, 이의 특징은 輸出自律規制가 실시되는 시점에서 수출에 참여했던 업체들의 既得權을 보호해 준다는 점이다. 한편 開放쿼타는 基本쿼타가 배정되고 난 잔여부분, 兩國間協定에 의한 輸出쿼타의 증가분, 그리고 基本쿼타의 未消盡分 등으로 구성되며, 開放쿼타는 대부분 平均輸出單價와 非規制地域으로의 輸出實績에 비례하여 배분된다. 開放쿼타의 특징은 모든 輸出業體에게 문호가 열려 있다는 점이며, 이는 既得權이 없는 신규 수출업체에게도 참여의 기회를 주는 역할을 한다. 〈表 1〉은 韓國에서 輸出自律規制를 실시하고 있는 각 상품의 輸出組合別 쿼타配分方法을 정리한 것으로, 조합별로 다소간 차이는 있으나 대체적으로 비슷한 쿼타配分原則을 택하고 있음을 볼 수 있다.

이와 같이 수출품의 가격이 輸出쿼타配分의 주요기준의 하나가 되고 있음은 輸出自律規制로 인한 輸出所得의 감소를 최소화하기 위한 수출국의 노력이 정책적으로 반영된 것이라 할 수 있으며, 이는 輸出自律規制 實施後 나타나는 輸出商品의 高價化現象을 잘 설명해 준다. 輸出쿼타配分制度와 輸出商品의 高價化와의 관계에 대해서는 서론에서도 지적하였듯이 이미 많은 연구가 이루어졌다[8]. 한편 非規制國으로의 輸出實績이 開放쿼타配分의 주요기준의 하나가 되고 있음은 輸出自律規制로 인한 輸出物量과 輸出所得의 감소를 輸出市場多邊化를 통해 最小化하기 위한 또 하나의 정책적 노력이라 하겠다. 그러나 이에 대해서는 아직 심층적인 연구가 이루어지지 않고 있으며, 특히 非規制國으로의 輸出實績을 配分基準으로 한 開放쿼타制의 도입이 資源配分 및 輸出所得 등에 미치는 효과에 대한 분석이 미흡한 실정이다. 本稿의 주요 목적은 바로 이러한 분야의 연구를 보강시키고 나아가 輸出쿼타配分制度를 정책적으로 개선시킬 수 있는 방안을 講究하는 데 있다.

8) 註 6 참조.

〈表 1〉 韓國의 輸出쿼타配分制度

品 目	輸出對象國	쿼타配分基準	
		基本쿼타	開放쿼타
纖 維	美國, 캐나다	前年度 輸出實績	L/C上의 輸出單價
	EC, 노르웨이,	前年度 平均輸出單價	前年度 平均輸出單價
	핀란드,오스트리아		前年度 非規制地域輸出實績
絹織物	日 本	前年度 輸出實績	前年度 平均輸出單價
綿 絲	日 本	前年度 輸出實績	L/C上의 輸出單價
運動用革靴	美 國	前年度 輸出實績	L/C上의 輸出單價
			前年度 平均輸出單價
			前年度 非規制地域輸出實績
신발類	英 國	前年度 輸出實績	L/C上의 輸出單價
			前年度 平均輸出單價
金屬製洋食器	美國, 英國,	前年度 輸出實績	基本쿼타 保有率
	西獨, 베네룩스	前年度 輸出金額	前年度 非規制地域輸出實績
黑白 TV	英 國	前年度 輸出實績	基本쿼타 保有率
		前年度 輸出價格	前年度 平均輸出單價
			前年度 非規制地域輸出實績
普通鋼	美 國	前年度 輸出實績	新製品 輸出實績
			小規模業體 및 新規業體
			前年度 非規制地域輸出實績

註 : 基本쿼타와 開放쿼타의 相對的 比率은 品目別로 상이하며, 또한 協定에 의한 쿼타의 增加率과 消盡實績에 따라 매년 변경된다. 輸出組合의 1988년 자료에 따르면 開放쿼타의 比率이 신발의 경우 10%, 鐵鋼의 경우 9.5%, 纖維類의 경우 15%로 배정되어 있다.

資料 : 李性燮,「輸出自律規制와 쿼타配分制度 改善方案」,『韓國開發硏究』 第6卷 第3號, 韓國開發硏究院, 1984 가을.

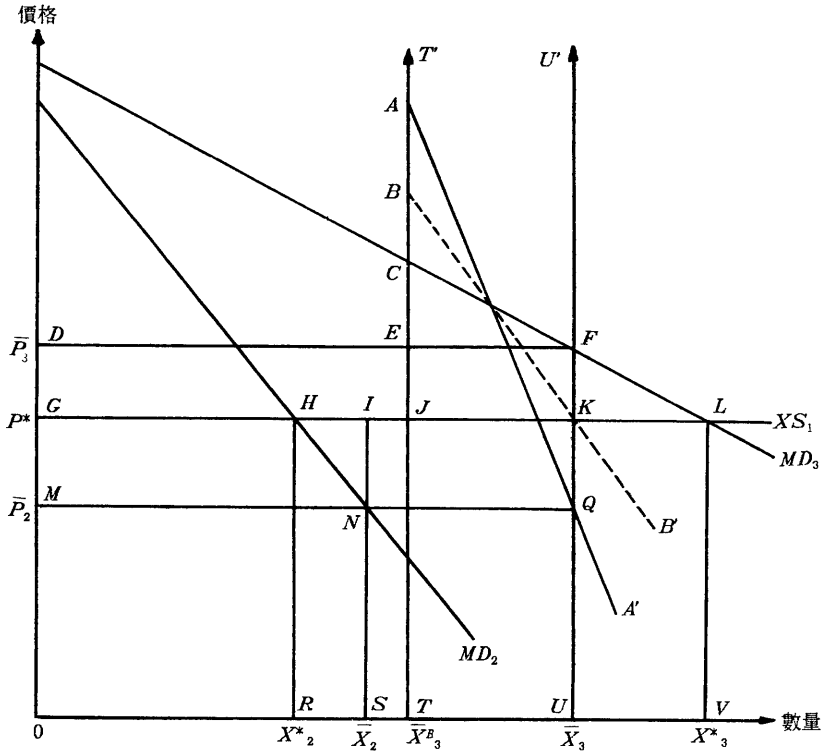
Ⅲ. 部分均衡模型下에서의 二段階 쿼타配分制度

本章에서 소개된 모형은 輸出쿼타配分制度의 경제효과를 분석하기 위한 部分均衡模型으로, 다음과 같은 基本假定下에 세워졌다.

(1) 財貨 X의 세계시장은 國內生産이 國內需要를 초과하는 1개의 輸出國(國1)과 財貨 X를 수입하는 2개의 輸入國(國2, 國3)으로 구성된다. 또한 國1에서 생산되는 財貨 X는 國2와 國3에서 생산되는 X의 完全代替品이다.

(2) 國1에서의 財貨 X는 完全競爭下에 다수의 同一企業(many identical firms)에 의해 생산되며, 수량에 관계없이 일정한 가격으로 공급된다(constant supply curve).

[圖 1] 二段階쿼타配分制度의 部分均衡模型



XS_1 : 國1의 輸出供給曲線
MD_2 : 國2의 輸入需要曲線
MD_3 : 國3의 輸入需要曲線
AA' : 基本쿼타量과 式(4)에 따른 開放쿼타量의 합을 표시함.
BB' : 直線 AA'과 輸入需要曲線 MD_3가 나타내는 가격의 加重平均을 표시함.

(3) 國1은 높은 國際運送費用과 商品의 原產地表示를 필수적으로 요구하는 國際法에 의해 제3국을 통한 迂廻輸出을 할 수 없다.

이와 같이 財貨 X의 輸出國을 國1로 국한시키고, 財貨 X의 生產供給曲線이 불변한다고 假定한 것은 분석을 간편하게 하기 위한 것이다. 이러한 假定들이 보다 현실에 맞게 완화되는 경우에 대해서는 다음 章에서 논의되며, 이 경우에도 本稿의 주요 分析結果는 변하지 않는 것으로 나타났다.

〔圖 1〕은 이러한 假定下에 財貨 X에 대한 國際市場의 部分均衡模型을 요약하고 있다.

〔圖 1〕에서 直線 XS_1은 國1의 輸出供給曲線(export supply curve)이며, 直線 MD_2와 直線 MD_3는 각각 國2와 國3의 國1商品에 대한 輸入需要曲線(import demand curve)을 나타낸다[9].

따라서 自由貿易下에서 財貨 X에 대한 國

9) 輸出供給曲線은 國內供給曲線에서 國內需要曲線을 차감한 것이며, 輸入需要曲線은 國內需要曲線에서 國內供給曲線을 차감한 것이다.

際市場價格의 均衡水準은 P^*가 되며, 이와 같은 均衡價格水準에서 國1은 X^*_2를 國2로, X^*_3를 國3으로 각각 수출하게 됨을 쉽게 알 수 있다.

이때에 國3內 生產業者들이 國內產業保護를 요구하여, 國1로 하여금 式(1)과 같이 國3으로의 輸出을 제한하도록 하는 輸出自律規制協定이 國1과 國3 쌍방간에 맺어지게 되었다고 假定하자.

$$X_3 \leqq \bar{X}_3 = \lambda \cdot X^*_3 \cdots\cdots (1)$$

式(1)에서 X_3은 輸出自律規制協定 이후 國3으로의 輸出量이고, $\bar{X}_3$은 國3으로의 輸出限界量이며, λ는 0보다 크고 1보다는 작은 常數이다. 즉, $\bar{X}_3$은 自由貿易下에서의 交易量인 X^*_3로부터 $(1-\lambda)\cdot 100\%$ 감소된 것이며, 國1은 國3으로의 輸出物量이 $\bar{X}_3$을 초과하지 못하도록 규제해야 한다. 한편 분석의 편의를 위해 國2는 自由貿易體制를 일단 계속 유지한다고 가정하였다.

國1政府는 輸出規制를 履行하기 위하여 式(2), (3)과 같이 總輸出쿼타를 基本쿼타와 開放쿼타로 나누는 二段階쿼타配分制度를 택하고, 基本쿼타는 國3으로의 輸出實績에, 開放쿼타는 非規制國인 國2로의 輸出實績에 각각 비례하여 배분한다고 가정하자. 또한 이와 같이 開放쿼타를 할당하는 二段階쿼타配分制度를 택하는 것은 非規制地域으로의 輸出市場多邊化를 촉진시켜 輸出自律規制에서 오는 輸出物量과 輸出所得의 감소를 최소화하기 위해서라고 가정하자.

$$X^O_3 \leqq \bar{X}^O_3 = \alpha \cdot \bar{X}_3 = \alpha \cdot \lambda \cdot X^*_3 \cdots\cdots (2)$$
$$X^B_3 \leqq \bar{X}^B_3 = (1-\alpha) \cdot \bar{X}_3 = (1-\alpha) \cdot \lambda \cdot X^*_3 \cdots (3)$$

式(2), (3)에서 X^O_3과 X^B_3는 각각 開放쿼타와 基本쿼타量이고, $\bar{X}^O_3$과 $\bar{X}^B_3$는 각각 開放쿼타와 基本쿼타의 한계량을 나타내며, α는 國1政府가 결정하는 政策變數로서 0보다 같거나 크고 1보다는 같거나 작은 常數이다.

또한 國1政府는 式(4)와 같이 보다 구체적인 開放쿼타 配分原則을 마련하였다고 가정하자.

$$X^O_3 = k \cdot X_2 \cdots\cdots (4)$$

式(4)에서 k는 國1政府의 政策變數로서 0보다 큰 常數이다. 즉 非規制國인 國2로 한 단위의 財貨 X를 수출한 기업에게 k단위의 財貨 X를 國3으로 수출할 수 있는 권리를 開放쿼타의 명목으로 부여한다는 것이다. 이러한 配分原則을 택하게 되는 根本動機는 앞에서 假定한 바와 같이 輸出自律規制로 인한 수출량과 輸出所得의 감소를 非規制國으로의 輸出增加를 통해 최소화시키려는 데 있다. 한편 開放쿼타의 또 다른 配分基準으로 자주 사용되는 輸出單價는 분석의 편의를 위해 고려하지 않았다. 즉 規制對象品目을 單一品目으로 假定하여, 輸出商品構成의 高價品化現象은 本稿에서 다루지 않았다.

이와 같은 여건에서 國1의 企業들은 다음과 같은 利潤函數(profit function)를 갖게 된다.

$$\pi = P_1 \cdot x_1 + P_2 \cdot x_2 + P_3 \cdot x_3 - C[x_1 + x_2 + x_3] \cdots (5)$$

式(5)에서 소문자 x는 代表企業의 地域別販賣量을 나타내고, P_1과 x_1는 각각 國1의 國內價格과 國內販賣量을 나타낸다. 그리고 $C[\cdot]$는 企業의 費用函數(cost function)이다. 式(5)에 $x_3 = x^B_3 + x^O_3$, 式(4)를 대입하면, 式(5)는 式(6)으로 바뀌게 된다.

$$\pi = P_1 \cdot x_1 + (P_2 + k \cdot P_3) \cdot x_2 + P_3 \cdot x^{B}_{3} - C[x_1 + (1+k) \cdot x_2 + x^{B}_{3}] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

여기서 基本쿼타가 소진된 것으로 假定하면 각 기업의 經濟問題는 주어진 價格下에 式(6)을 극대화하는 것이다. 따라서 式(3)을 式(6)에 대입하면 式(6)을 극대화하는 均衡條件은 式(7.1), (7.2)로 정리될 수 있다.

$$P_1 = C'[x_1 + (1+k) \cdot x_2 + (1-\alpha) \cdot \lambda \cdot x^*_3] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (7.1)$$

$$P_2 = (1+k) \cdot C'[x_1 + (1+k) \cdot x_2 + (1-\alpha) \cdot \lambda \cdot x^*_3] - k \cdot P_3 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (7.2)$$

式(7.1), (7.2)에서 $C'[\cdot]$은 限界費用函數(marginal cost function)이다. 따라서 輸出自律規制下에 均衡點을 얻으려면 均衡條件(7.1), (7.2)와 함께 쿼타配分條件인 式(1), (2), (3)이 동시에 만족되어야 한다. 즉 基本쿼타는 이미 소진된 것으로 가정하였으므로 $\bar{X}^{0}_{3} = k \cdot X_2 = \alpha \cdot \lambda \cdot X^*_3$가 충족되어야 總쿼타가 모두 소진되는 균형점에 도달하게 된다. 따라서 二段階쿼타配分制度下의 均衡點을 구하기 위해서는 위의 모든 조건들을 만족시킬 수 있는 α와 k가 정책적으로 선택되어야 할 것이며, 이러한 α와 k는 서로 獨立的이 될 수 없음을 쉽게 알 수 있다[10].

式(7.1)은 均衡點에서 限界生産費用과 國內價格이 같아야 한다는 것이며 式(7.2)는 式(8)과 같이 변형하면 그 의미가 명확해진다.

$$C'[\cdot] = \frac{P_2 + kP_3}{1+k} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

즉 式(8)에 따르면 財貨 X의 $1/(1+k)$단위를 國2로 수출하면 $k/(1+k)$단위의 財貨 X를 國3으로 追加輸出할 수 있으므로, 균형점에서는 1단위를 생산하는 限界生産費用과 이를 수출하여 얻는 收益이 같아야 한다는 것이다. 따라서 式(8)의 右側項이 左側項보다 크게 나타나는 한 國2로의 수출을 증가시켜 國3으로 수출할 수 있는 開放쿼타를 얻어내는 것이 기업에 유리하게 된다.

위에서 서술한 二段階쿼타配分制度의 均衡點은 [圖 1]을 통해 찾아볼 수 있다. 垂直線 UU'은 輸出自律規制協定에서 결정된 總쿼터量 $\bar{X}_3$을 표시하고(式(1) 參照), 垂直線 TT'은 政策變數 α에 의해 결정된 基本쿼타量 $\bar{X}^{B}_{3}$를 표시한다(式(3) 參照).

또한 直線 AA'은 基本쿼타量에다 式(4)에 따른 開放쿼타量을 더한 쿼타량을 나타내 준다. 즉 垂直線 TT'과 直線 AA'의 수평거리는 바로 式(4)가 표시하는 開放쿼타量이다. 따라서 直線 AA'의 높이와 直線 MD_3의 높이의 加重平均인 點線 BB'은 바로 式(8)의 우측항을 표시한 것이며 直線 BB'의 높이는 財貨 X의 1단위 중 $1/(1+k)$단위는 國2로, $k/(1+k)$단위는 國3으로 수출되어 얻는 收益을 나타낸다. 따라서 總쿼타가 소진되고 式(8)의 均衡條件이 충족되는 最終均衡點은 點線 BB'과 輸出供給曲線인 直線 XS_1 그리고 垂直線 UU'이 모두 함께 교차되는 點 K에서 결정된다. 國1은 이러한 均衡點을 산출케 하는 $\bar{X}_2$를 國2로 수출하게 되며 그 가격은 $\bar{P}_2$가 된다. 또한 國3으로의 수출은 $\bar{X}_3$이고 輸出價格은 輸出物量의 제한으로 인해 $\bar{P}_3$으로 상승된다.

만약 國1政府가 基本쿼타만을 통해 全體쿼타를 배분하는 單一쿼타配分制度를 택하였다면, 國2로의 수출은 自由貿易下의 수준인 X^*_2

10) 즉 式(1), (2), (3), (4)를 동시에 만족시키는 k는 α에 의존하게 된다.

로 남아 있었을 것이다. 따라서 開放쿼타를 할당하는 二段階쿼타配分制度는 非規制國으로의 수출을 $\bar{X}_2 - X^*_2$ 만큼 증가시켜 輸出市場多邊化의 목적을 일부 달성시켰다 할 수 있다.

이제 二段階쿼타配分制度下에서의 輸出所得效果를 검토해 보자. 輸出所得의 변화는 輸入需要의 彈力度에 따라 결정되므로 이러한 輸入需要의 彈力度에 대한 지식이 없이는 輸出自律規制의 輸出所得效果를 정확히 분석하기 어렵다. 분석의 편의를 위해 自由貿易下에서의 財貨 X에 대한 輸入(圖 1의 點 L과 點 H)이 모두 輸入需要曲線의 탄력적인 부분에서 이루어졌다고 假定하였다. 이러한 가정하에서 輸出自律規制는 國3으로부터 오는 輸出所得을 감소시키게 된다. 이는 價格上昇에서 발생하는 地代利潤(사각형 $DGKF$)이 輸出物量 減少에서 오는 損失(사각형 $KUVL$)보다 작기 때문이다. 한편 國2로부터 오는 輸出所得의 크기는 二段階쿼타配分制度下에서의 均衡點(點 N)이 輸入需要曲線의 어느 부분에 위치하느냐에 따라 달라질 수 있다. 즉 點 N이 輸入需要曲線의 탄력적인 부분에 계속 머물게 되면 非規制國인 國2로부터 오는 輸出所得은 증가하게 되나 點 N이 비탄력적인 부분으로 이동하게 되면 輸出所得은 감소할 수 있다. 後者의 경우는 輸出市場多邊化政策이 오히려 輸出所得의 감소를 초래할 수 있음을 의미한다. 그러나 실제로 非規制國市場으로의 수출량이 規制國市場으로의 輸出量보다 적은 경우가 많으므로 같은 여건에서, 輸出自律規制實施國의 輸出商品에 대한 非規制國의 輸入需要彈力度가 상대적으로 높다고 할 수 있다. 따라서 위에서 본 바와 같은 輸出所得 減少의 가능성은 크지 않다고 하겠다.

Ⅳ. 二段階쿼타配分制度의 經濟效率分析

本章에서는 輸出市場多邊化를 위하여 취해진 二段階쿼타配分制度의 經濟效率 側面을 살펴보기로 한다.

먼저 輸出市場多邊化를 위한 開放쿼타를 할당하지 않고 基本쿼타만으로 總쿼타를 배분하는 경우를 살펴보자. 國1은 國3으로의 輸出價格上昇(P^*에서 $\bar{P}_3$)으로 사각형 $DGKF$ 크기의 地代利潤을 얻게 된다. 이때 生產減少로 풀려나온 사각형 $KUVL$ 크기의 資源은 國1經濟의 다른 분야에 의해 재고용된다고 볼 수 있으므로 經濟效率의 손실로 간주하지 않는다. 또한 國2로의 輸出物量과 價格이 변하지 않으므로 單一쿼타配分制度의 純經濟厚生效果는 사각형 $DGKF$ 크기의 地代利潤이라 할 수 있다. 輸出自律規制의 특징 중의 하나인 輸出國으로의 地代移轉(rent transfer)이 바로 여기에서 기인하는 것이다.

이제 二段階쿼타配分制度下에서의 經濟效率側面을 보면, 國1은 역시 규제국으로의 輸出價格上昇으로 인한 地代利潤을 얻게 됨을 알 수 있다. 그러나 輸出市場多邊化를 위한 開放쿼타의 할당과 그 配分原則은 非規制國으로의 수출을 증가시키는(X^*_2에서 $\bar{X}_2$로) 반면 輸出價格은 限界生產費用보다 낮은 수준으로(P^*에서 $\bar{P}_2$로) 감소시켜 사각형 $GMNI$ 크기의 資源配分의 낭비를 가져오게 한다. 이러한 經濟損失은 地代가 있는 規制市場으로 수출할 수 있는 권리를 얻기 위하여 기업들이 경쟁적으

로 非規制市場으로의 수출을 증가시키는 과정에서 輸出價格이 限界生産費用 以下의 수준으로 하락한 데서 기인한 것이다. 따라서 國1에 미치는 經濟效率側面에서 볼 때 二段階쿼타配分制度는 單一쿼타配分制度보다 열등한 쿼타配分制度라 할 수 있다.

위에서 본 地代利潤과 經濟損失을 동시에 고려하여 二段階쿼타配分制度가 國1에 미치는 純經濟厚生效果(net welfare effect)를 분석해 보자. 먼저 開放쿼타를 통해 추가적으로 얻어진 地代利潤(사각형 $EJKF$)과 非規制國으로의 輸出增加로 인해 발생한 經濟損失(사각형 $GMNI$)의 크기를 비교해 보자. 式(9)와 式(10)은 각각 사각형 $EJKF$와 사각형 $GMNI$의 크기를 式으로 나타낸 것이다.

$$EJKF=(\bar{P}_3-P^*)\cdot(\bar{X}_3-\bar{X}^{0}_3)$$
$$=(\bar{P}_3-P^*)\cdot\bar{X}^{0}_3 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$
$$GMNI=(P^*-\bar{P}_2)\cdot\bar{X}_2 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (10)$$

式(4)를 式(9)에 代入하고 式(9)에서 式(10)을 빼면 式(11)을 얻게 된다.

$$EJKF-GMNI=[\bar{P}_2-(1+k)\cdot P^* + k\cdot\bar{P}_3]\cdot\bar{X}_2 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

自由貿易下의 國際市場價格 P^*는 限界生産費用인 $C'[\cdot]$과 같으므로, P_2, P_3, $C'[\cdot]$간의 균형조건인 式(7.2)를 이용하면 式(11)의 값은 0이 되며, 이는 開放쿼타로 인해 추가적으로 얻어진 地代利潤과 이를 얻기 위해 발생한 經濟損失이 서로 크기가 같다는 것을 의미한다. 이와 같은 결과는 주어진 與件下에서 기업의 利潤極大化行爲로부터 도출되는 것이며, 이는 競爭的 地代利潤追求에서 나타나는 전형적인 특징이라 할 수 있다.

이와 같은 결과는 Krueger(1974)에 의해 처음 연구 소개되어 Bhagwati-Srinivasan(1980)에 의해 體系化된 利潤追求(rent-seeking)理論이 지적한 바와 그 脈絡이 같다고 하겠다. 또한 本章에서 분석된 二段階쿼타配分制度는 정부가 특정시장으로의 판매에 補助金을 지급하는 동시에 다른 시장으로의 판매에 稅金을 부과하여 補助金資金을 조달하는 소위 補助金支給 및 課稅政策(subsidy cum tax policy)과 똑같은 역할을 하고 있음을 알 수 있다.

사각형 $EJKF$와 사각형 $GMNI$의 크기가 같으므로 二段階쿼타配分制度下에서의 純地代利潤은 國1이 누릴 수 있는 全體 地代利潤(사각형 $DGKF$)으로부터 $\alpha\cdot100\%$ 줄어든 사각형 $DGJE$로 표시된다(全體쿼타에서 開放쿼타가 차지하는 비율이 α이므로). 이와 같은 결과는 輸出市場多邊化와 쿼타配分制度의 效率性間에는 명확한 Trade-Off 관계가 있음을 말해 준다.

〔圖 1〕에 요약된 部分均衡模型은 輸出自律規制와 그에 따른 二段階쿼타配分制度下에서 이루어진 새로운 국제무역의 均衡點이 國2와 國3의 經濟厚生에 어떠한 의미를 내포하는지에 대한 분석을 가능케 한다. 먼저 國1의 輸出自律規制는 國3內 輸入財貨 X의 國內價格을 P^*로부터 $\bar{P}_3$으로 상승시키게 된다. 이러한 價格上昇은 國3의 生産者剩餘(producers' surplus)를 증가시키는 반면 消費者剩餘(consumers' surplus)를 감소시키며, 이 경우 消費者剩餘의 減少가 生産者剩餘의 增加를 초과하여 國3은 輸出自律規制로 인해 純經濟厚生의 損失에 직면하게 된다. 이와 같은 純經濟厚生의 損失의 크기는 〔圖 1〕에서 사다리꼴

*DGLF*로 표시된다. 한편 二段階쿼타配分制度는 非規制國인 國2內 輸入財貨 X의 國內價格을 P'에서 $\bar{P}_2$로 감소시키게 된다. 이러한 가격인하는 國2의 生產者剩餘를 감소시키는 반면 消費者剩餘를 증가시키며 이 경우 消費者剩餘의 增加가 生產者剩餘의 損失을 능가하여 國2는 二段階쿼타配分制度로 인해 純經濟厚生의 利得을 보게 된다. 이와 같은 純經濟厚生의 利得의 크기는 〔圖 1〕에서 사다리꼴 *GMNH*로 표시된다.

이제 세나라에 미친 經濟厚生效果를 함께 관찰해 보자. 國1이 획득한 地代利潤(사각형 *DGKF*)은 國3의 消費者에 의해 지불된 것이고, 國2가 얻은 消費者剩餘의 增加(사다리꼴 *GMNH*)는 國1의 資源에 의해 충당된 것으로 해석할 수 있다. 따라서 세 나라의 經濟厚生을 모두 합친 世界經濟厚生의 관점에서 볼 때 輸出自律規制와 이에 따른 二段階쿼타配分制度는 결국 각각 삼각형 *FKL*과 삼각형 *HNI*로 표시되는 회복할 수 없는 經濟厚生의 損失(dead-weight loss)을 초래한다고 하겠다. 이와 같이 二段階쿼타配分制度는 國1經濟뿐 아니라 世界經濟에도 추가적인 經濟厚生의 損失을 가져다 줌을 알 수 있다.

끝으로 輸出供給曲線이 생산량의 增加函數임을 가정하고 이와 같은 輸出供給曲線에 관한 가정의 완화가 本章의 주요 분석결과에 어떠한 영향을 미치는가에 대해 간단히 고찰해 보기로 한다. 輸出供給曲線이 생산량의 증가에 따라 상승하게 되면, 輸出自律規制時 채택되는 쿼타配分制度의 형태에 따라 國1內 財貨의 國內價格이 변화하게 된다(式(7.1) 參照). 따라서 이는 〔圖 1〕을 기준으로 한 분석에서 다루어지지 않은 國1의 消費者에 대한 經濟厚生效果의 분석을 가능케 한다. 먼저 單一쿼타配分制度가 채택되는 경우를 보자. 輸出自律規制로 인해 國3으로의 輸出物量이 감소하면 國1內 財貨 X의 생산량은 감소되며 이는 財貨 X의 限界生產費用을 인하시키게 된다. 限界生產費用의 인하는 곧 國內價格의 인하를 의미하므로 國1의 消費者剩餘는 증가하게 된다. 그리고 國3으로의 輸出價格이 限界生產費用보다 높아지므로 地代利潤이 발생하게 된다. 그러나 輸出市場多邊化를 위해 二段階쿼타配分制度가 취해지면 非規制國인 國2로의 수출이 증가되므로 國1內 財貨 X의 생산량이 單一쿼타制度下에서의 수준보다 높아지므로 이는 財貨 X의 限界生產費用을 상승시키게 된다. 限界生產費用의 상승은 곧 국내가격의 인상을 의미하므로 國1의 消費者剩餘는 감소하게 된다. 그리고 限界生產費用의 상승은 國3으로의 수출에서 오는 地代利潤의 크기를 감소시킨다. 이때 國2로의 輸出價格이 限界生產費用보다 낮게 되어 資源配分의 낭비를 초래하게 된다. 이와 같이 새로운 假定下에서의 분석결과는 國1의 消費者와 國3으로의 수출에서 오는 地代利潤에 미치는 효과를 제외하고 대부분이 既存 分析結果와 질적인 면에서 차이가 없다고 하겠다. 무엇보다도 二段階쿼타配分制度가 추가적인 經濟厚生費用을 초래한다는 基本結論에는 변화가 없음을 알 수 있다.

V. 輸出市場多邊化政策의 政治經濟學的 動機

前章에서는 輸出自律規制時 非規制國으로의

輸出市場多邊化를 위한 二段階쿼타配分制度가 經濟厚生의 損失을 수반함을 보았다. 그러나 이러한 經濟厚生의 損失에도 불구하고 韓國을 비롯한 여러 輸出自律規制實施國들은 輸出市場多邊化政策의 일환으로 二段階쿼타配分制度를 사용하고 있는 실정이다. 輸出自律規制時 經濟의 效率性보다 輸出市場의 多邊化를 정책적으로 중요시하는 현실적인 추세에 대한 근본적인 동기는 이미 앞에서 언급된 바 있다.

즉 輸出自律規制實施國들은 일반적으로 外貨保有量이 부족한 開途國들이므로 輸出自律規制로 인한 輸出物量과 輸出所得의 감소는 이들 국가의 경제발전에 심각한 장애요인이 된다. 따라서 先進國의 輸入規制에 직면하게 되는 開途國들은 輸出物量과 輸出所得의 감소를 최소화함을 主要經濟政策目標로 삼고 이를 달성하기 위한 정책적 노력을 적극적으로 추진하게 된다. 第Ⅱ章에서 본 바와 같이 輸出自律規制協定下에서는 特定輸入國으로의 수출만을 규제하면 되므로 輸出自律規制實施國들이 二段階쿼타配分制度를 통해 非規制國으로의 輸出市場多邊化를 정책적으로 추구하는 것은 바로 이러한 정책목표를 달성하기 위한 것이라 하겠다.

本章에서는 輸出自律規制時 輸出市場多邊化가 정책적으로 중요시되는 또 하나의 근본적인 동기로 최근 Hamilton(1986b)과 Yoffie(1983)가 輸出自律規制의 政治經濟的 特徵으로 지적한 바 있는 「도미노」(Domino)現象과 연결시켜 찾아보고자 한다. 「도미노」現象은 特定輸入國이 한 輸出國과 輸出自律規制協定을 체결한 후 非規制國이었던 輸入國들이 同一輸出國과 輸出自律規制協定을 맺게 되는 것을 지칭하는 것이며 이러한 현상은 非規制國이 輸出自律規制實施國으로부터의 輸入急增에 대해 自國產業을 보호하기 위한 대책에서 기인하는 것이다. 「도미노」現象의 대표적인 예는 신발輸出에 대한 先進國의 輸入規制에서 찾아볼 수 있다. 韓國과 臺灣의 신발輸出에 대한 先進國의 輸入規制를 1977년부터 정리한 〈表2〉에 의하면 美國이 1977년 韓國과 臺灣을 상대로 輸出自律規制協定을 맺을 당시 非規制國이었던 많은 나라들이 輸出自律規制, 또는 다른 형태의 輸入規制措置를 통해 韓國과 臺灣의 신발輸出을 규제하였음을 볼 수 있다. 이러한 「도미노」現象은 特定輸入國과 輸出自律規制를 맺는 수출국으로 하여금 현재의 非規制國들도 곧 自國의 輸出을 규제하게 될 것이라고 예상하게 한다. 輸出自律規制의 협정시 總쿼타의 크기가 그 당시의 輸出實績에 비례하여 결정되는 것이 관례이므로 輸出自律規制實施國들은 미래의 輸出自律規制協定에서 보다 유리한 總쿼타를 획득하기 위한 早期對備策으로 현재의 非規制國으로 수출을 증가시키게 된다. 따라서 經濟效率의 損失에도 불구하고 二段階쿼타配分制를 통해 非規制國으로의 輸出市場多邊化를 추구하는 것은 미래에 생기게 될 輸出物量과 輸出所得의 감소를 적게 하려는 政策的 努力의 일환으로 해석할 수 있다.

그러나 「도미노」現象이 나타나게 되는 주요 원인에서 알 수 있듯이 非規制國으로의 輸出市場多邊化는 그 자체가 오히려 「도미노」現象을 유도한다고 볼 수 있다. 즉 輸出市場多邊化를 위한 정책적 노력과 「도미노」現象은 서로를 촉진시키는 관계를 가진다고 하겠다. 이와 같은 관계는 輸出自律規制가 지니는 고유의 특징에서 기인하는 것이므로 輸出自律規制는 자신의 확산을 스스로 조장시키는 메카니즘을

〈表 2〉 韓國과 臺灣의 신발類에 대한 先進國輸入規制

韓國			臺灣		
規制國	規制形態	規制期間	規制國	規制形態	規制期間
美 國	V E R	1977～81	美 國	V E R	1977～81
E C	事後輸入監視制	1978	E C	事後輸入監視制	1978
英 國	V E R	1978～現在	이탈리아	政府間 協定	1981～現在
아일랜드	V E R	1979～85	프랑스	V E R	1981～82
노르웨이	政府間 協定	1979～85	아일랜드	域內監視制	1982～現在
이탈리아	N T B	1981～現在	英 國	V E R	1982～83
E C	V E R	1982～現在	그리스	Quota制	1983～84
핀란드	N T B	1983～現在	노르웨이	Licence制	1984～現在

資料 : Hamilton(1986b).
韓國貿易協會,『主要先進國의 輸入規制總覽』 各號.

가지고 있다고 하겠다. 최근 GATT體制 밖의 대표적인 灰色措置(grey area measure)로 간주되는 輸出自律規制는 이러한 메카니즘에 힘입어 계속 확산되고 있으며 輸出自律規制의 확산은 세계무역을 보다 제한적이고 관리적인 형태로 만들고 있다.

끝으로 한가지 지적해야 할 사항은 非規制國으로의 輸出市場多邊化을 위한 정책적 노력이 「도미노」現象을 유도할 뿐 아니라 輸出價格을 限界生産費用 이하로 낮춤으로써 GATT 規則에 위배되는 덤핑事例를 유발시킬 수 있다는 것이다.

Ⅵ. 要約 및 結論

韓國을 비롯한 많은 開途國들은 輸出自律規制를 실시함에 있어서 輸出쿼타의 일부를 開放쿼타로 할당하여 非規制國으로의 輸出實績에 비례하여 배분하는 二段階쿼타配分制度를 채택하고 있다. 이와 같은 쿼타配分制度는 근본적으로 非規制國으로의 輸出市場多邊化를 통해 輸出自律規制로 인한 輸出物量과 輸出所得의 감소를 줄이기 위한 政策的 努力의 일환이다. 本稿에서는 간단한 部分均衡模型을 이용하여 輸出市場多邊化를 위한 二段階쿼타配分制度가 소기의 목적을 달성하는가를 검토함과 동시에 輸出市場多邊化政策의 經濟效率을 분석하였다. 本稿의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

(1) 二段階쿼타配分制度는 非規制國으로의 輸出物量을 증가시킨다. 이는 輸出自律規制로 인해 地代가 생긴 規制市場으로 수출할 수 있는 권리를 얻기 위해 기업들이 非規制國으로의 수출을 경쟁적으로 증가시킨 데서 기인한다.

(2) 非規制國으로의 輸出物量 增加에 따른 輸出所得의 변화는 非規制國의 輸入需要彈力度에 따라 다를 수 있다. 증가된 輸出物量이 非規制國의 輸入需要曲線의 彈力的인 부분에 계속 머물 경우 非

規制國으로의 輸出所得은 증가할 것이다.

(3) 規制市場의 地代를 추구하는 기업의 경쟁적 행위는 非規制國으로의 輸出價格을 限界生産費用 以下의 수준으로 하락시켜 資源配分에 있어서 經濟效率의 損失을 초래할 수 있다. 이는 Krueger(1974)와 Bhagwati-Srinivasan(1980)이 지적한 바 있는 地代利潤의 追求로부터 오는 資源의 浪費와 같은 개념의 것이다.

(4) 經濟效率의 손실에도 불구하고 輸出市場多邊化를 위한 정책적 노력을 하는 것은 輸出自律規制 당시의 규제뿐 아니라 Hamilton(1986b)과 Yoffie(1983)가 지적한 바 있는「도미노」現象에 의한 미래의 輸出自律規制에서 오는 輸出物量과 輸出所得의 감소를 줄이기 위한 것으로 해석할 수 있다.

(5) 어떠한 동기에서든 인위적인 輸出市場多邊化政策은 오히려「도미노」現象을 촉진시키게 되며 非規制國으로의 輸出價格을 限界生産費用 以下로 인하시켜 GATT規則에 위배되는 덤핑事例를 유도할 수 있다.

이와 같은 결과로 볼 때 經濟效率의 損失을 초래하며 國際貿易環境에 부정적인 영향을 미칠 수 있음에도 불구하고 輸出市場多邊化政策이 輸出自律規制實施國에 의해 취해지고 있는 것은 國際收支의 赤字 등으로 인해 外貨保有量이 부족한 대부분의 開途國이 輸出物量과 輸出所得의 증대를 경제발전을 위한 主要經濟政策目標로 삼고 있기 때문이라 하겠다. 물론 國際收支赤字國의 換率이 적정수준에 도달하지 못하는 경우에는 輸出市場多邊化政策이 資源配分面에서 經濟效率을 증가시킬 수 있다고 하겠다. 그러나 이러한 경우에는 生産補助金政策이나 효율적인 換率政策이 輸出市場多邊化政策보다 근원적으로 문제를 개선할 수 있는 정책수단이 되므로 輸出市場多邊化政策이 經濟效率을 향상시키기 위해 취해진 것으로 정당화하기는 어렵다 하겠다. 또한「도미노」現象을 근거로 한 輸出市場多邊化政策은 貿易環境의 변화로 인한 미래의 규제에서 오는 經濟效率의 감소를 줄이는 역할을 할 수 있다고 하겠으나 앞에서도 지적한 바와 같이 輸出市場多邊化政策이 오히려 덤핑事例나 다른 輸出自律規制의 확산을 유도할 수 있음을 고려할 때 輸出市場多邊化政策이 미래의 經濟效率을 향상시키기 위해 취해진 것으로 정당화하기는 어렵다 하겠다.

이와 같은 결론은 非規制國으로의 輸出實績을 開放쿼타의 主要配分基準의 하나로 채택하고 있는 韓國의 現行 輸出쿼타配分制度가 資源配分의 效率性을 저하시킬 수 있을 뿐 아니라 非規制國에 의한 덤핑調査나 輸出自律規制壓力을 촉진시킬 수 있음을 시사하고 있다. 최근 韓國의 國際收支가 黑字로 전환되었음을 고려할 때 輸出物量과 輸出所得의 극대화보다는 資源配分의 效率性을 提高시킬 수 있는 輸出쿼타配分制度가 마련되어야 할 것이다. 資源分配의 效率性 提高를 위하여서는 李性燮(1984)과 Hamilton(1986a)이 제안한 바 있는 輸出쿼타의 讓受渡許容 또는 輸出쿼타의 競賣制度 導入 등이 적극적으로 고려되어야 하며 동시에 本稿에서 본 開放쿼타制度의 운용 또한 적절히 개선되어야 할 것이다. 開放쿼타制度의 개선을 위해서는 우선 쿼타配分基準

이 새롭게 조명되어야 한다. 즉 輸出物量과 輸出所得의 극대화보다는 高附加價値商品 輸出의 촉진, 技術開發投資企業의 우대, 보다 효율적인 新設企業 및 中小企業의 수출참여 확대 등에 分配基準의 촛점이 맞추어져야 하겠다. 이와 같은 쿼타配分基準의 조정과 함께 總쿼타에서 차지하는 비중 또한 점진적으로 증가시켜 나가야 할 것이다.

끝으로 本稿에서의 분석 및 결론은 輸出市場多邊化가 중요하지 않다는 것을 의미함이 결코 아님을 밝혀둔다. 특히 韓國에서와 같이 수출이 경제발전에 기여하는 비중이 큰 경우 輸出市場多邊化의 필요성은 이미 주지된 사실이다. 本稿는 다만 인위적인 輸出市場多邊化政策이 資源配分의 歪曲을 초래하고 國際貿易環境에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 지적한 것이다. 따라서 輸出節次의 簡素化, 未開拓市場의 需要와 流通構造에 대한 정보제공, 未開拓市場으로의 運送手段開發 등의 輸出市場多邊化를 위한 정책적 노력은 지속되어야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

李性燮, 「輸出自律規制와 쿼타配分制度 改善方案」, 『韓國開發硏究』, 第 6 卷 第 3 號, 韓國開發硏究院, 1984 가을.

韓國貿易協會, 『主要先進國의 輸入規制總覽』, 各號.

Aw, Bee Y. and Mark J. Roberts, "Measuring Quality Change in Quota-Constrained Markets: The Case of U.S. Footwear," *Journal of International Economics*, Vol.21, 1986, pp.45~60.

Baldwin, Robert E., *The Inefficiency of Trade Policy*, Frank D. Graham Lecture, Essays in International Finance, No. 150, Princeton University, 1982.

Bark, Taeho and Jaime de Melo, "Export Mix Adjustment to the Imposition of VERs: Alternative License Allocation Schemes," *Weltwirtschaftliches Archiv*, Band 123, 1987, pp.668~678.

Bergsten, C. Fred and Kimberly A. Elliott, Jeffrey J. Schott, Wendy E. Takacs, *Auction Quotas and United States Trade Policy*, Washington, D. C.: Institute for International Economics, 1987.

Bhagwati, Jadish N., "VERs, Quid Pro Quo DFIs and VIEs: Political Economy-Theoretic Analyses," *International Economic Journal*, Vol.1, No.1, 1986, pp.1~14.

_____, and T. N. Srinivasan, "Revenue-Seeking: A Generalization of the Theory of Tariffs," *Journal of Political Economy*, 1980, pp.1067~1087.

Boorstein, Randi, "Quality Upgrading in the Steel Industry: The Case of the 1968 Voluntary Restraint Agreement," (mimeo), Columbia University, 1986.

Chang, Eui T., *The Effects of Quantitative Controls on Imports of Footwear from Korea and*

Taiwan, unpublished Ph.D. Dissertation, University of Wisconsin, 1984.

Crandall, Robert W., "The Effects of U.S. Trade Protection for Autos and Steel," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1987, pp.217~288.

Falvey, Rodney E., "The Comparison of Trade within Import-Restricted Categories," *Journal of Political Economy*, 1979, pp.1142~1165.

Feenstra, Robert C., "Quality Change under Trade Restraints: Theory and Evidence from Japanese Autos," (mimeo), University of California, Davis, 1985.

Greenaway, David and Brian Hindley, *What Britain Pays for Voluntary Export Restraints*, Thames Essay No. 45, London: Trade Policy Research Centre, 1985.

Hamilton, Carl, "ASEAN Systems for Allocation of Export Licenses under VERs," in C. Findlay and R. Garnaut (eds.), *The Political Economy of Manufacturing Protection: Experiences of ASEAN and Australia*, Allen and Unwin, 1986a, pp.235~247.

_____, "The Rise and Fall of Footwear Protectionims," (mimeo), Washington, D.C.: The World Bank, 1986b.

Hindley, Brian, "GATT Safeguard and Voluntary Export Restraints: What are the Interests of Developing Countries?" *The World Bank Economic Review*, Vol.1, No.4, 1987, pp.689~705.

Krueger, Anne O., "The Political Economy of the Rent-Seeking Society," *American Economic Review*, 1974, pp.291~303.

McCulloch, Rachel and Harry G. Johnson, "A Note on Proportionally Distributed Quotas," *American Economic Review*, Vol.63, No.4, 1973, pp.726~732.

Nogues, Julio J., Andrzej Olechowski, and L. Allan Winters, "The Extent of Nontariff Barriers to Import of Industrial Countries," *World Bank Staff Working Papers*, No.789, 1986.

Pearson, Charles, *Emergency Protection in the Footwear Industry*, Thames Essay No.36, London: Trade Policy Research Centre, 1983.

Rodriguez, Carlos A., "The Quality of Imports and the Differential Welfare Effects of Tariffs, Quotas, and Quality Controls as Protective Devices," *Canadian Journal of Economics*, 1979, pp.439~449.

Tarr, David G., "Effects of Restraining Steel Exports from the Republic of Korea and Other Countries to the United States and the European Economic Community," *The World Bank Economic Review*, Vol.1, No.3, 1987, pp.397~418.

Yoffie, David B., *Power and Protectionism*, Columbia University Press, 1983.

韓國의 市場開放決定要因 分析

左 承 喜

本稿는 政策行態에 대한 政治經濟學的 接近方法을 이용하여 지금까지 우리나라의 市場開放에 대한 需要·供給 및 實際市場開放의 決定要因을 실증적으로 분석하고 이를 바탕으로 市場開放政策의 行態를 분석하였다.

로짓分析에 의한 실증분석결과는 政治經濟學的 接近方法의 타당성을 강하게 지지하는 것으로 나타났으며, 이 결과에 의하면 우리나라의 市場開放政策은 經濟原則에 입각하여 추진되었다는 측면을 완전히 배제할 수는 없지만 政治經濟學的 要因들—국내이해관련집단들의 自己庇護 主張이나 美國의 開放壓力 등—에 의해 歪曲되었던 것으로 나타났다. 특히 '公正貿易'의 旗幟下에 가해지고 있는 美國의 開放壓力은 오히려 美國企業들의 利害關係를 대변함으로써, 그리고 국내이해관련집단의 관심을 고조시킴으로써 市場開放의 合理的 原則의 견지를 더 어렵게 하였던 것으로 관찰되었다.

또한 分析結果에 의하면 금후의 經濟民主化 趨勢의 進展으로 開放政策을 포함하는 一般經濟政策의 立案, 推進에 있어 이해관련집단들의 역할이 증대될 것이기 때문에 이는 자칫하면 政策方向의 歪曲 및 執行의 效率性 低下를 초래할 수도 있다는 시사를 주고 있다.

I. 序 論

韓國은 1983년 하반기 이후 商品市場開放을 擴大하여 國內產業에 경쟁을 유도하고 이를 통하여 국내산업의 國際競爭力을 높인다는 취지하에서 市場開放을 추진하고 있다. 이러한 政策轉換의 배경으로서는 1970년대초에서부터 產業保護를 통한 중화학공업육성정책을 무리하게 추진하여 온 결과 70년대말에 접어들

筆者 : 本院 硏究委員

* 本 硏究는 拙稿, 左承喜(1987)의 補論에 해당된다. 同 硏究에서는 자료의 제약으로 실증분석이 충분히 이루어질 수 없었는데 本 硏究에서는 標本의 擴充 및 資料의 一貫性을 確保하기 위한 추가적인 노력의 결과로 체계적인 실증분석이 가능하게 되었다. 本 硏究의 잠정적 결과에 대해 유익한 논평을 해준 計量經濟學會 월례모임참석자들과 經濟思想硏究會 會員들, 그리고 本稿의 草稿에 대해 사려 깊은 논평을 해준 本院의 李元暎 박사께 감사를 드린다. 자료정리는 물론 유익한 논평을 해준 趙庸斗 연구원과 원고정리에 수고한 林明姬 연구조원에게도 감사를 드린다.

면서 자원배분의 왜곡, 국제경쟁력의 약화 등 과보호에 따른 폐해는 물론 過剩投資에 따른 高인플레를 경험하게 되었다는 사실을 들 수 있을 것이다.

한편 공교롭게도 韓美間의 交易環境은 1983년경부터 긴장되기 시작하였다. 1980년대에 들어오면서 美國은 公正貿易의 旗幟 아래 交易相對國의 市場開放을 요구해 오고 있다. 이러한 美國의 雙務的·攻擊的 貿易政策方向은 넓게는 일반적인 世界交易環境의 악화추세와 궤를 같이하고 있지만 좁게는 美國의 달러貨高評價, 산업의 국제경쟁력약화와 그에 따른 貿易收支赤字의 누적 등 美國 自體의 經濟與件惡化를 반영하고 있다 하겠다. 특히 韓國의 對美貿易黑字가 큰 폭으로 증가하고 전체경상수지의 흑자기조가 정착되기 시작함에 따라 美國의 對韓市場開放要求도 깊이나 포괄범위에 있어 그 강도를 더하고 있다 하겠다.

이러한 韓國의 產業 및 貿易政策方向의 선회나 美國의 전반적인 對韓市場開放壓力이 거시적인 측면에서 韓國의 전체적인 시장개방 정도를 결정하는 데 주요한 영향을 미치고 있음을 부인할 수는 없을 것이다. 美國의 對韓市場開放壓力과 그에 대한 韓國의 대응과 관련된 지금까지의 많은 논의는 대개가 이러한 巨視的 視角에서 이루어져 왔다 하겠다.

그러나 이러한 접근방법은 자칫하면 숲을 보되 나무를 보지 못하는 愚를 범할 우려가 있다 하겠다. 市場開放政策의 구체적이고 효과적인 實踐計劃(action program)의 樹立이나 美國의 壓力에 대한 효과적인 대응방안의 수립을 위해서는 개별 나무에 대한 충분한 정보가 필수적이라 할 수 있다. 일반적으로 효과적인 經濟政策의 수립에 있어서는 단순히 정책의 經濟的 妥當性뿐만 아니라 그 정책이 효과적으로 집행될 수 있는 현실적 實行可能性(feasibility)에 대한 검토가 따르지 않으면 안되며 아무리 좋은 정책이라 하더라도 현실적 실행가능성이 결여된 경우에는 정책으로서의 가치를 상실하게 된다.

市場開放政策의 구체적 추진은 個別產業 및 品目水準에서의 집행을 수반하게 될 것이기 때문에 市場開放에 따른 이해득실에 따라 해당산업 및 품목의 生產者들의 開放政策에 대한 수용태도가 다르게 나타날 것이다. 더구나 政治民主化의 進展에 따라 個別經濟主體인 생산자와 소비자들의 이해관련그룹으로서의 영향력이 증대될 것이며 그들의 주장이 그만큼 강하게 個別經濟政策의 樹立·執行에 영향을 미치게 될 것이다. 따라서 앞으로 효과적인 市場開放政策을 추진해 나가기 위해서는 個別產業이나 品目의 市場開放에 영향을 미치는 요인에 대한 체계적인 분석을 통해 정책의 실행가능성을 높일 수 있는 방안을 모색하지 않으면 안될 것이다.

本 硏究는 이상과 같은 문제의식하에서 지금까지의 경험을 바탕으로 韓國의 產業別·品目別 市場開放의 결정요인을 분석추출하고자 하는 데 그 목적이 있다. 第Ⅱ章에서는 分析模型 및 方法에 대한 논의를 간단히 하고 第Ⅲ章에서는 실제 實證分析結果를 報告·說明하고자 한다. 第Ⅳ章에서는 실증분석결과를 요약하고 이를 바탕으로 앞으로 市場開放政策을 포함한 一般經濟政策의 효과적 추진을 위해 주의를 기울여야 할 문제를 거론함으로써 결론에 갈음하고자 한다.

Ⅱ. 分析模型 및 實證分析方法

本 研究에서의 分析模型은 拙稿, 左承喜(1987)에서 원용하였다. 同 研究는 렌트追求理論, 그룹行態理論, 規制理論, 傳統的 貿易理論 및 최근의 戰略的 貿易政策理論의 示唆點들을 원용하여 公共選擇理論의 틀 안에서 國際公共財로서의 市場開放에 대한 수요와 공급함수의 정형화를 시도하였다. 여기서 市場開放은 시장개방에 따라 이득을 보게 되는 그룹과 시장개방에 따라 손실을 보게 되는 그룹간의 정치경제적 측면에서의 상호작용의 결과라고 본다. 同 研究는 公共選擇理論의 접근방법에 따라 政府의 政策決定者들이 合理的(rational)이며 自利追求的(self-interested)이라고 상정하고 있으며 결과적으로 政策決定 및 執行過程이 내생화되게 된다고 보고 있다[1].

韓國의 경우 독자적인 市場開放政策의 추진과 거의 비슷한 시기에 美國으로부터의 市場開放壓力이 본격화되었음을 감안할 때 市場開放需要의 결정요인으로서 美國의 對韓市場開放要求를 결정하는 요인을 감안하지 않으면 안될 것이다. 반면 市場開放의 供給은 결국 국내의 既存輸入規制를 解除하는 것을 의미하기 때문에 수입규제하에서 렌트를 향유했던 기존의 보호산업 혹은 기업들로부터의 저항에 부딪치게 될 것이다.

논의의 편의를 위해 需要供給函數를 수식으로 표현하여 설명하도록 하겠다.

$$Y^d_i = D(X^d_i) \quad \cdots\cdots (1)$$

$$Y^s_i = S(X^s_i) \quad \cdots\cdots (2)$$

여기서 式 (1)은 需要函數, 式 (2)는 供給函數이며 Y_i는 i産業의 혹은 i品目에 대한 市場開放 정도를 측정하는 변수로서 上添字 d는 需要, s는 供給을 나타낸다. 마찬가지로 上添字 d를 갖는 X^d_i는 需要決定變數들의 벡타를, 上添字 s를 갖는 X^s_i는 供給決定變數들의 벡타를 나타내며 D와 S는 각각 需要와 供給函數를 표시한다.

式 (1)과 式 (2)를 이용하면 실제 시장개방수준에 대한 축약형을 유도할 수 있을 것이다. 이 경우 式 (1)의 X^d_i에는 需要價格으로서의 對政府로비費用이 포함된다고 상정하며 需要는 同 費用의 負의 函數, 式 (2)의 X^s_i에는 供給價格으로서의 對政府 反對로비費用이 포함되며 비용체증 가정하에서 供給은 同 費用의 正의 函數로 상정한다. 이러한 가정하에서 가격변수를 치환하면 실제시장개방수준은 다음과 같이 유도될 수 있을 것이다.

$$Y_i = H(X_i) \quad \cdots\cdots (3)$$

여기서 H函數는 均衡市場開放函數, Y_i는 均衡(實際)市場開放水準을 나타낸다. 한편 $X_i = \{X^d_i, X^s_i\}$로 실제시장개방에 영향을 미치는 변수들로서 需要·供給決定要因을 망라하고 있다.

上記 研究는 앞에서 거론된 여러 가지 關聯理論들의 시사점에 기초하여 X^d_i와 X^s_i 즉 X_i의 내용을 상술하고 그 期待符號들을 추론함으로써 市場開放의 需要·供給 및 均衡式을 정형화하였다. 上記 研究의 이론모형을 간략하게 요약하면 市場開放需要는 美國의 수출기

1) 이러한 假說에 대칭되는 개념으로서 開化된 政府(enlightened government)假說이 갖는 本 研究에 있어서의 意義에 대해서는 다음 章에서 논의하기로 하겠다.

업의 입장에서 본 韓國市場에서의 期待利得, 美國企業들의 競爭力水準, 同 企業들의 美國政府에 대한 로비의 강도 등의 正의 函數로, 반면에 市場開放의 供給은 市場開放에 따른 국내기업들의 期待損失의 負의 函數, 市場開放에 대한 對政府反對로비 강도의 正의 函數로 假說化될 수 있다[2].

個別硏究에 있어서의 X_i의 구체적인 내용은 연구의 목적, 자료의 가용성 등에 의해 제약을 받게 될 것이다. 本 硏究에서 사용된 변수들과 그 변수들의 의의는 다음 章에서 상세히 설명하기로 하고 여기서는 실증분석방법에 대해 간단히 논의하기로 하겠다. 일반적으로 式(3)은 「크로스섹션」資料를 이용하여 分析할 수 있는데 자료측정상의 문제 때문에 일반적으로 Y_i는 물론 X_i 중의 많은 변수들이 質的變數(qualitative variables)로 주어지며 특히 Y_i에 대해서는 市場開放 여부를 나타내는 1(市場開放), 0(非關稅輸入規制), 더미變數(dummy variable) 형태로 측정할 수밖에 없는 형편이라 하겠다. 本 硏究에서는 質的選擇模型(qualitative choice)인 로짓模型(logit model)을 사용하였는데 이하에서는 同 豫測方法을 간단히 설명하기로 하겠다.

여기서 로짓模型의 기초가 되는 累積로지스틱確率函數(cumulative logistic probability function)는 다음과 같이 정의된다.

$$P_i = F(Z_i) = F(\alpha + \beta X_i) = \frac{1}{1+e^{-Z_i}}$$

$$= \frac{1}{1+e^{-(\alpha+\beta X_i)}} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

여기서 P_i는 市場開放決定要因 X_i가 주어졌을 경우 i產業이나 品目의 市場이 실제로 개방될 確率을 나타내며, e는 자연대수의 밑이고 α와 β는 豫測對象係數이다. 여기서 Z_i는 $Z_i = \alpha + \beta X_i$로 정의된다. 통상의 그룹화된 표본의 경우는 각 그룹으로부터 빈도수를 계산함으로써 관련 P_i를 실제로 계산할 수 있으나 本稿에서처럼 표본이 그룹화되어 있지 않을 경우 P_i는 측정될 수 없다[3].

이와 같이 P_i가 관측되지 못할 경우에 대해서는 다행히 最尤度推定法(maximum likelihood estimation)이 가능하다. 우선 市場開放 여부를 측정하는 Y_i 중 1(市場開放)인 측정치의 수를 n_1, 0(輸入禁止)인 측정치의 수를 n_2, Y_i의 全體測定値數를 n이라 하자. 여기서 $n_1 + n_2 = n$이 된다. 극대화하고자 하는 尤度函數(likelihood function)는 다음과 같다.

$$L = Prob(Y_1, Y_2, \ldots, Y_n)$$

$$= Prob(Y_1) \ \ldots \ Prob(Y_n) \ldots\ldots (5)$$

여기서 Y_i의 각 측정치는 상호독립적이라 가정한다. 定義에 의해 i번째 산업이나 품목의 시장이 개방될 확률 P_i는 $P_i = Prob(Y_i = 1 | X_i)$와 같고, 수입금지될 확률 $(1-P_i)$은 1−

2) 여기서의 논의는 가능한 한 간략하게 축약하도록 하였으며 좀더 구체적인 논의에 대해서는 左承喜(1987)를 參照하기 바란다.

3) 그룹화된 資料의 경우에는 실제 계산된 빈도수를 P_i의 측정치로 상정하고 (4)式의 변형에 攪亂項 V를 추가한 $\log \frac{P_i}{1-P_i} = Z_i + V = \alpha + \beta X_i + V$를 예측한다. 이때 그룹 (i)의 수가 클 경우에는 OLS방법을 이용할 수도 있으나 일반적으로 측정된 P_i와 진정한 P_i값의 괴리로 인해 攪亂項 V가 異分散性(hetero-skedasticity)을 갖기 때문에 GLS예측방법을 이용하는 것이 바람직하다. 그룹화되지 않은 경우에도 X_i중의 한 변수를 기준으로 하여 자의적으로 그룹화할 수도 있으나 이 경우 그룹의 수가 회귀분석을 가능케 할 만큼 충분하지 않는 경우가 대부분이다. 여기서의 논의와 본문에서의 추가적인 예측방법에 대한 논의에 대해서는 Pindyck and Rubinfeld(1981), Chapter 10 참조.

$P_i = Prob(Y_i = 0|X_i)$와 같다. 따라서 式 (5)는 다음과 같이 변형된다.

$$L = P_1 \cdots P_{n_1}(1-P_{n_1+1}) \cdots (1-P_n)$$

$$= \prod_{i=1}^{n_1} P_i \prod_{i=n+1}^{n_2} (1-P_i)$$

$$= \prod_{i=1}^{n} P_i^{Y_i}(1-P_i)^{(1-Y_i)} \quad \cdots\cdots (6)$$

마지막 등호는 처음 n_1測定値에 대해서는 $Y_i = 1$, 마지막 n_2測定値에 대해서는 $Y_i = 0$이 되기 때문에 성립한다. 실제예측에 있어서는 로그最尤度를 극대화하게 되는데 式 (6)에 로그를 취하면 다음과 같다.

$$\log L = \sum_{i=1}^{n_1} \log P_i + \sum_{i=n_1+1}^{n_2} \log(1-P_i) \quad \cdots\cdots (7)$$

여기서 式 (4)의 $P_i = \dfrac{1}{1+e^{-(\alpha+\beta X_i)}}$ 를 式 (7)에 대입하면 式 (7)은 α와 β의 函數로 표시되며 통상의 극대화과정을 통해 α와 β에 대한 예측치를 얻게 된다. 이상의 예측방법에 있어서는 Y_i에 대한 측정치(1, 0)는 전체표본을 두 개의 그룹(n_1과 n_2)으로 분할하는 기준으로서의 역할을 하게 된다.

이와 같은 最尤度推定法의 경우 전체 혹은 일부설명변수들의 유의성을 검증해 보기 위한 검증은 통상의 F-檢證 대신에 다음과 같은 χ^2 檢證을 이용하게 된다. 이때 전체설명변수를 대상으로 한 추정결과의 尤度函數값(LUR)에 대한 일부변수만을 대상으로 한 결과의 尤度函數값(LR)의 비율을 λ($\lambda = LR/LUR$)라고 하면 $-2\log\lambda$는 χ^2 분포를 따르게 된다. 한편 이 경우 통상의 R^2와 유사한 예측의 適合度(goodness of fit)를 판별할 수 있는 統計値로는 $1-LR/LUR$을 사용할 수 있는데 이때 LR은 常數項만을 이용한 예측결과의 尤度函數값이다[4].

다음 章에서는 이 방법을 이용한 回歸分析結果를 논의하고자 한다.

4) 여기서의 논의는 Pindyck-Rubinfeld의 前揭書 Chapter 10의 Appendix 10.1을 주로 인용하였다. 이러한 예측방법에 대한 논의의 필요성을 지적해 준 서울대학교의 표학길 敎授께 감사를 드린다.

Ⅲ. 實證分析

1. 豫備的 論議

本 硏究에서 자료의 선택은 다음과 같은 몇가지 고려하에서 이루어졌다. 우선 우리나라의 市場開放이 1983년부터 본격화되고 美國으로부터의 開放要求도 이 시기부터 可視化되기 시작하였음을 감안하여 전체 非關稅輸入規制下의 品目選定은 1982년말 현재를 기준으로 하였으며 市場開放品目은 1983년에서 1987년말까지에 걸쳐 개방된 것으로 하였다. 여기서 市場開放與否는 기존의 비관세수입규제의 해제여부로 파악하였다.

비관세수입규제품목의 구체적 선정은 분석상 설명변수가 될 각 품목의 個別特性에 대한 정보의 可用性을 감안하여 I/O분류법을 사용한 韓國開發硏究院(1982)의 연구에서 추출된 151개품목(분야)에 한정될 수밖에 없었다. 이중 107개품목이 1987년말 현재 개방되었다. 한편 美國으로부터의 市場開放要求品目은 불행하게도 "통칭분류"에 의거하고 있어 上記 I/O 분류와 정확히 일치되지 않는 문제가 발생하

〈表 1〉 標本에 대한 情報

		總 標 本 (151個品目)	開放要求[3] (57個品目)
開放與否	開 放	107(70.9)[1]	38(66.7)
	未開放	44(29.1)	19(33.3)
產業別分布[2]	資本集約	47(31.1)	22(38.6)
	勞動集約	39(25.8)	18(31.6)
	技術集約	70(46.4)	16(28.1)
	農水產物	31(20.5)	21(36.8)

註: 1) ( ) 內는 構成比(%)임.
2) 품목에 따라서는 1개 이상의 범주에 해당될 수 있기 때문에 구성비의 합이 100보다 큼.
3) 開放要求品目 중 개방된 품목수가 左承喜(1987)에서는 32개로 나타났음. 이 차이는 자료기간이 1987년 上半期까지인 반면 여기서는 1987년말까지이기 때문임.
4) 대체로 開放率이 우리나라의 제조업에 대한 공식 開放스케줄이나 開放實績과 괴리를 보이고 있는 것은 이 표본이 未開放된 農產物을 많이 포함하고 있기 때문임.

資料: 附表 참조.

였다. 이 경우 품목을 일치시키기 위한 상식선에서의 조정이 불가피하였으며 결과적으로 총 151개품목 중 57개품목이 美國의 對韓市場開放要求品目인 것으로 나타났으며 57개품목 중에서 38개품목이 개방되었다. 전체표본에 대한 데이타는 附表에 수록하였으며 그 내용에 대한 개략적인 요약은 〈表 1〉을 참조하기 바란다. 한편 설명변수로 사용된 產業 및 品目特性變數들을 포함한 변수별 정의 및 자료출처는 〈表 2〉를 참조하기 바란다.

여기서 〈表 2〉를 통해 알 수 있는 바와 같이 被說明變數인 市場開放與否에 대한 자료는 1983~1987년간의 실적을 바탕으로 하고 있는 반면 설명변수들은 1981년이나 1982년 현재를 기준으로 하고 있다. 이와 같이 양 변수간의 시차를 허용한 이유는, 政治經濟學的 요인의 반영으로서의 市場開放與否의 결정과정이란 시간이 소요되는 동태적 현상으로서 설명변수의 효과가 市場開放與否에 영향을 미치는 데에는 시차가 존재할 것이기 때문이다[5]. 이러한 측면에서 볼 때 個別年度, 예를 들어 1983년중의 市場開放與否만을 被說明變數로 사용할 경우 예측된 효과가 실제기대효과에 비해 下向偏倚될 우려가 발생하게 될 것이다. 그러나 逆으로 만일 설명변수의 효과가 실제로 시차 없이 나타난다고 한다면 여기서와 같은 자료상의 시차허용은 역시 설명변수의 효과를 下向偏倚시킬 것으로 사료된다. 따라서 후자의 경우는 分析結果가 本稿에서 설정한 가설들을 오히려 부인하게 만드는 방향으로 偏倚될 것이기 때문에 그러함에도 불구하고 有意한 期待效果를 얻었다면 이는 오히려 本稿의 假說들을 더 강하게 지지하는 것으로 받아들일 수도 있을 것이다. 한편 美國의 對韓市場開放要求與否를 결정하는 요인, 즉 市場開放에 대한 需要決定要因을 분석해 보기 위해 對韓市場開放要求與否(REQ_i)를 被說明變數로 사용하였는데 이 경우에도 동일한 논의가 적용된다 하겠다.

以下에서는 實證分析에 사용된 說明變數(X_i)와 同 變數들의 분석상의 意義에 대해 간략하게 설명하고자 한다[6].

5) 여기서의 시차문제는 통상의 時系列分析에서의 시차문제와는 상이하다는 사실에 주목할 필요가 있다. 현실적으로 이러한 자료의 時系列化가 어려울 뿐만 아니라 몇개의 資料時點에 대한 時系列化를 통해 「크로스섹션」과 時系列資料의 結合分析(pooling)을 시도한다 하더라도 여기서 상정한 시차효과를 예측하는 데는 부적합하다 하겠다.

6) 이하에서 논의되는 각 변수들의 分析上의 意義와 이에 관련된 文獻들에 대한 좀더 상세한 설명은 左承喜(1987)를 參照하기 바란다.

〈表 2〉 變數定義 및 資料出處

	變 數 定 義	資 料 出 處
從屬變數		
Y_i	1983~87년중 開放이면 $Y_i=1$, 未開放이면 $Y_i=0$	開放要求品目에 대해서는 韓國貿易協會(1987a), 나머지 품목에 대해서는 韓國貿易協會(1987b)를 참조
REQ_i	1983~87년중 美國의 對韓市場開放要求가 있었으면 $REQ_i=1$, 없었으면 $REQ_i=0$	
說明變數		
TA_i	한국수입규제품목의 1981년 實績關稅率	韓國開發硏究院(1982)
NPR_i	한국수입규제품목의 1982년 名目保護率	"
RPR_i	한국수입규제품목의 1982년 實效保護率	"
$CR3_i$	한국의 1982년 産業集中率(上位 3社)	韓國開發硏究院·經濟企劃院統計局(1986)
SI_i	한국의 1982년 産業同質性指數	"
II_i	한국의 1982년 産業包括度指數	"
$ACR8_i$	미국의 1982년 産業集中率(上位 8社)	U.S. Department of Commerce(1986)
NO_i	미국의 對韓市場開放要求回數	韓國貿易協會(1987a)
K_i	資本集約的이면 $K_i=1$, 아니면 $K_i=0$	
T_i	技術集約的이면 $T_i=1$, 아니면 $T_i=0$	
L_i	勞動集約的이면 $L_i=1$, 아니면 $L_i=0$	
A_i	農水産物이면 $A_i=1$, 아니면 $A_i=0$	

가. 韓國의 保護率

保護率은 市場開放에 대한 需要와 供給에 동시에 영향을 미친다고 하겠다. 수요측면에서 볼 때 美國의 輸出企業들은 韓國에 진출시 期待利得이 높을수록 美國政府에 대해 對韓市場開放要求를 해주도록 로비를 강화할 것이다. 韓國內의 保護率이 높다는 것은 美國企業에게는 그만큼 높은 期待利得을 얻을 수 있는 가능성을 보여주는 것이기 때문에 해당품목이나 분야의 보호율이 높을수록 美國의 對韓市場開放壓力은 높아질 것이다. 반면에 공급측면에서 볼 때에는 기존의 보호하의 국내기업들은 保護 정도가 높을수록 그만큼 높은 렌트를 향유했을 것으로 볼 수 있기 때문에 市場開放에 따른 損失이 클 것이다. 따라서 이들은 그 보호율이 높을수록 政府에 대한 開放反對로비를 강화할 것으로 상정할 수 있다. 최종적으로 실제개방여부에 미치는 효과는 이상의 상호 상충되는 쌍방의 세력 중 우세한 측의 영향력을 그만큼 더 크게 반영할 것이다.

여기서는 세가지의 保護率測定値를 이용하였다. *TA*는 1981년 현재의 실적관세율로서 우리나라의 수입규제품목 중 많은 경우가 許可(非關稅規制)下에서 수입될 수 있기 때문에 이 경우에 실제 적용되는 關稅率이다. *NPR*은 1982년 현재 名目保護率, *RPR*은 Balassa方法에 의한 1982년 현재 實效保護率이다. 여기서 명목보호율은 해당품목의 국제가격에 대한 국내가격의 비율로서 이 비율은 實績關稅率의 높낮이와 국내시장에서의 추가적인 보호조치의 존재여부 등에 의해 결정될 것이다. 따라서 *NPR*과 *TA*는 상호간에 대체 가능한 변수인 것으로 볼 수도 있겠으나 두 변수를 동시에 사용함으로써 *NPR*의 효과를 통해 추가적인 보호조치의 효과를 추적해 보고자 하였다. 한편 實效保護率(*RPR*)은 국내가격으로 평가한 부가가치를, 國際價格으로 환산한 부가가치에 대한 비율로서, 일단 名目保護率(*NPR*)의 효과를 統制(control)했을 경우 그 효과는 투입요소의 국내가격의 국제가격에 대한 비율의 효과를 반영할 것으로 기대된다[7].

따라서 *TA*나 *NPR*의 경우는 위에서 설명한 바와 같이 그 수준이 높을수록 다른 조건이 같다면 美國의 壓力은 큰 반면 국내의 반대도 클 것이기 때문에 최종효과는 상대적인 세력의 차이에 의해 결정될 것이다. 그러나 *RPR*의 경우에는 그 수준이 높다는 것은 일단 최종제품가격에 대한 保護效果(*NPR*效果)를 동시에 감안했을 경우 國內投入要素價格이 國際價格에 비해 상대적으로 낮다는 사실을 반영하게 된다[8]. 일반적으로 최종제품가격이 국제가격과 같은 상황에서 국내투입요소가격 또한 상대적으로 낮다면 국내기업의 입장에서 볼 때 市場開放에 반대할 이유가 별로 없다고 볼 수 있을 것이며 逆으로 미국기업의 입장에서도 상대적 경쟁력이 낮기 때문에 開放에 큰 관심이 없을 것으로 보인다. 따라서 이 경우 *RPR*係數는 정치경제학적 요인의 상호작용보다는 오히려 韓國政府의 開放政策에 대한 일반적 기본원칙을 반영할 것으로 사료되며 만일 開放의 衝擊이 적은, 다시 말해 경쟁력을 확보하고 있는 產業이나 品目을 우선적으로 개방한다는 정책방향이 실제로 집행되었다면 그 係數는 正의 符號를 가질 것으로 기대된다.

나. 韓國의 產業集中率

產業集中率도 需要와 供給面에 동시에 영향을 미친다 하겠다. 우선 해당품목이나 산업의 산업집중률이 높다는 것은 그만큼 韓國內市場이 독과점하에 있고 따라서 기존보호기업들이 독점적 이윤을 얻고 있을 가능성이 높음을 의미한다. 따라서 美國의 輸出企業에게는 그만

---

7) *TA*, *NPR* 및 *RPR*간의 相關關係가 별로 높지 않아 多重共線性의 문제는 발생하지 않았다. 上記 3개 변수간의 상관관계는 57개의 美國의 對韓市場開放要求品目 표본에 있어서는 *TA*와 *NPR*간에는 −0.141(0.297), *TA*와 *RPR*간에는 0.039(0.775), *NPR*과 *RPR* 간에는 0.110(0.416)이고 151개 전체표본의 경우는 각각 −0.058(0.483), 0.067(0.415) 및 0.073(0.376)이었다. 여기서 ( )안의 숫자는 상관계수가 0일 확률이다.

8) 이와 같이 *TA*, *NPR* 및 *RPR*을 동시에 사용할 경우 각 係數가 갖는 분석상의 의미는 單純化된 假定下에서 槪略的으로 다음과 같다. 각 變數의 係數를 각각 α, β, γ라고 상정하면 關稅率의 효과는 $\alpha+\beta+\gamma$, 관세율에 추가적인 보호조치의 효과는 $\beta+\gamma$, 投入財價格의 效果는 γ가 된다. 따라서 *TA* 및 *NPR*의 효과를 해석함에 있어서는 이 관계를 감안하지 않으면 안될 것이다. 그러나 후술하는 實證分析結果에 의하면, 물론 이들 係數豫測値들의 一致性(consistency)에 문제가 없는 것은 아니지만, α는 대부분 유의하지 않았을 뿐만 아니라 $\alpha+\beta+\gamma$ 및 $\beta+\gamma$의 符號도 상대적으로 絶對値가 큰 *NPR*의 係數 β에 의해 주로 압도되고 있어 保護率의 효과는 *NPR*係數를 중심으로 論議하더라도 별 문제가 없는 것으로 나타났다.

큼 기대이득이 높게 보이게 되고 따라서 美國으로부터의 市場開放에 대한 요구의 강도가 높아질 것이다. 반면 공급측면에서 볼 때에는 산업집중률이 높은 산업이나 품목의 경우 그만큼 市場開放에 따른 期待損失이 클 수밖에 없을 것이기 때문에 對政府反對로비도 그만큼 강하게 나타날 것이다. 한편 그룹理論이나 規制理論 側面에서 볼 때에는 산업집중률이 높을수록 對政府로비가 용이하고 그만큼 효과적일 수 있기 때문에 이러한 고려는 집중률이 높은 산업의 對政府反對로비가 성공할 수 있는 가능성이 높다는 것을 시사해 준다. 그러나 실제 市場開放與否에 미치는 효과는 보호율의 경우와 마찬가지로 需要側의 正의 效果, 供給側의 負의 效果 중 그 영향력이 우세한 측을 반영하게 될 것이다. 여기서 사용한 產業集中率 變數는 1982년 현재 上位 3社 集中率 $CR3$를 사용하였다.

다. 美國의 產業集中率

美國產業集中率의 영향은 주로 需要側面에 반영될 것이다. 美國輸出企業의 경우 다른 조건이 다 같다면 自國內 해당산업이나 품목시장이 독과점적이어서 그 집중률이 높을수록 對政府로비가 강하게 그리고 효과적으로 수행될 수 있을 것이기 때문에 韓國의 市場開放與否에는 正의 效果를 미칠 것이다. 이에 대한 測定變數로서는 1982년 현재 美國의 上位 8社 集中率 $ACR8$을 이용하였다.

9) 同 假說은 Stigler에 의하여 주장된 것으로 非對稱性理論(asymmetry solution)이라고 한다. 이에 대한 說明 및 引用은 左承喜(1987)를 參照하기 바란다.

라. 韓國產業의 同質性指數

同質性指數(SI)는 어느 산업내에서 대표품목이 차지하는 비중을 나타내는 것으로 이 지수가 높을수록 그 산업의 同質性이 높다 하겠다. 이 변수의 의의는 다음과 같다. 規制理論에 따르면 산업내의 기업들의 제품이 한 종류에 집중될수록 政府에 의한 보호나 규제를 요구할 때 무임승차하더라도 자동적으로 그 혜택을 받게 되는 반면 많은 종류의 제품이 한 산업내에서 생산될 경우에는 上記와 같은 對政府로비의 결과가 일부제품에는 유리하고 여타제품에는 불리한 결과를 초래할 가능성이 높아지게 되기 때문에 후자의 경우 그만큼 로비에의 참여도는 높아지고 무임승차는 낮아지게 된다[9]. 따라서 다른 조건이 같다면 同質性指數가 높을수록 對政府市場開放反對로비의 강도는 낮아지게 된다고 볼 수 있을 것이다. 따라서 SI는 市場開放의 供給에 正의 效果를, 실제개방여부에도 正의 效果를 미칠 것이다. 여기서는 1982년 현재 產業의 同質性指數를 사용하였다.

마. 韓國產業의 包括度指數

包括度指數(II)는 특정산업의 독립적 성격을 나타내는 지수로서 이 지수가 높을수록 관련기업들이 해당산업에 속한 품목을 주생산품으로 출하하는 비중이 높다는 것을 의미하게 된다. 이 경우 包括度指數가 높을수록 각 관련기업들은 그 산업에 대한 政府의 보호나 규제조치에 따른 영향을 그만큼 많이 받게 된다는 것을 의미하게 된다. 따라서 포괄도지수가 높

을수록 다른 조건이 같다면 對政府市場開放反對로비의 강도는 높을 것으로 상정할 수 있을 것이다[10]. 따라서 II는 市場開放供給과 실제 市場開放與否에 負의 效果를 미칠 것이다. 여기서는 1982년 현재의 包括度指數를 사용하였다.

바. 産業의 要素集約度

産業의 要素集約度는 해당산업이나 품목의 비교우위를 결정하는 중요한 변수이기 때문에 궁극적으로는 해당산업이나 품목의 생산자들이 시장개방에 대한 긍정적 혹은 부정적 자세를 결정짓는 데 중요한 영향을 미칠 것이다. 이 변수의 효과를 논하기 위해서는 우선 韓國과 상대교역국, 특히 本 硏究에서는 美國과의 상대적 要素賦存度에 대한 가정이 필요하다. 여기서 美國은 韓國에 비해 技術, 資本, 土地가, 韓國은 美國에 비해 勞動이 상대적으로 풍부하다고 가정해 보자. 이 경우 韓國은 勞動集約的 産業, 美國은 技術, 資本 혹은 土地集約的 産業에 비교우위를 가지게 될 것이다. 따라서 美國으로부터의 對韓市場開放要求는 技術 혹은 資本集約的 産業이나 農業部門에 집중될 가능성이 높은 반면 韓國 쪽에서는 市場開放에 대한 반대가 상대적으로 이 부문들에서 강하게 나타날 것이다.

그러나 勞動集約的 産業이나 品目의 경우는 韓國 쪽에서 볼 때에는 그 비교우위가 높기 때문에 開放에 대해 별로 반대하지 않을 것이며 美國 쪽의 입장에서는 그 開放에 대해 특별한 선호를 나타낼 이유가 없다 하겠다. 일반적으로 비교우위가 있는 산업은 자유무역을 지지할 것으로 기대되기 때문에 市場開放供給側面에서 正의 效果를 미칠 것으로 기대된다.

따라서 資本集約度(K), 技術集約度(T), 農水産部門 與否(A)가 韓國의 實際市場開放與否에 미치는 효과는 需要側과 供給側 세력 중 어느 쪽이 더 우세하냐에 따라 결정될 것이며 勞動集約度(L)의 경우는 正의 效果를 미칠 가능성이 높다 하겠다. 여기서 K, T, L, A의 實際測定은 구체적 資料의 不在로 筆者의 상식에 의거 1, 0 더미變數로 분류하였다.

사. 市場開放要求回數

美國의 市場開放壓力의 강도를 측정해 볼 수 있는 변수로서 각 요구품목에 대해 그 開放要求回數(NO)를 설명변수로 이용해 보았는데 만일에 韓國이 美國의 압력에 강력히 대응했다면 市場開放與否에 대해 負의 效果를 미칠 것으로 기대된다. 그러나 公式, 非公式채널을 통해 들어온 개방요구회수에 대한 정보가 충분하지 않을 뿐 아니라 정보가 가용하다 하더라도 얼마나 정확하게 美國의 압력 정도를 반영할지는 논란의 여지가 있다 하겠다. 이 변수는 정확한 정보만 가용하다면 美國의 市場開放需要를 측정할 수 있는 從屬變數로도 사용할 수 있겠으나 현실적 情報制約으로 이러한 시도가 별로 좋은 결과를 낳지 못하였다. 여기서는 1983~87년에 걸쳐 나타난 美國의 市場開放要求回數를 사용하였다.

이상의 논의에 있어서는 說明變數들이 市場開放與否에 대해 갖는 정치경제학적 시사점을

10) 同 假說은 1人當 期待利益이 높을수록 로비의 강도가 높다는 그룹理論의 시사점으로부터 유추된다. 이에 대한 설명은 左承喜(1987)를 參照하기 바란다.

중심으로 그 효과에 대한 假說化를 시도하였다. 여기서 한가지 주의해야 할 점은 이러한 논의의 배후에는 政府의 政策決定이 合理的 自利追求行爲나 단순한 정치적 지지기반의 확대노력에 의해 주도된다는 강한 假說이 내재되어 있다는 사실이다. 그러나 이러한 假說과 대립되는 것으로 開化된 政府(enlightened government)假說이 있다. 이 假說에 의하면 정부의 경제정책은 오직 經濟論理에 따라 일부가 아닌 전체국민경제의 효율성 및 복지를 증진시키는 방향에서 결정되고 집행된다고 본다. 그러나 이 假說은 일반적으로 本稿에서 채택한 대부분의 설명변수들의 효과의 방향에 대해 구체적인 시사를 주지 않기 때문에 本研究를 통해 同 假說을 합리적 自利追究政府假說에 대응하는 假說로서 검증하기는 어렵다 하겠다. 따라서 本稿의 分析結果가 실증정치경제학적 접근방법의 타당성을 지지하는(혹은 하지 않는) 것으로 나타난다고 해서 이를 반드시 開化된 政府假說을 否定(혹은 支持)하는 것으로 볼 수는 없다 하겠다. 다음 節에서는 회귀분석결과를 논함에 있어서 일부 開化된 政府假說의 입장에서도 해석이 될 수 있는 경우는 그 가능성에 대해서도 논의하기로 하겠다[11].

11) 한편 이들 假說에 대립되는 개념으로 施惠的 政府(benevolent government)假說이 있는데 이 가설은 경제적으로 불리한 입장에 있는 그룹을 상대적으로 우대하고자 하는 도덕적 고려에 의해 政府의 政策이 영향을 받는다고 본다. 이 경우에 있어서도 본문 중의 開化된 政府假說에 대한 논의가 동일하게 적용된다. 더구나 이 가설의 市場開放政策과의 이론적 및 현실적 관련성은 개화된 정부가설에 비해 더 낮을 것으로 사료된다. 政府形態에 대한 諸般假說들에 대해서는 左承喜(1987)를 參照하기 바란다.

12) 로짓分析은 *RATS* 프로그램을 이용하였다.

2. 市場開放에 대한 로짓函數豫測

前節에서 논의한 각 變數別 政治經濟學的 시사점을 기초로 하여 실제실증분석은 需要函數, 供給函數, 그리고 市場開放函數를 모두 추정하였다[12].

가. 市場開放需要函數 豫測結果

市場開放需要函數 式 (1)의 實際推定模型은 다음과 같다.

$$REQ = D(\underset{(+)}{TA}, \underset{(+)}{NPR}, \underset{(-)}{RPR}, \underset{(+)}{CR3}, \underset{(+)}{ACR8}, \underset{(+)}{K}, \underset{(+)}{T}, \underset{(-)}{L}, \underset{(+)}{A}) \quad \cdots\cdots\cdots (1')$$

變數 밑의 符號는 期待符號이다. 여기서는 美國의 對韓市場開放要求與否가 市場開放에 대한 需要函數를 반영한다고 본다. 국내변수인 SI, II는 美國의 수요결정에는 영향을 미치지 않을 것이기 때문에 제외되었다. 결과는 〈表 3〉의 〈結果 Ⅰ-1〉과 〈結果 Ⅰ-2〉에 요약되어 있는데 전자는 變數 K, T, L, A가 더미變數이기 때문에 생기는 多重共線性 問題의 가능성을 감안하여 이를 제외하여 추정한 결과이다.

두 가지 결과에 있어 어느 정도 그 유의성이 있는 變數인 NPR, RPR, $CR3$, $ACR8$, T, L, A 등을 중심으로 볼 때 $ACR8$을 제외하고는 전부가 期待符號를 나타내고 있다. 美國의 對韓市場開放要求는 기대한 대로 韓國의 名目保護率이 높을수록 높고, 對韓國競爭力이 낮을수록(주어진 NPR에서 RPR이 높을수록) 낮고, 韓國의 產業集中率이 높을수록 높고, 技術

〈表 3〉 韓國의 市場開放에 대한 로짓函數豫測結果

	需要函數		供給函數	市場開放函數				標本結合妥當性檢證
	Ⅰ-1	Ⅰ-2	Ⅱ	Ⅲ-1	Ⅲ-2	Ⅳ-1	Ⅳ-2	Ⅴ[2]
從屬變數	*REQ*	*REQ*	*Y*	*Y*	*Y*	*Y*	*Y*	–
標本數[1]	151	151	94	57	57	151	151	–
常數項	−1.054 (−1.438)	0.001 (0.001)	3.882* (1.914)	1.220 (0.502)	7.313 (1.423)	3.714** (2.526)	5.309** (2.340)	−2.662 (−0.841)
TA	−0.002 (−0.216)	−0.005 (−0.537)	0.012 (0.719)	−0.016 (−0.976)	0.014 (0.612)	−0.001 (−0.059)	0.020 (1.598)	−0.027 (−1.199)
NPR	0.013 (1.238)	0.002 (0.144)	0.027 (1.509)	−0.022 (−1.430)	−0.029 (−1.407)	0.043** (2.356)	0.034* (1.838)	−0.049** (−2.076)
RPR	−0.003 (−1.607)	−0.002 (−1.192)	0.0002 (0.272)	0.001 (1.378)	0.002* (1.686)	0.001* (1.678)	0.0005 (0.775)	0.001 (0.845)
*CR*3	0.023*** (2.901)	0.014 (1.626)	−0.028** (−2.040)	−0.043** (−2.049)	−0.083** (−2.269)	−0.036*** (−3.301)	−0.041*** (−3.239)	−0.015 (−0.609)
*ACR*8	−0.020*** (−2.249)	−0.019* (−1.877)	–	0.076*** (3.140)	0.097*** (2.808)	–	–	0.076*** (3.140)
SI	–	–	−0.308 (−0.269)	1.171 (0.584)	3.341 (1.246)	0.484 (0.515)	1.147 (1.096)	1.478 (0.640)
II	–	–	−1.932 (−1.165)	−1.423 (−0.703)	−1.246 (−0.422)	−1.764 (−1.498)	−3.113** (−2.130)	0.509 (0.194)
K	–	−0.360 (0.476)	– –	– –	−4.230 (−1.526)	– –	−1.089 (−1.012)	– –
T	–	0.595 (1.187)	–	–	−1.342 (−0.698)	–	1.221 (1.608)	–
L	–	−1.072 (1.436)	–	–	−4.692* (−1.926)	–	−0.968 (−1.023)	–
A	–	1.499*** (2.347)	–	–	−6.109** (−2.343)	–	−2.519*** (−3.019)	–
NO	–	–	–	–	0.007 (0.017)	–	−0.386 (−1.461)	–
DNPR[3]	–	–	–	–	–	−0.060*** (−2.648)	−0.040* (−1.745)	–
*DACR*8[3]	–	–	–	–	–	0.023** (2.237)	0.034*** (2.400)	–
平均尤度 (average likelihood)	0.553	0.581	0.630	0.661	0.711	0.617	0.661	–
χ^2 [4]	21.48*** (5)	36.11*** (9)	7.89[5] (6)	38.9*** (7)	33.7*** (12)	24.74***	45.21***	–
$1-\frac{LR}{LUR}$ [6]	1.0	1.0	0.98	1.0	1.0	1.0	1.0	–

註: 1) 57개는 1983~87년간의 美國의 開放要求品目, 151개는 1982년말 현재 輸入規制品目임. 94개는 美國의 開放要求가 없는 規制品目임.

2) 〈結果 Ⅴ〉는 151개품목에 대해 더미변수를 이용하여 〈結果 Ⅱ〉와 〈結果 Ⅲ-1〉의 계수의 차이를 추정한 결과임. 여기서 각 계수간의 관계는(〈結果 Ⅲ-1〉의 係數推定値)−(〈結果 Ⅱ〉의 係數推定値)=(〈結果 Ⅴ〉의 추정치)임.

3) *DNPR*과 *DACR*8은 市場開放要求品目에 대해서는 원래 *NPR*, *ACR*8과 같고 요구가 없는 품목인 경우는 0임.

4) 計算方式은 2(log *LR*−log *LUR*)임. 여기서 *LR*은 제약을 가한 尤度函數값으로 常數項만을 이용하였고 *LUR*은 제약을 가하지 않은 尤度函數값임. ( )안의 숫자는 χ^2檢證을 위한 自由度임.

5) 25% 수준에서 유의.

6) R^2와 유사한 개념이며, 여기서 *LR*은 설명변수로 常數項만을 사용하여 구한 것임. 1.0인 경우는 실제 계산치는 1보다 작지만 소숫점 네째자리에서 반올림한 결과임.

7) 有意水準 分類 −
***: 1% 수준에서 유의.
** : 5% 수준에서 유의.
* : 10% 수준에서 유의.

8) 추정치 밑의 ( )안의 숫자는 *t*값임.

集約的이고 土地集約的일수록 높은 반면 勞動集約的일수록 낮다. TA나 K의 有意度는 너무 낮게 나오고 있는데 특히 K의 경우는 그동안 우리나라의 중화학공업 추진으로 資本集約的 產業에도 현재 韓國의 對美國比較優位가 형성되고 있을 가능성을 감안한다면 K의 유의성이 낮다는 것은 이러한 현실을 반영한다고 볼 수도 있을 것이다[13].

그러나 美國의 產業集中率은 有意하면서도 期待와는 반대의 符號를 보이고 있다. 이 결과는 앞에서 논의한 정치경제학적 시사점과는 반대되지만 다음과 같은 현실적인 고려에 의해 합리적 설명이 가능하다 하겠다. 美國의 對韓市場開放要求는 個別企業이 직접 韓國政府에 요구하거나 美國政府가 이를 대변할 수도 있고 美國政府가 독자적으로 요구할 수도 있다. 따라서 후자의 경우 美國政府가 韓國內 市場條件을 감안하여 個別企業들의 로비가 없을 경우라 하더라도 독자적으로 對韓要求를 할 수 있을 것이다. 이 경우 美國內에서 로비의 강도가 상대적으로 낮거나 혹은 로비가 전혀 없다($ACR8$이 낮다) 하더라도 그 產業이나 品目의 韓國內 市場條件이 美國에 유리하다고 판단될 경우 이에 대한 市場開放要求를 할 가능성이 높다 하겠다. 그런데 美國의 기업들이 일반적으로 內需市場을 중시했었기 때문에 韓國內 市場與件에 무지했었다는 일반적인 인식을 받아들인다면 과거 市場開放要求의 개시단계인 요구품목의 申込過程에서는 企業들이 대정부로비에 대해 별로 적극적이지 않았을 것이란 기대를 가능케 한다. 이에 따르면 과거 韓美貿易摩擦의 開始期에는 對韓市場開放要求를 美國政府가 독자적으로 주도했을 가능성이 높다 하겠다. 이 경우 美國의 對韓市場開放要求與否와 $ACR8$과의 관계는 반드시 正의 關係를 보이지 않을 수도 있다 하겠다[14]. 결국 式 (1′)의 예측결과는 대체로 정치경제학적 가설을 지지하는 것으로 해석될 수 있다.

나. 市場開放供給函數 豫測結果

市場開放供給函數 式 (2)의 실제 豫測模型은 다음과 같다.

$$Y=S(\underset{(-)}{TA},\ \underset{(-)}{NPR},\ \underset{(+)}{RPR},\ \underset{(-)}{CR3},\ \underset{(+)}{SI},\ \underset{(-)}{II},\ \underset{(-)}{K},\ \underset{(-)}{T},\ \underset{(+)}{L},\ \underset{(-)}{A}) \quad \cdots\cdots\cdots (2')$$

여기서 被說明變數 Y는 美國의 對韓市場開放要求가 없었던 94개 품목의 實際市場開放與否이다. 시장개방요구가 없었다는 사실은 미국으로부터의 수요측 세력에 의해 별로 영향을 받지 않았음을 의미하기 때문에 그 開放與否는 국내에서의 정치경제학적 요인의 발현으로서 공급세력을 반영하게 될 것이다[15]. 따라서

13) 이 결과에서 TA, NPR 및 RPR係數의 보호의 효과에 대한 計量經濟學的 示唆는 註 8)을 參照하기 바라며 同 註에서 논의한 이유로 해서 이하의 결과해석에 있어서는 주로 NPR의 효과를 중심으로 논의한다.

14) 그러나 韓國內 市場條件이 유리한 품목이 政府主導에 의해 일단 對韓市場開放要求品目리스트에 올라가게 된다는 것은 결국 해당산업내의 기업들에게 유리한 한국시장조건에 대한 정보를 제공하는 것과 같기 때문에 그때부터 관련기업들의 對美國政府 및 對韓國政府에 대한 개방로비가 강화되게 될 것이다. 이 경우 同 開放要求品目의 실제개방여부는 美國內의 產業集中率에 의해 正의 영향을 받을 것으로 사료된다. 한편 市場開放壓力의 개시단계에서의 美國政府의 독자적인 요구행위는 개화된 政府假說에 부합되는 측면을 가지고 있다 하겠다.

15) 그러나 美國의 對韓市場開放壓力이 어떤 의미에서는 무차별적으로 모든 품목에 대해 크고 작은 영향을 미쳤을 것이란 측면을 전혀 무시할 수는 없기 때문에 94개품목의 開放與否에 수요세력의 영향이 전혀 없었다고 하기는 어렵다 하겠다. 그러나 이 경우에 있어 전체의 개방수준이 영향을 받을 가능성은 있지만 個別品目別 開放에 정치경

미국측 변수인 $ACR8$은 說明變數에서 제외된다. 實際推定은 K, T, L, A를 다 포함할 경우 多重共線性 때문에 추정과정이 收斂(converge)하지 않는 문제가 발생하기 때문에 이 변수들을 제외할 수밖에 없었다. 결과는 〈表 3〉의 〈結果 Ⅱ〉에 요약하였다. 이 결과는 수요함수 추정결과에 비하면 χ^2값이 많이 저하되고 豫測의 適合度도 저하되고 있어 전반적으로 신뢰도가 낮다고 할 수 있겠다. 그러나 豫測係數의 符號를 중심으로 보면 韓國의 產業集中率이 높을수록, 그리고 韓國產業의 포괄도가 높을수록 市場開放與否에는 負의 效果를 미치고 있어 기대부호와 부합되고 있다[16].

주목할 만한 결과로서는 理論이 시사하는 바대로 $CR3$가 需要函數에서는 正의 有意한 效果를 미친 반면 供給函數에서는 負의 有意한 效果를 미치고 있다는 점이다. 마찬가지로 RPR의 係數도 그 유의성이 낮기는 하지만 이론이 시사하는 바와 같이 需要의 경우 負의 效果를 미친 반면 供給에는 正의 效果를 미치고 있다. 이와 같은 기대했던 방향으로의 부호의 변화는 일반적으로 수요와 공급을 실증적으로 分離認識(identification)하기가 쉽지 않다는 사실에 비추어 볼 때 놀랄 만한 결과라고 할 수 있을 것이다.

한편 NPR의 경우는 期待와 反對의 符號를 보이면서 그 유의성은 높게(15% 수준에서 有意) 나타나고 있는데 여기에는 政治經濟學的 要因이 아닌 다른 요인이 개재되어 있지 않나 사료된다. 즉 이 경우 政府의 市場開放政策이 開化된 政府假說에 부합되는 측면을 가지고 있다고 해석할 수도 있을 것이다. 政府가 過保護된 산업의 개방을 통해 경쟁을 도입함으로써 關聯產業의 非效率性을 교정하려는 방향에서 정책을 추진해 왔다면 NPR의 효과는 正의 方向으로 나타날 수도 있을 것이다[17]. 한편 TA의 경우는 需要函數의 경우와 마찬가지로 그 유의성이 너무 낮아 比較論議의 意義가 별로 없다고 하겠다.

다. 市場開放函數 豫測結果

市場開放需要와 供給勢力의 상호작용결과인 市場開放函數, 式 (3)의 實際推定模型은 다음과 같다. 여기서 변수 밑의 의문부호는 期待符號가 결정되지 않는 경우를 나타낸다.

$$\begin{aligned} Y = H(\underset{(?)}{TA},\ \underset{(?)}{NPR},\ \underset{(?)}{RPR},\ \underset{(?)}{CR3},\ \underset{(+)}{ACR8},\ \underset{(+)}{SI},\\ \underset{(-)}{II},\ \underset{(?)}{K},\ \underset{(?)}{T},\ \underset{(+,?)}{L},\ \underset{(?)}{A},\ \underset{(?)}{NO}) \ldots\ldots \quad (3') \end{aligned}$$

式(3′)의 실제추정은 두 가지 표본에 대해 시도되었다. 美國의 對韓市場開放要求 대상인 57개 품목 표본과 전체 151개 품목의 표본에 대해 추정하였는데 이러한 시도를 통해 美國의

제학적요인을 반영하는 방향에서 조직적으로 영향을 미쳤다고 보기는 어려울 것이다. 한편 여기서는 편의상 美國을 수요자로, 韓國을 공급자로 분리하여 수요와 공급을 논의하고 式(2′)를 供給函數로 정의하고 있지만 실제로 式(2′)는 국내의 市場開放需要勢力까지도 다 감안하고 있음에 주의하기 바란다. 예를 들어 式(2′)에서 正의 期待符號를 갖는 變數, 특히 RPR이나 L 등을 국내의 市場開放需要勢力을 반영하는 것으로 볼 수도 있겠다. 이와 관련된 논의에 대해서는 左承喜(1987)를 참조하기 바란다.

16) K, T, L, A를 포함한 결과가 수렴되지는 않았지만 참고로 20段階(step)에서 얻어진 결과 중 어느 정도 유의한 변수에 대한 추정치를 보면 다음과 같다.

$$\ldots\ -0.040CR3 \quad -3.932II \quad -2.010A \ldots$$
$$(-2.503) \quad (-1.948) \quad (-1.951)$$

여기서 ( )안은 t값임. 이 결과도 〈結果 Ⅱ〉와 대체로 같은 부호유형을 보이고 있으며 특히 A가 기대한 바와 같이 負의 符號를 보이고 있어 농산물일수록 그 開放率이 낮음을 시사하고 있다.

17) 이 점에 대해서는 후술하는 '市場開放函數 豫測結果'에 대한 논의에서 추가적으로 논의할 것이다.

市場開放壓力의 유무가 실제 어떤 형태로 韓國의 市場開放政策推進에 영향을 미쳤는가를 분석해 볼 수 있을 것이다.

우선 57개 품목에 대한 결과(表 3의 〈結果 Ⅲ-1〉과 〈結果 Ⅲ-2〉 참조)를 보면 需要函數나 供給函數와도 다른 부호유형을 보이고 있다. *TA*의 경우는 여전히 그 유의성이 낮다. *NPR*의 경우는 負의 효과를 미치고 있는데 需要供給에 미치는 효과와 비교할 때 흥미있는 시사를 주고 있다.

〈結果 Ⅰ〉에 의하면 開放壓力은 *NPR*이 높은 품목에 더 강하게 나타나고 있지만 〈結果 Ⅲ〉에 의하면 그 중에서 開放與否를 결정함에 있어서는 오히려 *NPR*이 낮은 품목이 개방될 확률이 더 높게 나타나고 있다. 그러나 供給函數의 경우(〈結果 Ⅱ〉)는 *NPR*이 높을수록 개방될 확률은 높다. 이 결과를 통해 유추한다면 韓國의 市場開放은 그 보호율이 상대적으로 낮은 품목그룹의 경우에는 보호율이 높은 품목이 더 많이 개방된 반면 그 보호율이 상대적으로 높은 품목그룹(주로 美國의 開放要求品目)의 경우에는 보호율이 높은 품목의 개방률이 오히려 더 낮다고 볼 수 있을 것이다[18]. 따라서 전자의 경우는 개화된 政府假說에 부합된다고 할 수 있으나 후자의 경우는 自利追求政府假說에 부합된다 하겠다. 이와 같은 상반되는 시사점에 대한 한가지 가능한 합리적 설명으로서 美國의 市場開放壓力의 可視化가 開放政策의 이해득실에 대해 무지했던 국내 이해관련그룹들의 주의를 환기시킴으로써 오히려 市場開放政策의 집행을 어렵게 하고 정치경제학적 요인들에 의한 정책의 오염을 초래했었다고 해석할 수도 있을 것이다[19].

한편 *RPR*의 경우는 正의 效果를 미치고 있는데 이는 공급측의 세력이 압도한 결과라 하겠다. 美國의 對韓市場開放要求는 *RPR*이 높을수록 낮은 반면 실제개방은 *RPR*이 높을수록 높게 나타나고 있다는 사실은, 美國은 가능하면 자신들의 경쟁력이 유리한(*RPR*이 낮은) 품목의 개방을 원한 반면 실제로 韓國의 市場開放에는 경쟁력을 갖춘(*RPR*이 높은) 품목을 먼저 개방한다는 開放政策 의지가 더 강하게 반영되었음을 시사한다고 하겠다[20].

產業集中率의 경우, 우선 國內集中率 *CR*3의 경우는 需要側의 正의 效果를 供給側의 負의 效果가 압도하여 결과적으로 市場開放에 負의 有意한 효과를 시현하였다[21]. 한편 美國의 集中率 *ACR*8의 경우는 期待符號인 正의 有意한 효과를 미치고 있다. 그러나 이 결과는 需要函數에서의 負의 效果와는 상충되고 있는데 이는 앞에서 논의한 美國의 政府와 企業들의 對

18) 〈結果 Ⅱ〉와 〈結果 Ⅲ-1〉과의 *NPR*係數의 차이의 유의성에 대한 검증은 후술하는 〈結果 Ⅴ〉를 통해 시도되었으며 95% 수준에서 유의한 것으로 나타났다.

19) 이런 측면에서 볼 때 美國의 對韓市場開放壓力은 오히려 韓國의 市場開放政策의 합리적 추진을 어렵게 했다는 주장이 가능하다 하겠다.

20) 이를 開化된 政府假說에 부합되는 것으로 해석할 수도 있으나 이 경우는 政府의 정책의지와 경쟁력을 갖춘 산업의 이해관계가 일치되기 때문에 해석상의 어려움이 따른다 하겠다.

21) *CR*3가 市場開放의 供給函數나 市場開放函數에 대해 負의 有意한 效果를 미치고 있다는 사실을 政府의 幼稚產業保護政策과 일관성을 가지기 때문에 開化된 政府假說에 부합된다고 볼 수도 있을 것이다. 그러나 필자의 견해로는 開放에 대한 의지가 기본적으로 유치산업보호의 부작용을 인식한 결과이기 때문에 同 保護政策에 의해 독과점화된 산업을 보호한다는 것이 개화된 정부의 정책이어야 한다고 보기에는 어려움이 있다. 그뿐 아니라 만일 보호하의 獨寡占品目의 경쟁력이 상대적으로 낮기 때문에 개방의 충격을 완화하기 위해 그 개방을 늦춘다는 정책이 개화된 政府假說에 부합된다 하더라도 여기서는 경쟁력 차이가 *RPR*에 의해 통제되었기 때문에 경쟁력이 동일한 경우 독과점도가 상대적으로 높은 품목의 개방을 지연시키는 것이 개화된 政府假說에 부합된다고 보기는 어렵다고 사료된다.

韓市場開放要求패턴에 대한 잠정적 가설에 부합된다고 하겠다. 즉 美國의 對韓市場開放壓力의 전개과정은 市場開放要求의 개시단계에서는 주로 美國政府가 주도하였으나 일단 開放要求가 공식화된 후에는 個別企業들의 관심을 불러일으킴으로써 이들의 對美國 및 韓國政府에 대한 開放로비를 강화시키게 되었다고 하겠다. 따라서 이 假說에 의하면 市場開放要求與否는 美國의 產業集中率에 의해 영향을 별로 받지 않겠지만 開放要求品目의 實際開放與否는 이러한 로비의 영향을 강하게 받게 된다고 할 수 있을 것이다[22].

한편 *SI*와 *II*의 경우는 有意性이 높지는 않지만 기대한 부호를 나타내고 있다. *SI*의 경우 특히 〈結果 Ⅲ-2〉에 의하면 그 유의성도 다소 개선되고 있어 산업의 동질성이 높을수록 반대로비의 강도가 낮아진다는 Stigler의 非對稱性理論이 지지되고 있는 것으로 볼 수 있을 것이다[23].

要素集約度變數들은 전부가 負의 效果를 미치고 있다. 특히 技術集約的이고 土地集約的인 경우 美國의 開放壓力에도 불구하고 實際開放은 상대적으로 낮은 것으로 나타나 국내이해관계가 더 강하게 반영되었다 하겠다[24]. 한편 資本集約的인 경우도 상대적으로 개방이 낮은 것으로 나타나고 있다. 이 결과에 의하면 韓國의 비교우위가 낮은 품목에 대한 開放이 상대적으로 낮았었다고 볼 수 있기 때문에 政府가 幼稚產業 보호라는 측면에서 開放政策을 추진해 왔다고도 주장할 수 있을 것이다. 그러나 한편 비교우위가 있을 것으로 생각되는 勞動集約的인 경우마저도 그 開放率이 낮은 것으로 나타나고 있어 이러한 해석을 하기에는 어려움이 따른다 하겠다[25]. 따라서 필자의 견해로는 要素集約度變數들만의 결과에 의하면 오히려 비교우위 여부에 관계없이 한국이 품목별로 정도의 차이는 있지만 무차별적으로 市場開放에 부정적 대응을 해왔지 않나 하는 해석이 가능하다 하겠다. 물론 이런 해석을 함에 있어서 한가지 유보사항으로서 고려해야 할 점은 *K*, *T*, *L*, *A* 變數들에 대한 실제자료의 신뢰성에 문제가 없지 않을 것이라는 점이다. 筆者의 품목분류에 있어서 의도하지 않은 恣意性의 개재가능성을 완전히 배제하기는 어렵다고 생각되기 때문이다.

다음으로 151개 품목에 대한 결과를 보기로 하겠다. 우선 이 경우는 市場開放要求가 있었던 57개 품목 표본과 요구가 없었던 94개 품목 표본의 結合標本(pooled sample)을 이용한 셈이기 때문에 이 두 표본의 결합이 통계적 타당성을 갖는지 여부를 검증할 필요가 있다. 만일 兩標本에 있어서 韓國의 市場開放行

22) 전술한 '수요함수 예측결과'에서 *ACR*8에 대한 논의를 참조하기 바란다.

23) *II*의 경우는 〈結果 Ⅳ〉에 대한 논의와 관련해서 후술하겠다. 〈結果 Ⅳ〉에 의하면 *II*의 유의성이 크게 개선되고 있다.

24) 전술한 바와 같이 開放要求의 경우 技術集約的이고 土地集約的인 品目에 대한 開放要求가 상대적으로 높았었음을 주의하기 바란다.

25) 勞動集約的 品目의 경우 比較優位는 있다 하더라도 그 산업에 종사하는 노동자가 상대적으로 저소득층이기 때문에 開放에 따른 比較優位 발현 가능성보다도 오히려 그 가능성은 낮다 하더라도 개방에 따른 경쟁심화로 만일에 그 산업에 충격이 생겨 저소득계층노동자에 피해가 갈 것을 우려하여 그 개방을 주저했다면 이는 施惠的 政府假說에 부합된다고도 할 수 있을 것이다. 그러나 이러한 해석에는 상당한 억지가 따른다 하겠다. 한편 94개 표본에서 *K*, *T*, *L*, *A*를 다 사용한 결과—수렴하지는 않았지만—도 比較優位論에 입각한 開化된 政府假說과는 일치되지 않는 시사를 주고 있다. 註 16)에서 제시한 일부 변수에 추가하여 *T*의 계수를 보면 1.708(1.459)〔여기서 ( ) 안은 *t*값〕로서 미국의 압력이 없는 경우에도 비교우위가 낮은 기술집약적 품목의 開放率이 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 開化된 政府假說에 배치되는 결과라 하겠다.

態가 상이하다면 이 두 표본은 서로 상이한 것으로 볼 수 있기 때문에 결합의 통계적 타당성이 지지되지 않는 것으로 볼 수 있다. 이를 위한 구체적인 방법으로는 57개 품목에 대한 결과(〈結果 Ⅲ〉)와 94개품목에 대한 결과(〈結果 Ⅱ〉)의 추정치간의 차이가 유의한지 여부를 검증해 볼 수 있다. 이를 위해 151개 표본에 대해 더미變數接近法을 이용하여 〈結果 Ⅲ-1〉과 〈結果 Ⅱ〉의 관련계수간의 차이에 대한 추정치와 그에 대한 t-統計値를 추정하였다. 이 결과는 〈表 3〉의 〈結果 Ⅴ〉에 요약하였다[26].

〈結果 Ⅴ〉에 의하면 市場開放要求가 있을 경우와 그렇지 않을 경우의 市場開放行態가 상이하다는 것이 통계적으로 입증되고 있다. 즉, 韓國의 供給函數(〈結果 Ⅱ〉)와 美國의 市場開放要求가 있는 경우의 實際市場開放函數(〈結果 Ⅲ-1〉)와는 이론적으로 상이할 뿐만 아니라 자료에 의해서도 그 상이함이 지지되고 있다. 특히 NPR의 계수의 차이가 유의하게 나타나고 있는데 이는 앞에서도 지적한 바와 같이 NPR이 높은 품목에 대한 市場開放度가 美國의 開放壓力이 없을 경우보다 있을 경우에 더 낮았음을 의미하고 있다[27]. $ACR8$의 경우는 이론적으로 市場開放要求가 있었던 57개 품목에만 관련되기 때문에 그 차이가 유의하다는 결과는 당연하다 하겠다.

이상의 결과에 의하면 151개 품목에 대한 로짓分析이 통계적인 타당성을 가지려면 적어도 市場開放要求에 의해 유의한 영향을 받고 있는 NPR과 $ACR8$의 계수로부터 市場開放需要勢力을 분리통제해야 할 필요가 있음을 알 수 있다. 〈結果 Ⅳ-1〉과 〈結果 Ⅳ-2〉에서 $DNPR$과 $DACR8$은 원래의 NPR과 $ACR8$에 市場開放要求가 있는 경우는 1, 없는 경우는 0으로 하는 더미變數를 곱한 변수로서, 미국측으로부터의 需要勢力을 통제하는 역할을 한다. 이론적으로 볼 때 〈結果 Ⅳ-1〉의 NPR係數는 市場開放供給函數 〈結果 Ⅱ〉의 NPR係數와 $DNPR$과 $DACR8$의 係數는 市場開放函數 〈結果 Ⅲ-1〉의 NPR과 $ACR8$의 係數와 그 부호와 크기가 비슷할 것이다. 이 관계는 〈結果 Ⅳ-2〉와 〈結果 Ⅲ-2〉간에도 성립한다 할 것이다. 이러한 분석의 잇점은 물론 전체표본에 공통되는 市場開放行態를 추출해 낼 수 있다는 점이라 하겠다[28].

이하에서는 〈結果 Ⅳ-2〉를 중심으로 하여 논의하고자 한다[29]. TA 및 NPR의 계수를 보면 미국의 압력에 의해 오염되지 않는 경우 市場開放政策은 保護率이 높은 품목을 먼저 개방하는 政策基調를 유지했다고 볼 수 있겠다[30]. 그러나 전술한 바와 같이 일단 開放要

26) 예측방법은 주지하는 바와 같이 더미變數 D를 市場開放要求品目에 대해서는 $D=1$, 요구가 없는 품목에 대해서는 $D=0$으로 定義하고 각 변수에 D를 곱하여 새로운 변수를 정의한 후 전체표본 151개에 대해 이 변수들을 원래의 변수들과 같이 이용하여 예측한다. 이때 원래의 변수들의 계수는 〈結果 Ⅱ〉와 동일하고, 새로 정의된 변수들의 계수는 〈結果 Ⅲ-1〉에서 〈結果 Ⅱ〉를 뺀 차이를 나타내게 된다. 한가지 주의할 것은 $ACR8$의 경우 이론적으로 式 (3′)에는 포함되나 式 (2′)에는 포함되지 않기 때문에 그 계수의 차이는 단순히 〈結果 Ⅲ-1〉과 같으며 式 (2′)의 결과 중 K, T, L, A를 포함한 결과가 수렴하지 않는 문제 때문에 여기서의 檢證도 이 變數들을 제외할 수 밖에 없었다.

27) NPR의 係數가 〈結果 Ⅱ〉에서는 正인 반면 〈結果 Ⅲ-1〉에서는 負로 나타나고 있음에 주의하기 바란다.

28) 또 한가지 이러한 결합분석의 잇점은 94개 표본의 경우 K, T, L, A를 사용한 경우 결과가 수렴하지 않는 반면 151개 품목의 경우 이런 문제가 해소되기 때문에 이러한 결합을 통해 이 변수들이 94개 표본에 기초한 市場開放供給에 미치는 효과를 유추해 볼 수도 있다.

29) 이하에서의 논의는 지금까지의 결과들을 종합하는 의미를 갖는다.

求가 있는 경우에는 이 기조가 역전되었음이 *DNPR*의 負의 豫測係數를 통해 감지할 수 있다. *RPR* 의 계수에 의하면 역시 우리의 경쟁력이 높은 품목에 대한 개방도가 높은 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과를 따르면 일단 정책기조가 開化된 政府假說과 부합되었던 것으로 볼 수도 있는 반면 *CR*3와 *II*의 係數가 負의 符號에다 그 유의성도 높게 나오고 있고 *SI*가 正의 符號를 보이고 있어 이 결과는 정치경제학적 가설을 강하게 지지하고 있다. 같은 맥락에서 美國의 產業集中率(여기선 *DACR*8)도 正의 有意한 效果를 미치고 있어 美國의 開放壓力이 강하게 우리의 開放政策을 오염시켰음이 드러나고 있다.

한편 比較優位變數들을 보면 *K*, *L*, *A*의 경우는 〈結果 Ⅲ-2〉와 동일하게 나오고 있다. 그러나 *T*의 변수는 正으로 有意(11%수준에서 유의)하게 나오고 있는데 이를 〈結果 Ⅲ-2〉의 負의 效果와 비교검토할 경우 美國의 압력이 없는 경우에도 技術集約度가 높은 품목의 개방도가 높았음을 유추할 수 있다. 이 결과 역시 幼稚產業保護政策 입장에서의 해석의 어려움을 시사하고 있다 하겠다. 이 경우 〈結果 Ⅲ-2〉와 연관하여 본다면 市場開放要求에 대해 전반적으로 부정적인 방향에서 대응했을 뿐만 아니라 이 대응이 산업별로 차이를 보이고 있는데 특히 技術集約的 產業의 경우 그 연륜이 짧기 때문에 이해관련그룹으로서의 세력이 상대적으로 약해 對政府로비가 미약했을 것으로 추정되며 따라서 幼稚產業임에도 불구하고 그 개방도가 높아지게 되지 않았나 사료된다[31]. 마지막으로 *NO*는 유의성이 낮기는 하지만 負의 效果를 미치고 있는 것으로 나타나고 있는데 이는 전체적으로 볼 때 韓國이 美國의 市場開放壓力에 대해 부정적으로 대응해 왔음을 시사한다고 볼 수도 있겠다. 그러나 이러한 해석에는 무리가 전혀 없지도 않을 것으로 사료된다[32].

Ⅳ. 結　　論

이상 實證分析結果의 要點을 假說檢證의 側面과 政策行態說明의 차원에서 정리해 보기로 하겠다.

우선 理論의 檢證이라는 측면에서 보면 實證分析結果는 정책분석에 있어서의 정치경제학적 접근방법의 타당성 및 유용성을 강하게 지지하고 있다 하겠다. 무엇보다도 市場開放의 需要와 供給函數가 자료에 의해 각각 다르게 인식될 수 있었다는 점이 강조되어야 할 것이다. 특히 美國의 開放需要는 韓國의 獨寡占品目 및 美國의 比較優位가 있는 品目에 집

30) 이 결과가 *TA*의 유의성이 어느 정도 높은 유일한 경우(15% 수준에서 유의)이다. 따라서 關稅率效果의 정확한 값은 *TA*, *NPR* 및 *RPR*係數의 합으로 關稅率에 추가적인 보호조치의 효과는 *NPR*과 *RPR*係數의 합으로 파악할 필요가 있다.

31) 이런 측면에서 보면 이 결과는 보호나 개방에 대한 요소별 접근보다는 산업별 접근을 더 지지하는 것으로 볼 수도 있다. 이에 대해서는 左承喜(1987)을 參照하시기 바란다.

32) 이 결과를 해석함에 있어 다음과 같은 制約을 고려하지 않으면 안될 것으로 사료된다. 우선 筆者의 생각으로는 변수 설명에서도 언급한 바와 같이 자료측정상의 문제가 있음을 감안하지 않으면 안될 것이다. 다음으로 *NO*의 성격상 開放要求가 없는 94개의 품목에 대해서는 *NO*=0이기 때문에 *NO*는 일종의 더미變數와 같은 성격을 가지게 된다. 따라서 *NO*의 負의 係數는 〈表 1〉에 보인 바와 같이 57개 開放要求品目의 개방률이 94개 품목의 개방률보다 훨씬 낮다는 사실을 반영하게 될 것이다. 그런데 이러한 자료상의 특징이 자료제약에 따라 일부품목만을 추출할 수밖에 없었기 때문에 발생하는 표본의 偏倚 때문일 수도 있다 하겠다.

중되고 상대적으로 경쟁력이 약한 품목은 피해 왔음에 반해 韓國의 공급은 오히려 독과점 품목의 경우나 포괄도가 높은 경우와 같이 對政府開放反對로비가 용이한 품목이나 비교우위가 낮은 품목에 대해 상대적으로 낮았다는 결과는 정치경제학적 분석의 타당성을 지지함은 물론 左承喜(1987) 및 本稿에서 채택한 市場開放의 政治經濟學에 대한 수요공급모형 분석의 유용성을 시사하는 것으로 볼 수 있을 것이다. 한편 축약형으로서의 市場開放函數 예측결과도 主要變數의 경우 有意하게 期待符號를 나타내고 있어 더욱 이러한 결론을 지지하고 있는 것으로 볼 수 있다. 특히 市場開放의 需要·供給 및 縮約型을 따로 추정함으로 해서 수요·공급세력의 상대적 압도 여부를 좀 더 명확하게 규명할 수 있었다는 점도 本稿에서 채택한 需要·供給模型의 장점으로 지적되어야 할 것이다.

한편 分析結果는 일부변수의 경우 政治經濟學的 接近의 基本假說인 自利追求政府에 대칭되는 개념으로서의 開化된 政府假說을 지지하는 시사를 주기도 하였다. 筆者의 생각으로는 이 두 假說이 政策決定者들의 行態를 설명하는 데 있어 반드시 상호배타적인 것으로만 볼 수는 없기 때문에 이 결과가 앞에서의 결론을 약화시킨다고는 보지 않는다. 예를 들면 政府는 自利追求側面과 開化된 政府側面을 동시에 보일 수도 있기 때문이다. 그러나 어쨌든 이 결과는 금후의 연구에 있어서 이 두 가설을 독립된 가설로서 조직적으로 검증해 볼 필요가 있음을 시사한다고 할 것이다.

다음으로 우리나라 市場開放政策行態의 설명이라는 측면에서 分析結果를 정리하면 다음과 같다.

첫째로, 우리나라의 市場開放政策은 政治經濟學的 要因에 의해 적지않게 영향을 받았다고 볼 수 있다. 우선 독과점품목이나 포괄도가 높은 산업의 개방도가 낮다는 證左는 국내의 이해관련그룹에 의한 開放反對要求가 반영되었음을 나타내며 美國의 독과점품목에 대한 開放度가 높다는 證左는 美國으로부터의 市場開放要求가 반영된 결과라 하겠다.

둘째로, 동시에 우리나라의 市場開放政策은 開化된 政府假說과 부합되는 방향에서 경제원칙에 의해 추진되어 온 측면도 부인할 수 없다 하겠다. 즉 경쟁력이 높은 품목이나 보호율이 높은 품목의 개방도가 높게 나타나고 있는데 전자의 경우 政府에 의해 開放政策方向으로 제시된 경쟁력보유품목의 우선적 개방이라는 원칙과 부합되고 있으며 후자의 경우는 개방을 통해 國內產業의 경쟁기반을 향상시킨다는 일반적 원칙에 부합된다 하겠다. 그러나 이러한 가설의 일반성은 그렇게 강하게 지지되지 않았다. 즉 비교우위를 가질 것으로 기대되는 勞動集約的 產業의 開放度가 낮은 반면 오히려 비교우위가 낮을 것으로 기대되는 技術集約的 產業의 開放度가 높다는 증좌가 나타나고 있기 때문이다.

세째로, 美國의 對韓市場開放壓力은 오히려 韓國의 市場開放政策의 기본원칙을 왜곡시키는 방향으로 開放政策遂行에 영향을 미쳤다고 할 수 있다. 이와 관련, 보호율이 높은 품목의 경우 美國의 開放要求가 없을 때에는 개방될 확률이 높은 반면 일단 개방요구가 있는 경우는 오히려 개방될 확률이 낮아지고 있다든가 美國의 獨寡占品目들에 대한 개방도가 높다는 측면이 강조되어야 할 것이다.

한편 本稿에서의 分析結果와 左承喜(1987)

의 單純資料 분석결과를 비교해 보면 몇가지 시사점에 차이가 있는 것으로 나타나고 있다. 후자의 결과에 의하면 美國의 開放壓力에 대한 수요측면의 가설에 비해 국내 이해관련그룹들의 영향에 대한 공급측면의 假說이 상대적으로 잘 지지되지 않는 것으로 나타났었다. 특히 韓國의 產業集中率의 효과가 뚜렷하게 나타나지 않았었다. 그러나 여기서의 결과는 이미 지적한 바와 같이 한국의 產業集中率이 한국측의 이해관계를 강하게 반영하는 방향으로 그 효과가 나타나고 있을 뿐 아니라 여타 공급측면에서의 정치경제학적 요인도 기대효과를 나타내고 있다. 이러한 차이는 左承喜(1987)에서의 자료분석방법의 단순성에 기인하지 않나 사료된다.

이상의 논의를 한마디로 요약하면 韓國의 市場開放政策은 물론 그 출발에 있어 경제적 합리성에 기초한 최적정책으로서 채택이 되고 추진되어 왔다는 측면을 부인할 수는 없겠지만 그러한 과정에서 이해관련그룹들의 自己庇護主張이나 美國의 開放壓力에 접하게 되면서 현실적으로는 정치경제학적 요인들에 의해 의도하지 않았던 방향으로 영향을 받았다는 측면 또한 부인할 수 없다 하겠다. 물론 經濟政策이 현실적으로 얼마나 엄격하게 經濟原則에 의해서만 추진될 수 있겠느냐 하는 데에는 논란의 여지가 있겠지만 한가지 분명한 것은 政策의 樹立·執行이 정치경제학적 요인들에 의해 지나치게 오염된다면 이는 정책집행의 효율성을 저하시킴은 물론 國民福祉增進이라는 궁극적 政策目標에 비추어 볼 때에도 부정적 영향을 미치게 된다는 점이다.

이런 측면에서 볼 때 市場開放政策도 예외가 아니라 하겠다. 기존에 보호를 받던 그룹으로부터의 開放反對나 美國으로부터의 開放壓力 모두가 市場開放政策을 통한 전체 복지증진이라는 기본목표의 포기를 요구하는 경우가 일반적이기 때문에 開放政策의 추진에 있어서 가능한 한 이러한 政治經濟學的 要因을 배제하는 것이 무엇보다도 중요하다 하겠다. 이를 위한 방안으로서 筆者는 국내에 잔존하는 렌트의 사전제거를 포함하는 몇가지 정책제안을 左承喜(1987)에서 논의한 바가 있다[33]. 따라서 여기서는 이를 재론하기보다는 금후의 經濟民主化 趨勢의 進展에 따른 政策環境의 變化가 일반적으로 開放政策을 포함하는 일반경제정책의 입안·추진에 있어 이해관련그룹들의 역할을 증대시키게 될 것이기 때문에 이러한 환경변화는 오히려 政策方向의 歪曲 및 執行의 效率性 低下를 초래할 가능성도 있다는 사실에 주의를 환기시킴으로써 本稿를 마감하고자 한다.

33) 구체적 방안에 대해서는 左承喜(1987) 第Ⅳ章 結論을 參照하기 바란다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

左承喜,「市場開放壓力과 對應의 政治經濟學的分析」,『韓國開發硏究』, 第9卷 第4號, 韓國開發硏究院, 1987 겨울.

韓國開發硏究院,「産業政策의 基本課題와 改編方案」, 1982.

韓國開發硏究院·經濟企劃院統計局,『産業組織統計資料集(1982)』, 1986.

韓國貿易協會,『美國의 開放要請品目 輸入實態』, 1987a.

韓國貿易協會,『輸出入 期別公告』, 1987b.

Pindyck, Robert S. and Daniel L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill, 1981.

U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, 1982 *Census of Manufactures*, 1986.

〈附表 1〉 韓國의 輸入規制 및 輸入開放 關聯 데이타

品 目 名	Y	REQ	TA	NPR	RPR	CR3	ACR8	SI	II	NO	K	T	L	A
1. 자동차부품	1	1	30.4	28	61.5	49.9	70	0.280	0.719	4	1	1	0	0
2. 아몬드	1	1	60.2	26	29.4	100	51	0.545	0.637	2	0	0	0	1
3. 확성기	1	1	10.3	45.5	84.3	33.8	53	0.303	0.761	4	1	1	0	0
4. 감귤류 과일	1	1	60.2	26	29.4	98.6	42	0.545	0.637	4	0	0	0	1
5. 건설장비	1	1	13.4	13	3.2	35.8	50	0.343	0.282	4	1	0	0	0
6. 카메라	1	1	26.7	46.1	100.5	80.0	84	0.585	0.502	3	1	1	0	0
7. 담배 및 시가	1	1	143.9	16.3	57.6	99.9	78	0.989	0.011	5	0	0	1	1
8. 화장품	1	1	35.2	20.1	28.4	82.3	41	0.345	0.741	4	0	0	1	0
9. 중량측정기기	1	1	10.8	16.3	22.4	50.1	52	0.556	0.444	1	1	1	0	0
10. 유리그릇	1	1	30.6	7.8	1.3	53.3	73	0.512	0.558	4	0	0	1	0
11. 반제마루판	1	1	29.3	0	-17.2	39.9	58	0.913	0.825	3	0	0	1	0
12. 공작기계	1	1	5.7	16.3	21.7	48.8	30	0.242	0.441	2	1	1	0	0
13. 카페트	1	1	9	0.6	-23.5	71.0	81	1	0.396	4	0	0	1	0
14. 전동공구	1	1	7.3	32.6	70.3	58.6	69	0.467	0.269	2	1	1	0	0
15. 초콜렛	1	1	59.7	7.3	-16.1	93.9	85	0.396	0.259	2	0	0	1	0
16. 과일직물	1	1	41.6	0.8	-2.3	83.3	70	0.736	0.743	4	0	0	1	0
17. 섬유사	1	1	29.9	17.8	21.5	32.3	75	0.625	0.748	4	0	0	1	0
18. 발전기 및 부품	1	1	7.3	32.6	70.3	58.6	52	0.508	0.472	1	1	1	0	0
19. 신선한 버찌	1	1	60.2	26	29.4	98.6	42	0.545	0.637	1	0	0	0	1
20. 방향성 전기강판	1	1	9.4	12.8	33.3	79.6	98	0.308	0.684	1	1	1	0	0
21. 용접기	1	1	12.6	12.8	10.2	77.1	59	0.754	0.217	1	1	1	0	0
22. 냉장고 및 냉동기	1	1	22	41.7	324.6	83.8	96	0.857	0.309	1	1	1	0	0
23. 자동차	1	1	27.3	39.2	-293.5	99.4	97	0.345	0.706	1	1	1	0	0
24. 바테리	1	1	26.1	63.8	531.8	83.0	78	1	0.462	1	1	0	0	0
25. 석유난로	1	1	20.4	15.2	10.8	67.8	44	0.363	0.507	1	1	0	0	0
26. 동	1	1	10	11.8	26.2	50.8	99	0.427	0.556	1	0	0	1	0
27. 화장비누	1	1	29.3	27.2	107.3	92.5	68	0.475	0.718	1	0	0	1	0
28. 사료용 동물단백질	1	1	5.8	8	11.3	29.5	69	0.449	0.483	1	0	0	1	1
29. 면실유	1	1	9.3	5.2	-59.5	100	68	0.360	0.472	1	0	1	0	0
30. 가금류	1	1	0	45.9	82.1	100	37	1	0.279	1	0	0	0	1
31. 동물용 사료	1	1	20	20	-3072.4	32.7	69	0.918	0.668	1	0	0	0	1
32. 가 축	1	1	0	45.9	82.1	92.7	55	0.995	0.497	1	0	0	0	1
33. 가축사료(알팔파초)	0	1	20	20	-3072.4	29.5	30	0.918	0.668	4	0	0	0	1
34. 고 기	0	1	23.3	64.4	-0.6	82.7	55	0.355	0.379	4	0	0	0	1
35. 엔진부품	1	1	3.1	3.1	-11.8	81.1	64	0.361	0.469	2	1	1	0	0
36. 면도기와 면도날	1	1	4.9	18.4	28.8	96.6	99	0.242	0.749	4	1	0	0	0
37. 포 도	0	1	60.2	26	29.4	98.6	33	0.545	0.639	1	0	0	0	1
38. 냉동감자	0	1	39.1	37.5	38.7	100	40	0.545	0.639	1	0	0	0	1
39. 제조과실	0	1	48.4	4.2	-46.9	35.4	33	0.545	0.639	4	0	0	1	1

40. 사 슴	0	1	27.6	36	19.7	100	36	0.995	0.497	1	0	0	0	1
41. 팝 콘	0	1	59.7	7.3	-16.1	95.1	82	0.515	0.593	1	0	0	1	1
42. 테니스라켓	0	1	4	11.6	-0.4	89.0	33	0.303	0.619	1	0	0	1	0
43. 의료장비	0	1	10.6	5.3	-8.5	85.1	47	0.364	0.828	2	1	1	0	0
44. 대 두	0	1	11	181.4	215.1	100	91	0.959	0.894	1	0	0	0	1
45. 우 지	0	1	9.3	5.2	-59.5	100	35	0.449	0.483	1	0	0	0	1
46. 계란 및 관련생산품	0	1	24.7	8.2	-18	98.3	31	0.559	0.515	1	0	0	0	1
47. 건포도	0	1	49.1	6.3	-21.6	100	58	0.545	0.637	1	0	0	0	1
48. 건오얏	0	1	49.1	6.3	-21.6	100	58	0.545	0.637	1	0	0	0	1
49. Powered Ice-cream Mix	0	1	59.7	7.3	-16.1	94.2	32	0.6	0.480	1	0	0	1	0
50. 통신기기	1	1	9.9	19.4	35.8	84.3	50	0.508	0.577	1	1	1	0	0
51. 소형컴퓨터 및 주변기기	0	1	15.9	30.2	89.7	98.0	55	0.694	0.039	6	1	1	0	0
52. 크레인	0	1	13.4	13	3.2	88.2	33	0.343	0.282	1	1	0	0	0
53. 과일주스	0	1	49.1	6.3	-21.6	69.5	49	0.545	0.637	1	0	0	0	1
54. 액체펌프	1	1	6	32	62.4	99.9	54	0.304	0.442	1	1	0	0	0
55. 기체펌프	0	1	6	32	62.4	100	35	0.304	0.442	1	1	0	0	0
56. Carbofuron	1	1	5.3	9.1	-17.5	58.0	65	0.483	0.706	1	0	1	1	0
57. 포도주	1	1	42.2	14	16.1	90.1	68	0.785	0	1	0	0	1	0
58. 수산통조림	0	0	40.4	8.5	41.6	41.6	54	0.493	0.678	0	0	0	1	1
59. 제 분	1	0	42.3	25.8	13789.5	57.7	60	0.914	0.634	0	0	0	1	1
60. 제 당	1	0	11.5	53.7	133	100	92	0.943	0.454	0	0	0	1	1
61. 맥 주	1	0	24.9	0	-41.5	100	94	0.990	0.401	0	0	0	1	0
62. 청량음료	1	0	53.3	34.4	61.6	56.7	24	0.320	0.669	0	0	0	1	0
63. 시멘트	1	0	19.7	54.4	-545.8	81.1	53	0.867	0.529	0	0	0	1	0
64. 석 탄	0	0	10	0	-1.8	54.2	45	0.995	0.786	0	0	0	1	0
65. 석연제품	1	0	27.3	4.3	-12.4	61.5	68	0.624	0.732	0	0	0	1	0
66. 제 혁	1	0	39.1	38.6	-15.2	3.6	31	0.826	0.780	0	0	0	1	0
67. 모 피	1	0	24.6	0	-12.8	40.5	19	0.353	0.828	0	0	0	1	0
68. 합성섬유	0	0	28.4	17.5	-0.3	90.2	90	0.625	0.748	0	0	0	1	0
69. 판유리	1	0	40.5	17.6	22.7	100	90	0.870	0.127	0	0	0	1	0
70. 알루미늄	1	0	10.4	24.5	49.3	93.1	91	0.427	0.556	0	1	1	0	0
71. 견직물	0	0	21.9	3.6	5	97.6	67	1	0.778	0	0	0	1	0
72. 목재가구	1	0	4	0.2	-10.7	37.9	33	0.497	0.943	0	0	0	1	0
73. 펄 프	0	0	6	11.6	31.6	99.9	55	0.986	0.013	0	0	0	1	1
74. 합성염료	1	0	27.9	25.6	42.3	59.2	66	0.279	0.673	0	0	0	1	0
75. 질소비료	1	0	22	57.5	281.5	85.6	50	0.895	0.289	0	0	0	1	0
76. 합성수지제품	1	0	33.2	16.3	-9.1	49.6	76	0.971	0.632	0	0	0	1	0
77. 타이어 및 튜브	1	0	19	14.9	37.5	80.6	87	0.747	0.575	0	1	1	0	0
78. 강 관	1	0	17	26.1	64.9	65.4	89	0.764	0.627	0	1	1	0	0
79. 전선 및 케이블	1	0	21.2	32.3	204.2	82.1	78	0.481	0.793	0	1	0	0	0
80. 의약품	1	0	22.7	50.1	139	32.7	41	0.498	0.867	0	0	1	0	0

81. 편직내의	1	0	5.8	3	-0.9	73.5	38	0.947	0.338	0	0	0	1	0
82. 문방구류	1	0	58.1	22.6	48.2	56.8	52	0.519	0.730	0	0	0	1	0
83. 장난감	1	0	14.6	0.4	-22.8	12.4	55	0.707	0.940	0	0	0	1	0
84. T.V.	1	0	33.6	29.2	52	95.8	90	0.351	0.566	0	1	1	0	0
85. 녹음기	1	0	39	63.9	115.8	44.9	70	0.351	0.566	0	1	1	0	0
86. 자전차	1	0	34	16.3	19.7	39.4	85	0.474	0.655	0	0	0	1	0
87. 시 계	1	0	29.7	30.8	49.6	68.3	58	0.522	0.640	0	0	1	1	0
88. 모터사이클	1	0	34.2	15.3	6.1	90.0	87	0.792	0.374	0	1	1	0	0
89. 라디오 및 전축	1	0	10.3	45.5	84.3	59.2	89	0.351	0.566	0	0	1	1	0
90. 농업기계	1	0	8.3	24.7	49.7	71.4	61	0.553	0.583	0	1	0	0	0
91. 섬유기계	1	0	13	11.6	4	14.9	32	0.205	0.930	0	1	0	0	0
92. 사무 및 서비스용기계	1	0	33.3	29.4	50.9	97.9	84	0.528	0.679	0	0	1	0	0
93. 압연기	1	0	17.3	18.1	24.7	65.8	61	0.582	0.426	0	1	1	0	0
94. 전 지	1	0	26.1	63.8	531.8	97.7	78	0.912	0.531	0	1	0	0	0
95. 직물용 재봉기	0	0	33.2	31.4	64.7	49.2	77	0.377	0.618	0	1	0	0	0
96. 전화기 및 교환기	1	0	9.8	4.2	-12	61.3	91	0.550	0.692	0	1	1	0	0
97. 철강제 선박	0	0	2.3	0.4	-30.6	78.5	63	0.581	0.682	0	1	0	0	0
98. 선박용 부분품	0	0	3.9	9.8	13.4	67.7	63	0.602	0.593	0	1	0	0	0
99. 철도차량	1	0	2.9	5.4	-10.9	100	68	0.866	0.004	0	1	0	0	0
100. 우유 및 기타낙농품	0	0	24.7	8.2	-18	100	48	0.633	0.544	0	0	0	1	1
101. 수산저장품	0	0	16.3	-2.5	-25.3	13.6	54	0.447	0.908	0	0	0	1	0
102. 빵 류	1	0	47.3	30.1	45.5	57.7	69	0.787	0.705	0	0	0	1	1
103. 과자류	0	0	59.7	7.3	-16.1	95.1	32	0.515	0.593	0	0	0	1	0
104. 면 류	1	0	58.6	0.2	-37.3	94.2	55	0.858	0.512	0	0	0	1	0
105. 내화용 점토제품	1	0	29.4	34.8	284.8	69.8	75	0.601	0.710	0	0	0	1	0
106. 합금강	1	0	13	27.1	124.3	95	88	0.391	0.114	0	1	1	0	0
107. 면직물	1	0	41.6	0.8	-2.3	59.0	94	0.538	0.437	0	0	0	1	0
108. 판 지	1	0	7	32.8	122.1	13.8	47	0.441	0.788	0	0	0	1	0
109. 가공지	1	0	28.1	14.3	19.8	39	42	0.441	0.788	0	0	0	1	0
110. 지제용기	1	0	29.3	8.9	-5.1	37.5	93	1	0.798	0	0	0	1	0
111. 황 산	1	0	12.4	25.0	60.8	83.5	72	0.142	0.609	0	0	0	1	0
112. 화약류	1	0	12.7	14.4	2.6	99.4	92	0.439	0.526	0	1	1	0	0
113. 잉 크	1	0	33.6	17	21.1	69.2	53	0.564	0.517	0	0	0	1	0
114. 나사제품	1	0	21.9	15.6	33.8	31.7	22	0.590	0.822	0	1	0	0	0
115. 금속포장용기	1	0	26.3	3.2	-18.2	52.4	94	0.637	0.761	0	1	0	0	0
116. 전 구	1	0	16.4	5.8	-4.7	40.0	96	0.299	0.818	0	0	0	1	0
117. 혁제의류	1	0	46.3	12.3	-31.9	44.2	53	0.909	0.457	0	0	0	1	0
118. 혁제화류	1	0	39	29.8	31.3	51.9	41	0.354	0.686	0	0	0	1	0
119. 사진감광재료	1	0	34.7	25.1	62.5	89.0	97	0.383	0.719	0	0	1	0	0
120. 금속가구	1	0	16.6	9.5	-6.6	18.7	25	1	0.561	0	1	0	0	0
121. 기타 가정용 전자기기	1	0	20.4	15.2	10.8	55.3	75	0.352	0.596	0	1	1	0	0

122. 저항기 및 콘덴서	1	0	27	29.7	54.3	95.7	61	0.414	0.514	0	1	1	0	0
123. 식료품 가공기계	1	0	24.5	20.1	36	44.7	46	0.262	0.660	0	1	0	0	0
124. 가죽용 재봉기	0	0	33.2	31.4	64.7	49.2	77	0.377	0.618	0	1	0	0	0
125. 변압기	1	0	17.3	18.1	24.7	65.8	87	0.520	0.618	0	1	0	0	0
126. 송배전기기	1	0	17.3	28.3	57.1	65	79	0.447	0.673	0	1	0	0	0
127. 식용유지가공품	1	0	59.6	6.9	5.4	79.2	79	0.338	0.160	0	0	0	1	1
128. 청 주	1	0	150	0	-27.5	100	82	1	0.074	0	0	0	1	1
129. 과실주	0	0	52	34.5	120.5	100	68	0.785	0	0	0	0	1	1
130. 폴리아크릴	1	0	19.8	37.2	176.7	100	90	0.625	0.748	0	0	1	0	0
131. 폴리아미즈	1	0	40	45.1	381.9	100	95	0.625	0.748	0	0	1	0	0
132. 견 사	0	0	30.7	2.4	9.1	84	67	1	0.778	0	0	0	1	0
133. 금 은	0	0	20	88.5	528.4	98.1	20	0.427	0.556	0	0	0	1	0
134. 아 연	1	0	20	65.5	433.3	97.8	99	0.427	0.556	0	0	0	1	0
135. 내연강판	0	0	19.7	27.8	150.4	99.9	54	0.308	0.684	0	1	1	0	0
136. 봉 강	0	0	11.6	1.4	-44	79.6	62	0.308	0.684	0	1	0	0	0
137. 도자기	0	0	20.8	14.3	31.7	49.5	53	0.790	0.808	0	0	0	1	0
138. 귀금속과 보석류	0	0	3.8	0	18.2	89.7	20	0.427	0.556	0	0	0	1	0
139. 정 당	1	0	45.6	27.3	54.2	100	92	0.943	0.454	0	0	0	1	1
140. 동압연품	1	0	6	10	35.5	81.1	52	0.867	0.529	0	1	0	0	0
141. 연마재	1	0	38.3	40	439.7	47.4	64	0.405	0.793	0	1	0	0	0
142. 끈, 로우프, 어망	1	0	30.9	25.7	34.2	71.3	60	0.783	0.487	0	0	0	1	0
143. 나프타	1	0	20	0	-9.3	94	56	0.157	0.547	0	0	0	1	0
144. 윤활유	1	0	28.5	30	547.4	74.9	74	0.874	0.829	0	0	0	1	0
145. 인쇄용지	1	0	43.3	31.3	392.9	39.4	73	0.397	0.817	0	0	0	1	0
146. 노트 및 사무용지	1	0	54	18.5	11.8	22.9	57	0.397	0.817	0	0	0	1	0
147. 접착제	1	0	29.3	17.7	16.9	46.7	31	0.929	0.622	0	1	0	0	0
148. 형 강	1	0	17.7	0	-50.9	84.9	78	0.308	0.684	0	1	0	0	0
149. 서적 및 기타 간행물	1	0	0	0	-23.7	36.1	47	0.926	0.812	0	0	1	1	0
150. 목공기계	1	0	20.9	28.9	57.4	80.2	98	0.665	0.334	0	1	0	0	0
151. 보일러	1	0	7.1	7.9	-7.9	83.5	84	0.363	0.507	0	1	0	0	0

註 : 각 變數에 대한 定義 및 出處에 대해서는 〈表 2〉 참조.

〈附表 2〉 美國의 市場開放要求 57個品目의 細部內譯

品目名(通稱分類)	細部內譯(CCCN 基準)
1. 자동차 부품	8462-0101, 0102 8463-0209- 8508-0205 8509 0103
2. 아몬드	0805-0100
3. 확성기	8514-0202
4. 감귤류과일	0802-0100, 0200, 0300, 0400, 0500
5. 건설장비	8423-0101, 0102, 0105, 0106, 0109 0119, 0302, 0303, 0399
6. 카메라	9007-0201, 0202, 0299
7. 담배 및 시가	2402-0101, 0201
8. 화장품	3306-0101, 0102, 0199, 0201, 0202 0299, 0301, 0302, 0303, 0304 0399, 0400, 0500, 0600
9. 중량측정기기	8420-0101, 0102, 0103, 0104, 0105 0199
10. 유리그릇	7013-0101, 0102, 0199
11. 반제마루판	4423-0400
12. 공작기계	8445-0100, 0201, 0299, 0301, 0302 0303, 0304, 0305, 0306, 0399 0401, 0402, 0403, 0404, 0405 0406, 0407, 0499, 0501, 0502 0503, 0504, 0599, 0601, 0602 0603, 0699, 0700, 0801, 0802 0899, 0901, 0902, 1001, 1002 1003, 1004, 1005, 1006, 1099 1100, 1200, 1300, 1401, 1499 1501, 1502, 1503, 1504, 1601 1602, 1603, 1701, 1703, 1704 1705, 1706, 1707, 1799, 1801 1802, 1803, 1804, 1899
13. 카페트	5801-0101, 0102, 0201, 0202 5802-0100, 0201, 0202, 2099, 0301 0302, 0399, 0401, 0499
14. 전동공구	8505-0199, 0201, 0202, 0299, 0301 0399
15. 초콜렛	1806-0101, 0199
16. 과일직물	5804-0101, 0102, 0201, 0202, 0299 0401, 0402, 0403, 0499
17. 섬유사	5101-0100, 0201, 0202, 0203, 0204 0205, 0206, 0301, 0302, 0400 0501, 0502, 0503, 0504, 0505 0506, 0601, 0602, 0701, 0702 0703, 1201, 1202, 1203, 1204 1205, 1301, 1302, 1303 5601-0101, 0199, 0201, 0299, 0301 0302, 0303, 0399 0600, 0701 0702, 0799, 0201, 0103, 0104 0302, 0303
18. 발전기 및 부품	8501-0101, 0102, 0201, 0202, 0301 0302, 0303, 0304
19. 신선한 버찌	0807-0400
20. 방향성 전기장판	7315-2801, 3401
21. 용접기	8511-0201, 0299, 0301, 0302, 0303 0399
22. 냉장고 및 냉동기	8415-0102, 0199, 0200, 0301, 0399 0499
23. 자동차	8702-0101, 0102, 0103, 0199, 0201 0202, 0299, 0301, 0302, 0399 0401, 0402, 0499, 0501, 0502 0503, 0601, 0602, 0603, 0604 0701, 0702, 0799, 0801, 0899
24. 밧데리	8503-0103, 0202
25. 석유난로	7336-0201
26. 동	7401-0200, 0401, 0402, 0403, 0404 0499
27. 화장비누	3401-0102
28. 사료용 동물 단백질	2307-0299
29. 면실유	1507-0100, 0200
30. 가금류	0105-0101, 0201, 0202 0202-0101, 0102, 0103, 0199
31. 동물용 사료	2307-0103
32. 가축	0102-0101, 0199, 0201, 0299 0103-0100, 0200 0104-0100, 0200
33. 가축사료(알팔파초)	1210-0201
34. 고기	0201-0101, 0102, 0300, 0500 1601-0100, 0200 1602-0101, 0102
35. 엔진부품	8406-0899, 0904, 0999
36. 면도기 및 면도날	8211-0100, 0200, 0399
37. 포도	0804-0100
38. 냉동감자	0702-0300
39. 조제과실	2006-0101, 0199, 0201, 0202, 0203 0204, 0205, 0206, 0299, 0301 0302, 0303, 0304, 0305, 0399 0401, 0499
40. 사슴	0106-0906
41. 팝콘	1005-0200
42. 테니스라켓	9706-0202
43. 의료장비	9017-0101, 0198, 0199, 0201, 0202 0301, 0398, 0399, 0401, 0402
44. 대두	1201-0400
45. 우지	1502-0100
46. 계란 및 관련 생산품	0405-0101, 0102, 0200
47. 건포도	0804-0200
48. 건오얏	0812-0500
49. Powered Ice-cream Mix	確認 不可
50. 통신기기	8513-0399, 0401, 0403, 0499, 0500 0600, 0807 8515-0101, 0102, 1003
51. 소형컴퓨터 및 주변기기	8453-0101, 0102, 0202, 0203, 0299 0300, 0400, 0501, 0502, 0509 0601, 0602, 0603, 0604, 0605 0606, 0698
52. 크레인	8422-0499, 1202, 1299, 1900, 2000 2100, 2200
53. 과일쥬스	2007-0101, 0200, 0300, 0400, 0601 0602, 0603, 0699
54. 액체펌프	8410-0304
55. 기체펌프	8411-0100
56. Carbofuron	2935-1699
57. 포도주	2205-0100, 0200, 0300, 0400

韓國石炭産業의 現況과 構造改善 方案

金 址 鴻

1980년대 하반기부터 韓國의 石炭産業은 70년대말에서 80년대초까지와는 상이한 여건에 직면함으로써 構造的 變化를 필요로 하고 있다. 이에 반하여 政府는 石炭政策에 깊이 개입하면서도 經濟與件變化에 적절한 政策對應을 펴지 못하고 오히려 企業退出(exit)을 막고 産業合理化를 저해함으로써 장기적으로 經濟의 效率性을 떨어뜨리고 資源配分을 歪曲시키는 결과를 초래하였다.

本稿에서는 미래의 에너지波動 可能性을 고려한 國內石炭政策과 輸入炭政策에 대하여 논의하고, 開放經濟下에서의 社會的 摩擦을 극소화하기 위한 石炭價格構造 改善方案을 제시하였다.

分析結果에 따르면 現行 輸入炭價格은 오히려 國內炭質의 低級化를 유발시키는 歪曲現象을 초래하고 있으므로, 앞으로는 國內炭價를 石公原價基準에서 輸入炭價를 기준으로 하는 결정방식으로 전환하고 輸入炭價와 國內炭價의 熱量別 價格構造를 개선할 필요가 있다. 그리고 政府主導의 炭鑛統廢合은 또다른 非效率性과 資源配分의 歪曲을 가져올 우려가 있으므로 價格政策, 政府補助 등을 통한 間接統制方式으로 민간경제의 효율성을 유도하여 주는 것이 바람직하며, 또한 企業退出에 따른 炭鑛地域의 經濟活動 萎縮과 失業問題 등에 사전적인 政策對應이 필요하다.

I. 序 論

國際에너지市場 與件上 오일 쇼크와 같은 에너지波動의 發生可能性은 상존해 있기 때문에 국내 유일의 賦存에너지資源인 石炭에 대한 政府의 政策은 현재까지 계속 國內炭 增産奬勵策 일변도였으며, 실제로 1,2차 석유파동 당시 國內에너지需給에서 石炭은 매우 중요한 역할을 담당하였다.

그러나 石炭은 消耗性資源(exhaustible resource, nonreusable resource)으로 再生産이 불가능하고 또한 현재 韓國이 처한 경제여건의 변화를 고려할 때 石炭産業에 계속 補助金을 지원하면서 國內炭의 增産政策을 실시하

筆者 : 本院 硏究委員

* 筆者는 草稿에 대해 유익한 助言을 하여 준 本院의 李烘, 金鍾奭 博士께 감사드린다. 그러나 여기에 提示된 見解나 어떠한 오류도 전적으로 筆者의 責任을 밝혀둔다.

는 것이 과연 합리적이냐 하는 문제는 검토의 여지가 있다. 그것은 韓國에 一定量의 石炭可採埋藏量이 있을 때 이것을 어느 한 世代가 그 주어진 量을 전부 소비할 권리가 있느냐 하는 문제와도 관련이 있다. 왜냐하면 만약 現世代가 機械化등을 통한 방법으로 石炭의 可採埋藏量 대부분을 소비했을 때 다음 世代가 第3의 오일 쇼크와 같은 에너지波動을 당할 경우 現世代에 비해 훨씬 불리한 위치에서 에너지問題를 해결해야만 하기 때문이다.

이 문제에 대하여 크게 두 가지 상반되는 견해가 있다. 즉 石炭이 국내 유일의 賦存에너지資源이므로 國家安全保障을 위한 資源確保의 必要性과 海外에너지 輸入依存度를 줄여야 한다는 점에서 國內石炭產業을 계속 保護해야 한다는 주장이 있고, 반면에 後述하는 바와 같이 경쟁력이 逆轉된 國內石炭產業을 補助金으로 支援한다는 것은 政府財政에 압박을 줄 뿐만 아니라 國內價格을 높여 社會的 效用을 희생시키는 결과를 가져온다는 주장이다. 따라서 앞으로의 代替에너지 開發使用과 第3의 에너지波動 可能性을 고려하여 현존하는 국내 유일의 에너지資源인 石炭을 어떠한 방법으로 生產하고 消費하는 것이 가장 效率的인 것이냐 하는 에너지政策樹立上의 중요성이 擡頭된다.

특히 本稿에서는 1980년대 하반기부터 韓國의 石炭產業에 중요한 영향을 주는 여건변화에 대하여 언급하고, 이러한 상황에 대응해야 하는 石炭產業政策의 改善方案에 대하여 논의하고자 한다.

Ⅱ. 石炭產業의 與件 變化

1980년대 하반기부터 韓國의 石炭產業은 70년대말에서 80년대초까지와는 상이한 여건에 처하여 있다.

그 중 특히 韓國의 石炭產業에 중요한 의미를 갖는 여건의 변화로는 ①經常收支黑字에 따른 外換不足이라는 問題의 解決 ②輸入炭導入價格 下落과 원貨切上에 따른 輸入炭과 國內炭의 競爭力 逆轉 ③國內油價의 下向調整에 따른 代替財(LPG, 石油類)의 競爭力強化와 所得增大에 따른 石炭需要의 減少 ④採炭層의 深部化와 賃金上昇에 따르는 原價上昇壓迫 등을 들 수가 있다.

1. 外換事情의 好轉

韓國經濟는 1986년 이후 큰 폭의 經常收支黑字를 기록함으로써 慢性的 外換不足이라는 制約條件으로부터 벗어나기 시작하였고, 최근에는 원貨가 급속히 平價切上되고 있는 상황이다(表 1 참조).

〈表 1〉 韓銀 集中基準率 變化 推移

(단위: 달러)

	期末	平均
1982	748.80	731.08
1983	795.50	775.64
1984	827.40	805.98
1985	890.20	870.02
1986	861.40	881.45
1987	792.30	822.57

註: 1988년 4월말 기준 換率 740.60/US$

〈表 2〉 輸入炭 補塡資金 徵收單價 推移

(단위:원/개)

	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
金額	6.70	9.00	10.70	11.20	6.80	3.70	6.70	–	서울 3.00

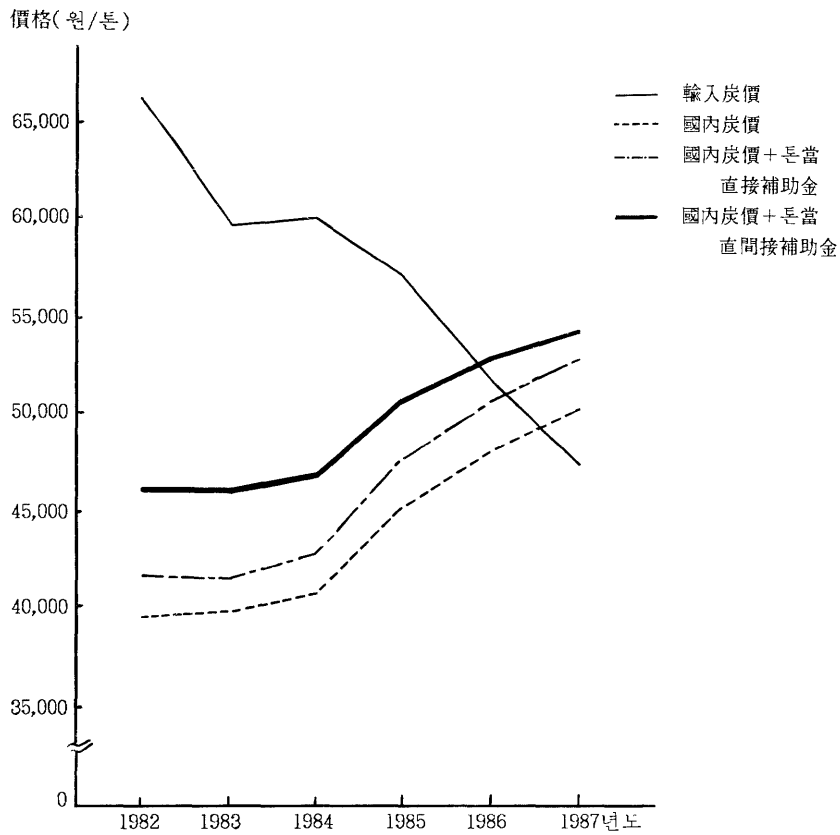
더구나 1988년에 들어서는 經常收支 黑字幅을 적정수준으로 하향조정을 할 필요성까지 생기게 되었으며, 이에 따라 80년대초에 국내 石炭産業을 育成한다는 根據의 하나였던 外換의 節約, 즉 國內石炭産業에 補助金을 주어 增産을 誘導하는 논리는 더 이상 설득력을 갖지 못하게 되었다.

2. 輸入炭 價格의 下落

1978년 이후부터 國內石炭의 不足과 國內炭의 熱量未達을 補完하기 위해 輸入炭을 사용하기 시작했는데(1987년 기준 石炭輸入依存率 10.6%) 1980년 중반까지도 輸入炭은 國內炭보다 價格이 높았으며, 이러한 國內炭과 輸入炭의 價格隔差를 줄이기 위해 政府가 輸入炭 補塡資金으로 煉炭 1개당 〈表 2〉와 같이 價格을 轉嫁하여 왔다.

그러나 1980년 중반 이후부터는 國際炭價의 下落과 國內 원貨切上에 따라 輸入炭價는 점

〔圖 1〕 國內炭價와 輸入炭價 比較



〈表 3〉 國內炭價와 輸入炭價 比較

		1982	1983	1984	1985	1986	1987
輸入炭	導 入 量 (千톤) (輸入依存率)	1,874 (9.0)	781 (3.6)	804 (3.3)	2,269 (9.0)	3,758 (14.0)	2,782 (10.6)
	C.I.F. 基準 平均原炭價 ($/톤)	66.13	63.07	55.32	50.31	48.42	43.55
	附帶費包含 輸入原價 (A) (원/톤)	65,246	59,394	59,466	56,994	51,690	45,103
	國 內 販 賣 價 格 (원/톤)	35,508	36,639	38,130	42,966	45,080	49,220
國內炭	國內基準炭價(5級炭) (원/톤)	29,710	30,930	31,800	34,250	36,440	38,190
	輸入炭과 同一熱量의 國內炭價 (원/톤)	39,380	39,710	40,975	45,994	48,952	51,330
	+톤當 直接補助金	42,631	41,852	43,102	48,320	50,988	53,735
	+톤當 直·間接補助金(B)	45,943	45,726	46,745	51,383	53,258	54,546
A / B		1.42	1.30	1.27	1.11	0.97	0.83

註 : 1)輸入炭 基準熱量: 1982~84년은 5,500kcal/kg, 1985~87년은 5,800kcal/kg.
2)國內 5級炭의 熱量은 4,500kcal/kg.
3)直·間接補助金은 石炭產業에 대한 政府의 育成資金 支援額.
4)直接補助金은 그 중 民間에 대한 經常 및 資本補助額.
資料 : 石炭公社.

〈表 4〉 世界 無煙炭 交易量(1986)

(단위: 千톤)

輸出國 \ 輸入國	벨기에/룩셈부르크	英國	日本	韓 國 (導入價格)	其他	計(比率, %)
西 獨	894	271	—	169	—	1,334(14.9)
南阿共和國/잠 비 아	195	69	741	—	231	1,236(13.8)
美 國	—	—	—	817($54.28)	59	876(9.7)
濠 洲	25	—	269	69($47.50)	1	364(4.1)
캐 나 다	21	—	201	38($51.25)	12	272(3.0)
스 위 스	—	—	—	885($43.11)	2	887(9.9)
스와질랜드	—	—	—	118($45.05)	—	118(1.3)
北 韓	—	—	254	—	—	254(2.8)
기 타	528	255	231	1,831[1)]($48.56)	792	3,637(40.5)
計 (比率, %)	1,663 (18.5)	595 (6.6)	1,696 (18.9)	3,758 (41.9)	1,266 (14.1)	8,978(100) (100.0)

* 1987년도 國內無煙炭輸入量은 2,782千톤이며, 톤당 導入價格을 살펴보면 C.I.F.기준으로 美國 $52.45, 스와질랜드 $39.69, 濠洲 $42.43, 南阿共和國 $35.03, 印度 $44.30, 페루 $50.61, 其他(中國, 베트남) $42.55로서 全體平均은 $43.50 이다.
註 : 1) 中國, 베트남 輸入量.
資料 : ICR, *Coal Statistics Monthly*, 1986~87 각호.

차 떨어지고 國內炭은 原價上昇壓迫이 加重됨으로써 輸入炭이 國內炭에 비하여 經濟性을 갖기 시작하였다. 특히 國內炭鑛에 대한 補助金을 고려할 경우 1986년도에 國內炭은 輸入炭보다 톤當 價格에서 경제성을 상실하였고(表 3과 圖 1 참조), 1988년 들어 加速化되는 원貨切上과 현재 推定되고 있는 톤當 43달러의 輸入炭價의 下落趨勢는 國內炭의 競爭力을 더욱 약화시킬 것으로 예상된다.

〈表 3〉에서 보면 附帶費를 포함한 輸入炭價(A)와 國內炭價(B)의 比率이 1982년 1.42에서 점차 감소하여 1984년은 1.27, 1987년에는 0.83을 나타내었다. 그리고 앞으로 톤當 輸入原炭價가 43달러를 유지하고, 推定附帶費用은 톤當 10,000원, 그리고 輸入炭과 同一熱量의 國內炭價는 54,546원으로 追加引上要因이 없다고 推定하고, 1988년말 換率을 1달러當 720원, 700원, 680원으로 假定하여 比率(A/B)을 계산하면 각각 0.75, 0.73, 0.72가 되어 결국 輸入炭에 대한 國內炭의 競爭力提高에는 한계가 있다고 본다.

한편 國際無煙炭市場 現況을 살펴보면 1980년 第11回 世界에너지會議에서 全世界 石炭總埋藏量은 10兆톤으로서 이 중 약 0.3%가 無煙炭으로 推定하고 있으며, 현재 20여개국에 賦存되어 있는 것으로 보고 있다.

그리고 無煙炭市場은 產地消費가 主宗이기 때문에 國際無煙炭市場은 活性化되지 못했으나 1978년부터 韓國의 無煙炭輸入으로 市場이 活性化되기 시작했으며 1986년 현재는 韓國이 全世界無煙炭 輸入量의 42%를 점유하고 있다(表 4 참조). 또한 國內輸入國의 추세를 보면 美洲나 阿洲로부터 점차 아시아지역으로 轉換되어 中國과 베트남이 전체 輸入炭의 48.7%(1986年 기준)를 占有하고 있는바, 이는 輸入原價의 큰 비중을 차지하는 輸送費를 절감하기 위한 데에 일부 기인한다[1].

그리고 현재 世界石炭生產量 중 自國에서 消費되는 物量이 生產의 90% 정도로 推定되는바 生產費 以上의 輸入價格 오퍼가 있으면 충분한 物量의 導入이 가능하다고 보며, 그 실제로서 輸入炭價格이 1982년 66달러(C.I.F 基準 平均原炭價)에서 1987년에는 34.4% 하락한 43.55달러로서 價格이 점차 下落했다는 사실이다. 또한 煉炭成形을 위한 輸入炭 混合率의 限界(현재 약 30%)는 앞으로 輸入炭導入이 增加된다고 假定하면 현실적인 필요성 때문에 技術的으로 문제해결이 가능하다고 보며, 특히 현재 國內炭과 비슷한 성질의 輸入炭(예: 中國)을 導入하면 混合率提高가 가능하다고 생각한다.

3. 代替에너지에 대한 競爭力 喪失

가. 經濟性

최근 國內油價의 계속적인 하락 및 安定趨勢와 無煙炭價格上昇 등의 상반된 상황하에서, 상대적으로 民需用에너지의 主宗인 無煙炭의 競爭力이 점점 약화되고 있는 실정이다. 즉 최근 5년간 炭價는 연평균 5.2%, 炭鑛勤勞者의

1) 中國은 현재 石炭輸出能力을 확대하기 위해 海外合作 또는 독자적인 新規炭田을 개발하고 있는 중이다. 이 중 無煙炭은 800萬톤 내지 1,400萬톤으로 推定되고 新規開發 炭田地域(Shanxi, Datong, Antaibao 등)과 主要港口(Quinhuangdau 港口)를 연결하는 철도건설 및 船積能力 확장공사를 진행중인바, 이같은 擴大努力은 濠洲, 美國 등 旣存 輸出國의 市場蠶食 및 價格引下 壓力으로 작용할 것으로 예상된다. 특히 韓國은 輸送上의 잇점으로 인하여 中國의 가장 큰 潛在市場으로 계속 중요성을 가질 것이다.

〈表 5〉 國內 에너지價格引下 調整 內譯

(단위: %)

	1986.2	1986.3	1987.5	1987.10	1988.3	1986~88 合計
引 下 率	−11.2	−10.0	−	−10.2	−10.6	−34.7
電 力 引 下 率	−2.8	−	−4.0	−3.8	−3.6	−16.3

資料: 動資部.

〈表 6〉 熱量基準 에너지源別 經濟性 比較(煉炭基準)

	輕 油	燈 油	LPG	도시가스	벙커C油	煉 炭
1982	2.96	3.29	6.69	5.70	2.05	1.00
1983	2.87	3.18	5.88	4.88	1.84	1.00
1984	2.87	3.18	5.88	4.88	1.79	1.00
1985	2.71	3.01	5.56	4.05	1.69	1.00
1986	2.10	2.32	4.06	3.21	1.18	1.00
1987	2.00	2.21	3.66	2.48	1.13	1.00

資料: 動資部,『에너지 統計年報』, 1987.

賃金은 평균 7.2% 인상되었고 계속 炭價引上 要因이 있는 반면, 油價는 1986년 이후에만도 네차례에 걸쳐 총 34.7%가 인하되었고 電力價도 1986년 이후 총 16.3%가 인하되었는데(表 5 참조), 원貨切上에 따라 앞으로도 引下可能性이 있는 것으로 推定된다. 그리고 熱效率, 사용상의 불편성, 環境汚染 등을 감안할 때 劣等財인 石炭의 價格上昇은 한계가 있으므로 앞으로의 炭價引上 負擔을 계속 政府와 消費者에게 轉嫁시킨다는 것은 市場經濟原理와 消費者保護 및 豫算의 效率性 면에서 문제가 있다고 생각된다.

또한 이는 公平性(equity) 문제와도 관련이 있다. 一般的으로 油類는 中產層(月所得 80만원 이상)에서, 煉炭은 庶民層에서 主燃料로 사용되고 있다. 그런데 油價는 1986년 이후 네차례에 걸쳐 총 34.7%가 인하되었고 앞으로도 원貨切上 등으로 追加引下要因이 있을 것으로 예상되는 반면 無煙炭은 同 期間동안 11.2%가 인상되었고, 앞으로 계속 引上要因이 발생할 것으로 예상된다. 서민연료인 煉炭價格을 낮추기 위해서는 煉炭原價의 80% 이상을 차지하는 無煙炭價格의 調整 없이는 불가능하다. 그렇다면 최근의 원貨切上으로 인한 受惠는 결과적으로 中產層 이상에만 집중되는 결과를 초래하고, 庶民層은 國內石炭企業의 利益保護를 위해 원貨切上의 혜택을 받지 못하는 公平性의 問題點이 제기된다.

〈表 6〉에서 보면 煉炭의 熱量當 價格은 競爭財에 비해 계속 상승하는 추세이다. 즉 1987년도에 熱量當 價格基準에서 보면 煉炭을 1.0으로 했을 때 벙커C油는 1.13배, 輕油는 2배, 燈油는 2.21배에 불과하여 煉炭과 이미 競爭關係에 돌입했다고 본다. 그리고 점차 이 隔差는 좁아지고 있는 추세이고, 또한 기본적으로 石炭이 갖는 不便性(연탄재 수거비, 연탄가스

등), 환경오염문제 및 낮은 熱效率 등을 감안하면 벙커C油에 대해서는 價格競爭力을 상실했고, 기타 代替財에 대해서도 점차 비슷한 현상이 될 것이다. 특히 政府의 補助를 받는 炭價이기에 객관적으로도 더욱 競爭力이 떨어졌으며, 전술한 바와 같이 이미 輸入炭과의 價格競爭力에서도 불리한 상황에 처해 있다.

나. 代替性

우리나라의 炊事燃料는 1986년말 현재 煉炭이 1983년의 17.3%에서 7.8%로 감소된 반면 LPG가 21.2%에서 60.9%로 증가되어 비교적 代替가 빨리 이루어지고 있는데, 이것은 炊事의 경우 代替費用이 저렴하고 LPG導入이 확대되었고 또한 住居形態가 변화되었기 때문이다. 그리고 煖房의 경우는 82%가 煉炭을 사용하고 있는데, 이것은 煖房燃料交替에 많은 비용이 들고 또한 住宅構造上 代替가 어렵기 때문이다. 그러나 앞으로 계속 소득수준이 향상되면 煉炭의 不便性과 환경오염에 대한 相對的 感度가 급격히 증가되어, 빠르게 低公害에너지(clean energy)로 代替될 것으로 생각된다.

한편 현재의 化石에너지(石炭, 石油 등)는 埋藏量의 한계로 미래에는 새로운 에너지源이 필요하다고 생각된다. 즉 현재 진행되고 있는 태양열, 태양광, 풍력, 조수력, 도시폐기물, 바이오맥스 등 尖端에너지源의 開發은 石炭의 位置를 변형시킴은 물론 未來 資源貧困의 상태에서 탈피하고자 하는 目的에도 부합되는 것이다.

따라서 현재의 油價安定時期가 이러한 新에너지開發의 適期이므로 政策的이고 長期的인 投資가 더욱 進行되어야 하는바, 현재 斜陽化趨勢에 있는 石炭產業에 대한 支援이 長期的으로 國民經濟에 어느 정도의 效率性을 提供할 수 있을지 의문의 여지가 많다.

4. 原價上昇

炭層이 점차 深部化되고 炭鑛勞賃은 他製造業 平均보다 빠르게 상승하고 있다. 이렇게 炭鑛에서 製造原價의 50% 정도를 차지하는 賃金上昇으로 말미암아 石炭鑛의 採算性이 저하될 뿐 아니라 煉炭價格의 引上을 초래하고 있다. 또한 採炭深部化에 따르는 높은 災害率과 劣惡한 作業環境 때문에 젊은층에서 鑛員을 기피하는 현상이 있으므로 앞으로는 鑛員을 구하기가 더욱 어려워질 것이고, 이로 인한 賃金의 上昇壓力도 가중될 것으로 생각된다.

그러나 이와 같은 賃金上昇과 壓力要因에도 불구하고 生產性은 크게 향상되지 못할 것으로 보이는데, 이것은 機械化投資를 한다 해도 워낙 賦存狀態가 劣惡하여 生產性向上이 힘들고, 또한 炭脈이 좁고 深部化가 가중되어 機械化 자체도 힘들다는 한계가 있기 때문이다[2].

이상과 같이 石炭產業이 당면하고 있는 불리한 여건의 해결을 위해서는 最適의 政策意思決定이 요구되는데, 이때 石炭產業政策을 그 自體로서만 결정할 것이 아니라 全體 產業政策下에서 石炭產業이 產業經濟에서 차지하는 역할과 전반적인 經濟環境을 고려하여 결정하는 것이 중요하다고 본다. 그리고 전술한 여러 與件의 변화 중에서도 특히 1987년부터 나

2) 石炭鑛의 勞動生產性(Output per Man Shift, 8時間 동안 鑛員 1명의 生產量)은 1986년 기준으로 先進國인 日本(3.7), 美國(16.2), 英國(3.5), 西獨(4.3)보다 낮은 1.26 정도에 불과하여 1980년 이후 機械化 노력에도 불구하고 평균 0.82%의 저조한 증가율을 보이고 있으며, 앞으로의 生產性向上 展望도 불투명한 실정이다.

〈表 7〉 狀況別 石炭需給政策 展望

狀 況	石油危機以前 (Pre-embargo) →	石油危機時 (Negotiation) →	石油危機以後 (Post-embargo)
問題點	embargo의 可能性	價格協商	物量制限
石炭需給 政策上의 相衝關係	· 輸入炭의 長點 – 저렴한 가격에 따른 消費者 效用增大 · 國內炭의 長點 – 輸入依存度 減少 – embargo의 可能性 減少	· 輸入炭의 長點 – 備蓄했을 경우 協商에 有利 · 國內炭의 長點 – 適應에 따른 社會的 費用節減으로 協商時 有利	· 輸入炭의 長點 – 國內殘存賦存量이 증대됨 · 國內炭의 長點 – 社會的 適應費用 節減

타난 經常收支黑字와 輸入炭의 國內炭에 대한 價格競爭力 逆轉現象이 중요한바, 이러한 상황에 대응하는 데 필요한 開放經濟(open economy)下에서의 새로운 石炭產業政策에 대하여 論議하기로 한다.

Ⅲ. 開放經濟下에서의 石炭政策

1. 에너지의 海外依存度 問題

현재 우리나라가 처한 經濟與件의 變化에 따라 石炭政策도 國內炭과 輸入炭 사이에서 戰略的인 에너지의 自給度와 供給問題를 취급하는 데 있어서는 세 가지 서로 상충되는 문제를 고려해야 한다.

첫째, 石油危機(oil shock)와 같이 石炭이 戰略化되는 世界的인 現象의 發生 可能性을 줄이는 것.

둘째, 政治·經濟的인 協商에서 石油危機의 威脅에 대처할 수 있는 能力을 배양하는 것.

세째, 石油危機가 再發했을 때 높은 에너지輸入依存에 起因하는 國內의 適應費用(adjustment cost)을 最小化하는 것 등이다

위의 〈表 7〉은 物量制限이라는 형태의 第3의 에너지波動(oil embargo) 可能性下에서 위의 세 가지 問題點을 고려하여 石炭需給政策을 수립할 경우에 輸入炭과 國內炭 사이에서 에너지 自給度와 供給問題의 相衝關係에 대해 圖式化한 것이다(단 輸入炭이 國內炭보다 經濟性이 높다고 전제하였음).

현재 輸入炭을 많이 사용하는 것은 未來 第3의 石油危機 可能性을 생각할 경우 에너지輸入依存度를 높이는 것이므로 石油危機에 따른 適應費用이 증가할 위험이 있다. 그러나 國內生產費가 높고 賦存量이 制限되어 있는 狀況에서 輸入炭을 사용하는 것은 消費者의 費用支出을 상대적으로 감소시킬 뿐 아니라 실제로 石油危機가 발생할 경우 殘存賦存量이 증대되어 오히려 石油危機에 따른 社會的 費用이 적어질 수도 있게 된다.

이와는 반대로 현재 國產炭을 많이 사용하는 것은 에너지危機 이전에는 消費者의 效用

을 감소시키지만 에너지輸入依存度를 낮추고 에너지危機의 可能性을 줄일 수 있다. 그러나 에너지波動 이후에는 國內賦存量이 적어지므로 더 많은 社會的 費用을 支出하게 된다.

따라서 本稿에서는 石炭의 경우 제3의 에너지波動 같은 국제여건의 급격한 변화 가능성을 고려할 때 石炭의 海外依存度가 어느 수준에서 적정하며, 그에 따라 國內石炭政策과 輸入炭政策을 어떻게 운영하는 것이 바람직한지에 대해 논의하고 그 政策代案을 제시하고자 한다.

2. 開放經濟下의 石炭價格決定모델

가. 基本假定

1) 먼저 두 나라를 U國과 V國이라고 하자. 石炭 輸出入모델을 假定했을 때 運送費用이 石炭輸出入의 중요한 요소 중의 하나이다. 따라서 生產費와 運送費用을 함께 고려하면 石炭貿易은 근접해 있는 몇 나라 사이의 雙務的(bilateral) 또는 寡占的(oligopolistic)인 市場構造를 갖는 경우가 많다. 설명을 쉽게 하기 위해 U國을 韓國, V國은 U國을 제외한 U國과 貿易이 가능한 石炭生產國들이라 한다.

2) 두 나라는 國內採炭 또는 輸入炭을 원료로 하여 新古典學派的인 有用函數 U와 V를 갖는다. 따라서 각국의 需要函數는 U'와 V'로 표시될 수 있으며, U와 V는 2次微分이 가능하고 U', $V'>0$, U'', $V''<0$이라고 假定한다. U國과 V國 石炭政策決定者는 현재(Time 0)부터 T(Time T)까지의 效用을 極大化하려 하고, 또한 T시간 이후에는 새로운 代替燃料(backstop technology)가 개발되어 石炭은 非經濟的 燃料가 된다고 가정한다.

3) U, V國은 각기 X, Y의 可採石炭 埋藏量을 갖고 있고 모델의 단순화를 위해 새로 발견되는 埋藏量을 0라고 가정한다(단 $X<Y$). 各國의 시간 i에서의 埋藏量을 X_i, Y_i로 표시하고 시간 0으로부터 시간 T까지의 埋藏量 變化를 $X[0, T]$, $Y[0, T]$로 표시하자. 새로운 변화가 없다고 假定하면 현시점 t에서의 採炭量은 X_t', Y_t', 그리고 X_t', Y_t'는 각국의 政策變數인 國內價格(P_x, P_y)의 함수이다 [$\{X_t'(P_x), Y_t'(P_y)\}$, 단 $X_t''>0$, $Y_t''>0$]. 따라서 각국의 시간 0으로부터 시간 T까지의 採炭方法은 $X'(0, T)$ $Y'(0, T)$로 표시된다. 따라서 다음과 같은 조건이 항상 성립한다.

$$0 \leq X_t' \leq X,\ 0 \leq Y_t' \leq Y,$$

$$\begin{bmatrix} X_t - X_t' = X_{t+1} \\ Y_t - Y_t' = Y_{t+1} \end{bmatrix}$$

4) 이때 U, V國의 總生產費用을 $f(X_t', X_t)$, $g(Y_t', Y_t)$라고 하자. 이 경우 $f(X_t', X_t)$와 $g(Y_t', Y_t)$는 直接生產費 외에 生產에 따르는 社會的 費用(예: 작업상 재해, 공해, 자연파괴)을 모두 포함한다고 봐도 좋다. 따라서 각국의 國內生產供給曲線은 $f'(X_t', X_t)$, $g'(Y_t', Y_t)$로 표시할 수가 있다. 단 $f_1''>0$, $g_1''>0$, 즉 生產量이 늘어날수록 生產費用은 늘어나고, $f_2''<0$, $g_2''<0$, 즉 可採石炭 埋藏量이 줄어들수록 限界生產費用은 높아진다.

5) 두 나라가 X_t', Y_t'를 採炭했을 경우, 두 나라간의 貿易量은 $m(X_t' Y_t')$로 표시한다. 단, 採炭하여 地上에 貯藏하여 놓는 것은 非經濟的이고 先物去來는 不可能하다고 가정한다. 만약 U國이 輸入하고 V國이 輸出한다면,

U國의 消費量(q)은 $X_t'+m(X_t', Y_t')$

V國의 消費量(q)은 $Y_t'-m(X_t', Y_t')$

가 된다. 이때 U國은 V國에 대해 代價(compensation)를 支拂해야 한다. 輸入量을 m, 價格을 P_w라 하면

$$\text{그 댓가}=m(X_t'\ Y_t')\cdot h(X_t\ Y_t\ r)$$
$$=m[X_t'\ Y_t']\cdot r\cdot P_w[X_t\ Y_t]$$

h : 交易條件(Terms of trade)

m : 輸入量(또는 輸出量)

r : 換率(外部的으로 決定된 變數)

P_w: 石炭의 國際價格

모델을 단순화하기 위해 우선 단기적으로 P_w는 고정되어 있다고 假定한다. 그러나 價格(P_w)이 生產量(X_t', Y_t')과 埋藏量(X_t, Y_t)의 영향을 받는다는 假定도 이 모델에는 쉽게 적용될 수 있을 것이다.

6) 시간 0에서 시간 T까지 外生的(external)으로 두 가지 상황의 가능성이 있다고 가정한다. 즉 正常(normal)狀況과 石油危機(oil embargo)의 狀況이라고 하자.

石油危機狀況은 資源의 物量이 줄어들면서 國際石油價格이 급등하는 狀況이라 하고, 이에 따라 石炭需要가 갑자기 증가하며 輸入可能量이 I수준으로 제한된다고 假定을 하자($I<m$). 그리고 政府의 입장에서 보는 石油危機의 主觀的 可能性을 $\pi(0<\pi<1)$라고 생각하고, 石油危機時의 國際石炭價格은 P_w에서 P_w'로 변한다고 假定하자($P_w<P_w'$).

	石油危機	正 常
國內無煙炭需要	$W'(q=X_t'+I)$	$U'(q=X_t'+m)$
國 際 價 格	P_w'	P_w
石油危機 可能性	π	$(1-\pi)$

실제 石油危機가 일어났을 경우 國內生產量을 X_t', 輸入量을 I라 하면 國內供給量 q는 $X_t'+I$가 된다. 그리고 에너지波動下에서의 新古典學派的인 有用函數를 U 대신 W라고 하면, 에너지波動下에서는 需要函數를 $W'(q)$로 쓸 수 있을 것이다[$W'(q)$는 $U'(q)$보다 기울기가 급하다. 왜냐하면 競爭財(oil)에 대해 石炭의 競爭力이 상승되고, 石炭에 대한 假需要가 발생할 수 있기 때문이다].

나. 石炭價格 政策決定모델

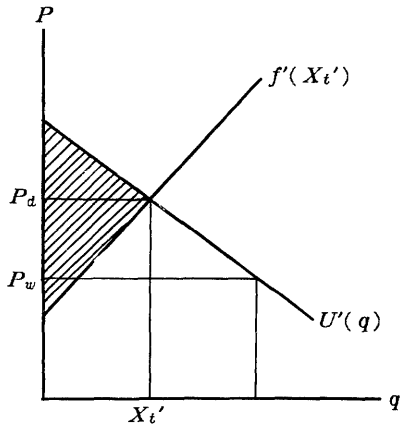
前述한 것과 같이 제3의 石油危機 可能性을 고려한 石炭政策은 여러 政策目標上에서 相衝關係에 직면하게 되는바, 이러한 딜레마下에서 合理的인 意思決定을 하기 위한 에너지政策決定모델에 대해 考察해 보기로 하자. 다음은 Tolley-William의 모델을 韓國의 現實에 맞도록 변형시킨 것이다.

開放經濟(open economy)를 설명하기 위해 우선 閉鎖經濟(closed economy)의 경우를 보자. 敎科書的인 貿易理論에 따르면 閉鎖經濟下에서는 〔圖 2〕에서 國內石炭價格이 P_d가 될 것이고, 國內供給量은 $q=X_t'$이고, 社會的 效用은 빗금친 부분이 될 것이다.

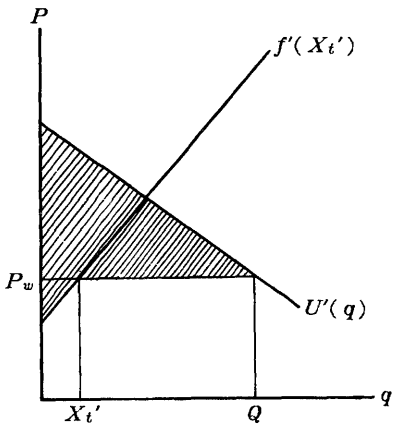
다음 에너지波動 可能性이 없는 경우의 開放經濟를 假定해 보자(즉 $\pi=0$). 〔圖 3〕에서 國內生產函數는 $f'(X_t')$, 石炭의 國際價格은 P_w, 國內石炭需要는 $U'(q)$라고 하자. 이 경우 國際貿易理論에 의하면 適正國內消費(socially desirable level of consumption)는 Q, 國內生產은 X_t'로서 $Q-X_t'$만큼 輸入을 하게 된다. 이때 政府가 社會的 效用을 極大化한다고 假定한다면 社會的 效用은 빗금친 부분이 될 것이다.

그러나 石油危機의 可能性이 존재한다면 政

〔圖 2〕 閉鎖經濟下의 모델



〔圖 3〕 開放經濟下의 모델($\pi=0$)



府는 높은 輸入依存度가 위협이 되고 이에 대하여 불안하게 생각할 것이다. 따라서 海外依存度를 줄이기 위해 國內生産을 권장하고 海外石炭의 輸入量을 줄이기 위해서 輸入抑制政策을 쓰려고 할 것이다.

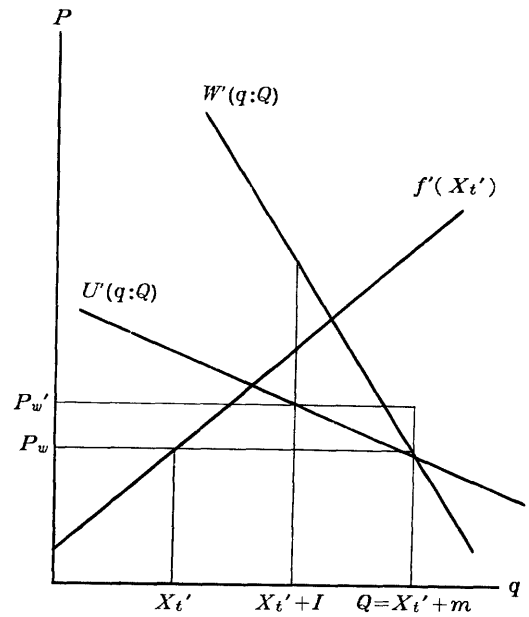
開放經濟下에서 政府는 두 가지 輸入抑制政策手段을 갖고 있다. 첫째, 輸入石炭에 關稅(tariff; t)를 부과하거나(같은 효과로 輸入割當制를 둘 수도 있다), 둘째 國內生産에 대해 補助金(S)을 줄 수 있다. 關稅(또는 輸入割當)는 生産效果와 消費效果를 동반하지만 補助金政策은 生産效果만을 동반한다는 점에서 다르다. 그러면 關稅政策과 補助金政策을 수단으로 한 政府의 介入이 어느 정도일 때 社會的으로 適正할 것인지, 그리고 그 介入의 根據는 무엇이며 어떤 政策手段이 바람직한지에 대해 설명하고자 한다.

만약 政府의 輸入抑制政策 없이 輸入價格을 그대로 국내에 반영하여 輸入依存度를 낮추어 對處하지 않은 國家가 石油危機에 당면해서 지불해야 할 社會的 效用 減少는 式 (1)로 표시할 수 있다.

$$\int_0^{Q-X_t'-I} W'(q:Q)\,dq - P_w'(Q-X_t'-I) \qquad \cdots\cdots(1)$$

이 경우 〔圖 4〕에서 需要函數는 $U'(q:Q)$에서 $W'(q:Q)$로 변화하고 소비는 正常(normal) 狀況의 國內供給量 $Q=X_t'+m$에서 石油危機

〔圖 4〕 開放經濟下의 모델($0>\pi>1$)



狀況時에는 $Q=X_t'+I$ 수준으로 減少할 것이다.

한편 輸入量을 제한하고 消費를 Q 대신 Q^* 수준으로 조정하여 輸入依存度를 미리 낮추어 놓은 國家의 경우는 石油危機를 당하여도 그 社會的 效用의 감소가 적을 것이다. 이런 경우 國家의 社會的 效用減少는 式 (2)로 표시할 수 있다.

$$\int_0^{Q^*-X_t'-I} W'(q:Q^*)dq-P_w'(Q^*-X_t'-I) \quad \cdots\cdots(2)$$

그리고 輸入依存度를 미리 조정한 경우의 社會的 費用減少는 〔圖 5〕로 나타낼 수 있다. 關稅政策에 따라 國內價格이 $P_w(1+t)$로 높아짐에 따라 消費는 Q에서 Q^* 수준으로 낮아지고 國內生產은 S에서 S^*로 높아진다. 또한 生產補助金(S)政策을 병행한다면 國內生產은 X_t' 수준이 될 것이다.

에너지 輸入依存度를 낮추어 놓는다는 것은 결국 현재의 消費水準을 낮추어 희생을 함으로써 미래에 발생할 에너지波動에 따른 社會的 適應費用(adjustment cost)을 감소시킨다는 의미에서 일종의 社會的 保險이고, 현재의 消費水準을 낮춘 만큼이 保險料(insurance premium)로 이해될 수 있다. 따라서 海外에너지 輸入依存度 증가와 國內消費水準의 포기라는 政策選擇의 相衝關係가 발생한다.

다음에서는 제3 에너지波動 可能性을 고려할 때 石炭의 海外依存度가 어느 수준에서 적정하고 그에 따라 國內炭 生產政策과 輸入炭政策을 어떻게 운영하는 것이 적합한지, 그리고 어느 수준의 保險料가 社會的으로 적정한지, 또한 이를 달성하기 위해 政府는 關稅政策과 補助金政策을 어떻게 사용하는 것이 적합한지에 대해 설명하고자 한다.

만약 假定한 바와 같이 世界輸入價格(P_w)이 U國의 입장에서는 外生的(external)이라면 U國의 社會的 效用極大化는 다음의 式 (3)으로 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned}\underset{X_t'}{Max} \int_0^T [& \int_0^{Q^*} U'(q)dq \\ & - \int_0^{X_t'} f'\{q, X_t(X_t')\}dq-(Q^*-X_t')r\cdot P_w \\ & -\pi\int_0^{Q^*-X_t'-I} W'(q:Q)dp+\pi(Q^*-X_t' \\ & -I)r\cdot P_w]dt \quad \cdots\cdots(3)\end{aligned}$$

式 (3)을 X_t'에 대해 微分하면, 式 (4)의 1次微分條件(first order condition)을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}f'(X_t':X_t) = & r\cdot P_w+\pi[W'(Q^*-X_t'-I) \\ & -r\cdot P_w]-\int_0^{X_t'}\frac{\partial f'(q,X_t')}{\partial X_t'}dq \\ & \cdots\cdots(4)\end{aligned}$$

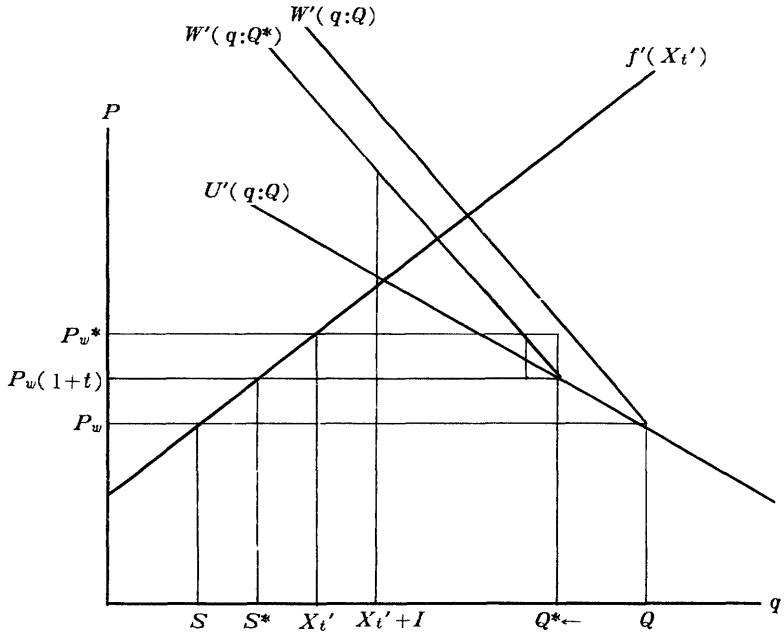
式 (4)는 다음과 같은 의미로 이해될 수 있을 것이다.

適正限界生產費用	=	輸入價格	+	輸入依存度增加에 따르는 保險料 또는 (石油危機可能性)×(石油危機時 限界消費者效用과 支拂費用의 差異)	−	炭鑛深部化에 따르는 生產原價 增大에 대한 罰金

즉 社會的 效用을 極大化하는 限界炭鑛의 生產費用은 輸入價格을 기준으로 하여 輸入依存度增大에 따르는 保險料를 합하고, 반면에 增產에 따르는 炭鑛深部化의 罰金(penalty)을 뺀 수준이어야 한다.

따라서 適正石炭價格은 輸入炭을 기준으로

[圖 5] 開放經濟下의 모델(0<π<1, 輸入調整)



$U'(q)$: 正常狀況의 石炭需要

$W'(q)$: 石油危機狀況의 石炭需要

炭鑛의 適正限界生産費用을 계산하고 거기에 資本의 機會費用을 기준으로 하는 適正利潤을 더한 수준이 적절하다고 본다.

3. 韓國石炭産業의 適正限界生産費用에 대한 推定

式 (4)에서 논의한 公式에 따라 變革期에 접어든 韓國石炭産業(1988년 기준)의 適正限界生産費用에 대하여 실제로 추정을 하기로 한다. 다음은 가능한 여러 추정식의 한 예이며 그 값에 대해 각기 다른 의견이 가능할 것이다. 우선 式 (4)의 세 가지 要素에 대해 각각 추정하겠다.

가. 輸入價格

1987년도의 平均輸入價格(C.I.F. 基準)이 톤當 약 43달러이고 1988년도에도 이 수준을 유지한다고 가정하자. 이를 1988년도 1/4분기 平均換率인 770원/달러로 계산하면 약 33,100원/톤이다. 그리고 1986년도 國內運送, 貯藏費用은 9,800원/톤(關稅 1%+防衛稅 2.5%=合計 3.5% 포함)으로 推定되는데 이는 石公이 輸入을 獨占함에 따르는 非效率性이 포함된 費用으로, 民間企業이 참여할 경우 國內運送 및 貯藏費用은 더 저렴해질 수 있다고 생각된다.

따라서 1988년초의 경우 輸入炭의 平均單位熱量에 근접한 1, 2級炭을 기준으로 했을 때

輸入炭의 原價는 약 43,000원/톤 수준으로 추정되는데 이 가격은 원貨切上에 따라 앞으로 더 낮아질 것으로 생각된다.

나. 石油危機時에 대한 保險料

우선 제3차 에너지波動 可能性에 대한 여러 가지 主觀的 見解가 있을 수 있다. 1988년 현재 短期的으로는 超過供給狀態가 유지되고 제1, 2차 石油危機와 같은 상황 가능성은 희박하다고 대부분 예측하고 있는 실정이나, 이란·이라크戰爭과 같은 不確實性은 항시 존재한다.

우선 石油危機 可能性을 10%(시나리오 Ⅰ, Ⅲ), 20%(시나리오 Ⅱ, Ⅳ) 등 두 가지 경우로 假定한다.

그리고 石油危機時의 輸入價格(P_w') 역시 主觀的인 판단에 의해 假定할 수밖에 없는데 1979~80년의 2차 石油危機 당시 輸入平均炭價가 67~68달러 정도였는바 제3차 石油危機 때도 國際炭價가 67~68달러 수준이 될 것이라고 가정하자. 또한 향후 換率이 1달러當 700원 수준이라고 추정하면 톤當 輸入原炭價는 48,000원 정도가 되고, 여기에 國內取扱費用(handling cost)을 톤當 9,000원 수준이라고 假定하면 總輸入費用은 57,000원/톤이 될 것이다.

그러나 需要函數의 기울기는 에너지波動 때에는 급해질 것이다. 우선 정상적인 경우 石炭 1톤 消費에 따른 限界效用을 직접 추정하기는 어려우므로 輸入炭과 同一熱量의 國內炭價인 50,000원/톤 수준으로 假定하겠다. 왜냐하면 다른 價格은 모두 政府告示價格이고 1,2 級炭만이 市場機能(market mechanism)에 의해 결정되는 自律價格이기 때문이다. 그리고 계산편의상 石油危機時 石炭 1톤 消費에 따른 限界效用은 현재 消費者價格 50,000원의 1.5배(시나리오 Ⅰ, Ⅱ) 또는 2배(시나리오 Ⅲ, Ⅳ)라고 假定하자.

위와 같은 假定에 따르면 石油危機에 대한 保險料(insurance premium)는 다음과 같이 계산될 수 있다.

시나리오 Ⅰ: 0.1×(75,000−57,000)=1,800
시나리오 Ⅱ: 0.2×(75,000−57,000)=3,600
시나리오 Ⅲ: 0.1×(100,000−57,000)=4,300
시나리오 Ⅳ: 0.2×(100,000−57,000)=8,600

다. 炭鑛深部化에 따른 費用增加 推定

炭鑛深部化에 따르는 原價上昇要因은 作業能率의 低下와 其他 要因으로 深度 100m當 原價上昇率은 他物價上昇이 없을 때 年 18%로 추정되고 있으며, 韓國의 稼行炭鑛 深度가 매년 25m씩 증가하고 있기 때문에 그 原價上昇은 年間 4.5%로 추정되고 있다.

年間 약 2,400萬톤을 生產하고, 톤當 平均生產原價가 51,000원이고(단, 直·間接補助金 포함), 深部化에 따르는 原價上昇率이 4.5% 정도라면 1년간 평균 原價上昇은 톤當 2,200원 정도로 推定된다. 만약 炭鑛深部化에 따른 災害可能性의 增大를 고려한다면 社會的費用 上昇負擔은 더 높게 추정될 것이다[3].

3) 1987년 기준으로 石炭 100萬톤 生產當 무려 7명의 死亡者와 106명의 重傷者가 발생했다. 그리고 塵肺患者數도 급증하여 1980년의 5,155명에서 1986년에는 260% 증가된 13,408명으로 해마다 증가되고 있으며, 또한 產災保險料는 1980년의 119億원에서 1986년에는 440億원이 支給되었다.

〈表 8〉 輸入炭 導入價格 展望

	1988	1989	1990	1991
原油價格展望($/배럴)	16.9	17.0	17.1	19.0
導入平均石炭價格展望($/톤)[1]	43.0	44.3	45.6	47.9
平均換率展望(원/$)[2]	740	690	680	660
輸入原價(원/톤)[3]	41,820	40,567	41,000	41,614

註 : 1) 現 國際石炭價는 $43/톤이고 石炭價格은 연평균 3~4%씩 인상된다고 假定.
2) 資料는 Wharton Econometric Forecasting Associates(WEFA).
3) 국내운송비용은 1988~91년까지 톤당 10,000원이라 假定.

라. 適正限界生産費用

위의 세 가지 요소를 고려하여 式(4)에 따라 계산하면 適正限界生産費用은 에너지波動 가능성에 대한 主觀的 評價에 따라서 42,600~49,400원 정도로 추정된다.

시나리오 Ⅰ: 43,000+1,800−2,200=42,600원
시나리오 Ⅱ: 43,000+3,600−2,200=44,400원
시나리오 Ⅲ: 43,000+4,300−2,200=45,100원
시나리오 Ⅳ: 43,000+8,600−2,200=49,400원

위와 같은 價格을 유지하기 위해서는 각 시나리오마다 國內炭鑛保護를 위한 關稅率이 다음과 같이 결정되어야 한다[4].

시나리오Ⅰ:(42,600−43,000)/33,100=−1.2%
시나리오Ⅱ:(44,400−43,000)/33,100= 4.2%
시나리오Ⅲ:(45,100−43,000)/33,100= 6.4%
시나리오Ⅳ:(49,200−43,000)/33,100= 18.7%

4) 위의 推定에 대해 여러 異見이 있을 수 있다. 특히 石油危機에 대한 保險料에 대해서는 主觀的인 판단을 피하기가 어렵다.

4. 向後 適正限界生産費用의 推移豫測

1988년초의 石炭産業의 適正限界生産費用을 위와 같이 추정하였는데, 그러면 앞으로 5년후의 適正限界生産費用의 推移를 豫測해 보자.

첫째, 輸入價格은 크게 두 가지 요인에 의해 결정되는데, 우선 國際石炭價格은 향후 1~3년간은 안정되고 3년후부터는 완만히 상승할 것으로 보는 한편, 원貨換率은 1~2년간은 切上되고 2년후부터는 안정된다는 것이 일반적인 전망이다(表 8 참조). 이러한 시나리오下에서의 石炭輸入價格 推移는 〔圖 6〕의 I線으로 표시되어 있다.

둘째, 輸入依存度 增加에 따른 保險料는 石油危機 可能性에 대한 見解에 따라 급격히 변화될 수 있는데, 편의상 시나리오 Ⅱ 假定下에서 1987년 수준의 保險料가 維持된다고 假定한다.

세째, 炭鑛深部化에 따르는 罰金(depletion penalty)은 年 5~6% 수준으로 증가하다가 점차 더 빠른 속도로 증가한다고 假定한다.

위의 세 가지 效果를 〔圖 6〕에 圖式化시키면 이 세 가지 效果의 合은 Ⅰ+Ⅱ+Ⅲ으로 나

〔圖 6〕 向後 適正限界生產費用의 推移豫測

Ⅰ : 輸入價格
Ⅱ : 國內炭에 대한 保險料
Ⅲ : 炭鑛深部化에 따르는 罰金

타낼 수 있다.

〔圖 6〕의 假定이 現實的이라면 1992~93년 이후에는 國內石炭의 適正限界生產費用이 輸入價格보다 더 낮게 나타날 수도 있는 것이다. 이때는 오히려 대부분의 石炭을 輸入하고, 國內炭 生產에 대해서는 保護보다는 生產罰金(또는 輸入補助金)을 고려해야 되는 狀況이 전개될 가능성마저 있다. 물론 이 問題는 〔圖 6〕에 사용된 假定의 現實性과 敏感性에 따라 달라질 수 있을 것이다.

만약 政府가 適正限界生產費用 理論에 따라 價格決定을 한다면 現時點에서는 많은 稼行炭鑛이 도산될 것이며, 더구나 위의 모델에 따라 현재 政府의 生產補助金이 중단될 경우에는 더욱 빠른 속도로 廢鑛이 늘어날 것이다. 또한 이에 따르는 많은 社會的 問題(失業, 地域經濟의 衰退)가 예상되기도 한다.

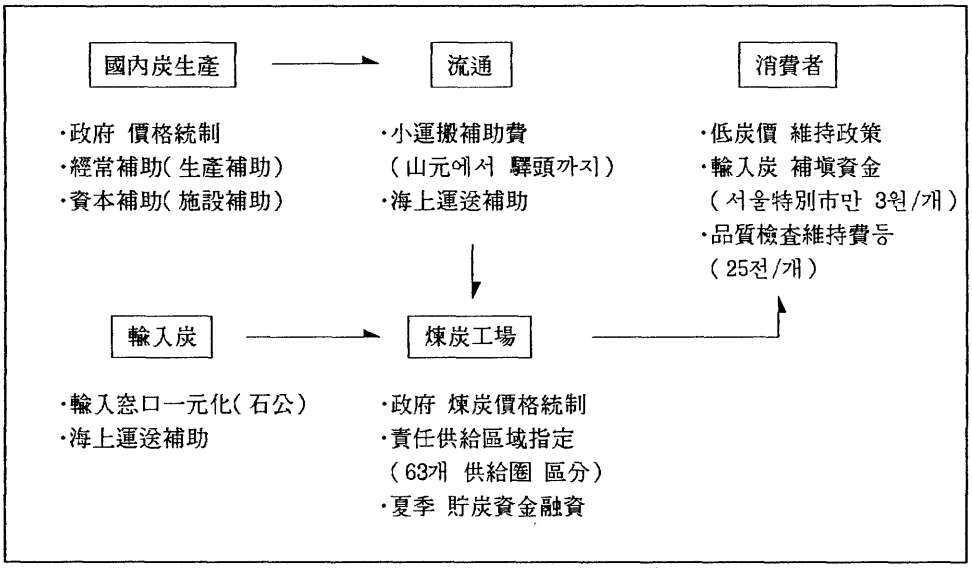
최근 韓國의 石炭產業은 閉鎖經濟에서 開放經濟로 전환하는 과정에서 아직 겪어 보지 못한 構造調整을 필요로 하고 있는데, 다음에 記述할 政策代案에서는 위에서 추정된 適正限界生產費用과 기타 社會的 問題點들을 어떻게 調和시켜 나갈 것인가에 대해 論議하겠다.

Ⅳ. 政策代案

1. 政府의 現 石炭政策

이러한 韓國石炭產業의 與件 속에서 石油波動 이후 庶民用 燃料인 석탄의 需給安定, 國內賦存資源의 最大活用, 外貨流出 防止, 庶民生活을 위한 低炭價 維持라는 目標를 위주로 하여 石炭政策이 수립되어 왔고, 결과적으로 〔圖 7〕에서 보듯이 政府가 石炭生產의 각 段階別로 깊이 관여하고 있어 市場機能이 導入되는

〔圖 7〕 流通段階別 政策手段



부분은 극히 제한되어 있는 실정이다.

이를 위해 政府는 여러 가지 政策手段을 쓰고 있는데 크게 나누어 보면 低炭價維持政策, 生產補助金政策, 制限的 輸入政策 등으로서 이 세 가지 政策手段은 다음에 說明하는 바와 같이 相互聯關性을 갖고 있다.

政府는 庶民生活保護 및 에너지의 安定的 供給이라는 目的을 위해 煉炭價格을 낮게 策定하여 管理하고 있다. 이에 따라 石炭價格은 政府의 炭價政策에 의해 限界生產費 以下에서 결정되고 政府는 補助金支給으로 그 赤字分을 補塡해 주고 있는 실정이다.

〔圖 8〕의 需要와 供給曲線에서 輸入炭導入 가능성을 排除하고 살펴보면 政府의 介入이 없으면 P_e의 市場價格과 Q_e의 供給量으로 市場이 균형을 이룬다. 그러나 政府의 管理價格 制度로 價格을 P_m으로 결정하였을 경우 a b 만큼의 超過需要가 발생한다.

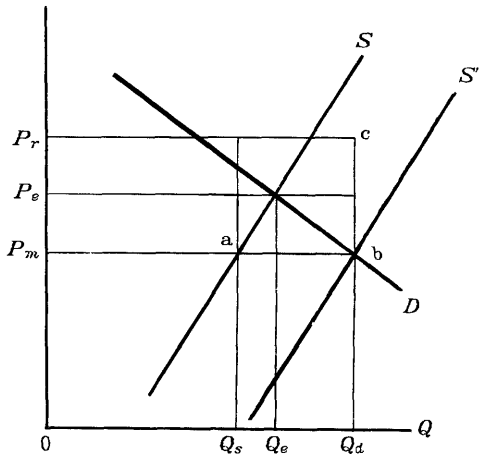
결국 Q_s만큼의 石炭이 市場에 供給되며 供給曲線이 S에서 머무는 한 需要者는 OP_r價格으로 購入하게 되어, 政府의 管理價格制度 導入 전보다 더 높은 價格으로 購入게 된다(이 경우가 70년대의 煉炭波動이 있을 때임. 이때 超過需要에 따라 煉炭工場마다 責任供給地域이라는 카르텔이 導入되어 1988년 현재까지 存續되고 있음). 이때 超過需要(Q_s Q_d)를 國內生產 또는 輸入으로 충당할 수 있는데 1980년대초까지는 經常收支赤字와 外換不足으로 石炭輸入은 가능한 政策手段이 되지 못하였다.

따라서 政府는 無煙炭의 安定供給이 經濟的 社會的으로 중요하다는 점을 인식하고 직·간접으로 政府補助金을 주어 적극적인 增產政策을 추진함으로써 供給曲線을 S에서 S'로 이동시켜 需要와 供給의 均衡을 調節하여 왔다.

그 결과 (P_m P_r c b)만큼의 政府補助金이 1970년 이후 매년 石炭產業에 支出되고 있다[5].

5) 法的 根據로는 1986년 12월까지는 '炭鑛業育成에 관한 臨時措置法'이고 1987년 이후에는 '石炭產業

〔圖 8〕 石炭의 需要供給曲線



石炭產業에 대한 政府補助金은 주로 벙커C油의 附加價値稅額의 6%를 財源으로 하고 있으며, 1984년 이후 연평균 1,100億원을 상회하고 있다. 石炭鑛業育成資金支援의 內譯과 推移를 보면 〈表 9〉와 같다.

2. 政策代案 提示

가. 經濟論理에 적합한 間接統制方式

우리 經濟는 일반적으로 政府의 規制, 指示, 特惠로 運用되는 規模의 한계를 이미 넘어섰고, 또한 政府가 企業活動에 직접 介入하여 市場機能을 歪曲시킴으로써 일어날 수 있는 非效率性을 제거하기 위해서는 民間主導型으로 轉換하는 것이 현실적으로 더 유리하다. 따라서 政府政策은 直接統制方式을 피해야 하며 또한 石炭產業이 갖는 戰略的 側面과 庶民用燃料라는 國民經濟的 立場에서 政府統制의 필요성은 있으나, 이 경우도 政府主導의 統廢合같은 直接介入은 피하고 價格政策등을 통한 間接統制로 民間經濟의 效率性을 유도해 주는 것이 바람직하다.

自由開放化時代에 있어서 政府政策의 目的은 國民經濟 全體의 效率性과 生產性 向上을 위해 成長沮害要因을 제거해 주는 것이며, 外的으로는 國際的인 資源의 效率的 配分을 위해 比較優位部門으로의 신속한 業種轉換을 유도하여 產業合理化를 도모하는 것이다. 이러한 政策的 側面에서 볼 때 斜陽化되는 石炭產業을 계속 지원하는 것은 短期的인 解決策은 되겠지만 長期的으로는 國民經濟의 非效率化만 초래할 것이다. 만약 石炭產業에 대한 政府의 介入이 계속된다면 石炭產業의 競爭力 弱化에도 불구하고 炭鑛利害集團의 自體利益 保護欲求가 점증하여 政府政策에 의한 無條件的인 責任을 요구할 것이므로, 먼저 企業의 自律的인 經營合理化로 問題解決을 도모하고 그 다음 他產業으로의 自然的인 吸收를 유도하여 政府政策의 介入限界를 분명히 인식시킬 必要性이 있다.

나. 政府主導의 炭鑛統廢合은 無理

生產費用面을 보면 일반적으로 小規模炭鑛의 生產費用이 낮고 石公의 生產費用은 더 높다(表 10 참조). 더구나 民營炭鑛 중에서도 1,000톤 이상의 大規模炭鑛이 가장 효율적이고, 200톤 미만의 小規模炭鑛이 그 다음이며 中間規模(200~500톤) 炭鑛의 生產費用이 가장 높다. 그렇다면 小規模炭鑛의 일률적인 統廢合은 오히려 효율적인 炭鑛을 閉鎖한다는 모순에 빠지며, 만약 政府가 炭鑛의 統廢合을 추진한다면 그 基準을 어떻게 設定할 것인가?

法'이다. 1970년 이후 1987년까지 總支援額은 1兆 622億원으로, 1985년의 1,215億원을 고비로 점차 減少하여 1988년은 758億원이 豫算에 반영되어 있다.

〈表 9〉 石炭鑛業에 대한 助成事業費支援 推移

	石炭鑛業育成資金支援額 (百萬원)	石炭生產量 (千톤)	톤當支援額 (원)
1970	2,684	12,393	21
1972	4,447	12,403	359
1975	19,386	17,593	1,102
1977	21,353	17,268	1,237
1980	111,413	18,624	5,982
1982	132,027	20,116	6,563
1985	121,493	22,543	5,389
1986	104,424	24,253	4,306
1987	78,064	24,274	3,216

資料 : 動資部,『에너지統計年報』, 1987.

〈表 10〉 石公과 民營炭鑛의 生產費 및 損益 比較(1985)

(단위 :원/톤)

	石公平均	民營鑛規模 (1,000톤)					
		100 未滿	100~200	200~500	500~1,000	1,000 以上	平 均
費 用							
製造原價	31,071	27,253	25,638	28,519	25,973	26,565	26,570
總原價	37,230	32,537	32,146	36,616	31,403	28,231	31,708
賣出原價	35,249	31,418	31,200	33,510	32,251	32,246	32,227
損 益							
營業損益	4,326	2,334	4,931	6,960	5,580	4,747	5,392
經常損益	259	−680	−98	1,241	2,253	416	941
當期純損益	146	−1,452	−96	1,376	748	−977	145

資料: 石公,『石公業務統計』, 1985.

일반적인 관점에서 非經濟的 炭鑛選定基準이라 하면 炭質, 經營者의 能力, 企業財務構造, 福利厚生制度, O.M.S., 埋藏量 등 企業의 전반적인 內外的 環境은 물론 미래의 現金흐름(cash flow)까지를 고려하여 選定, 判斷해야 한다. 그리고 이런 判斷은 主觀的 要素의 개입이 충분히 있을 수 있고 또한 炭鑛 統廢合에 따른 많은 不協和音을 초래하여 政府가 그 결과까지도 계속 책임을 져야 하는 問題點을 발생시킬 수 있다. 따라서 政府政策은 市場價格에 의한 經濟論理에 따라 자연적인 企業의 退出을 유도하는 것이 바람직하며, 政府主導의 統廢合은 계속적인 政府介入의 이론적 근거가 되어 惡循環만을 초래할 것이다.

다. 價格決定政策의 改善

石炭產業은 需要의 季節性(seasonality)이 심하고 長期間 政府統制에 젖어 온 관습 때문

에 政府의 價格介入은 당분간 불가피하다고 본다. 이때 중요한 것은 適正價格의 指針(guide line)인바 價格算定基準을 國內炭鑛保護 側面에서의 石公價格 基準에서 앞으로는 輸入炭價를 基準으로 하는 決定方式으로 전환하고, 國內炭 最高價格(ceiling price) 告示制度를 점차적으로 철폐하고 炭鑛企業이 자유롭게 販賣價格을 決定할 수 있도록 해야 한다고 생각한다.

〈表 10〉에서 보듯이 民營炭鑛에 비하여 非效率的인 石公을 기준으로 價格을 算定하여 政府告示價格이 價格雨傘(price umbrella) 역할을 하였기 때문에 石公보다 效率的인 民營炭鑛은 상대적으로 높은 收益을 얻을 수 있었고, 그 결과 주로 民營炭鑛의 生產量이 증가되어 石公의 國內生產比重은 1980년의 25.7%에서 1986년에는 21.5%로 낮아지게 되었다. 또한 石公基準의 價格決定方式은 全體炭鑛原價의 代表性도 나타낼 수 없을 뿐만 아니라 石炭產業의 效率을 떨어뜨린 가장 큰 要因이었다고 본다.

따라서 石公基準 價格算定方式을 바꾸어, 前述한 바와 같이 '輸入炭價+國內炭에 대한 保險料(insurance premium)-炭鑛深部化에 따른 罰金(penalty)'으로 政府價格의 가이드 라인이 설정되어야 한다. 이와 같이 輸入炭價基準으로 國內販賣價格이 자율적으로 결정됨으로써 炭鑛의 生產性向上과 財務構造改善을 자율적으로 유도할 수 있고, 開放經濟下에서 企業의 退出이 政府의 直接的인 介入 없이 이루어지므로 經濟效率과 能率의 極大化를 도모하는 市場經濟原理에도 부합할 수 있다. 이때 政府는 輸入炭價格을 政策手段으로 使用하여 石炭產業 構造調整과 企業退出의 속도를 調節할 수 있고, 특히 石公의 經營을 合理化시킬 수 있으며 企業退出時 개입되는 政府政策의 效率性도 제고시킬 수 있는 것이다.

그리고 현시점에서 政府가 國內石炭價格決定의 自律化를 고려해야 되는 여건은 충분히 成熟되었다고 본다. 첫째, 1987년부터 石炭需要量이 줄어들었고 市場價格은 政府告示價格보다도 낮게 형성되기 시작하였다. 예를 들면 5級炭價格으로 3, 4級炭을 파는 경우가 나타나고 있다. 즉 市場機能은 炭價가 하락하도록 움직이는데 最高價格(ceiling price)인 政府告示價格을 上向調整하는 것은 지켜지지도 않을 뿐더러 오히려 石炭產業의 效率性을 더욱 떨어뜨리는 결과를 초래할 것이다. 둘째, 輸入炭과 관련하여 國際收支의 黑字基調가 정착될 展望이고, 세째 1987년 이후 輸入炭이 國內炭에 비하여 價格競爭力을 갖게 되었고, 앞으로 원貨切上에 따라 輸入炭의 價格競爭力은 더욱 상승될 전망이다. 따라서 國內價格을 統制하는 수단인 政府의 管理價格制度가 폐지되고 價格이 自律化되어도 輸入炭販賣價格과 輸入量으로 國內需給과 國內價格은 안정시킬 수 있다고 본다.

라. 企業退出時 發生되는 失業問題의 解決方案

石炭鑛 統廢合으로 발생되는 失業問題에 事前的으로 대처하기 위하여는 社會的 摩擦을 극소화하는 것이 매우 중요하다. 失職된 炭鑛勤勞者를 國民經濟的 次元에서 支援하는 政策으로서는 雇傭增大 및 維持를 도모하는 旣存의 一般勞動市場政策과 職業訓練, 移住支援, 職業情報提供, 賃金補助의 特別勞動市場政策 등 크게 두 가지로 대별되는바 이때 石炭產業

의 勤勞者가 갖는 特異性, 즉 肉體的·技術的으로 他產業 從事가 불가능한 雇傭人員에 대해서는 特別雇傭政策을 실시하는 것이 바람직하다[6]. 특히 炭鑛地域은 單一產業構造(mono economic structure)로 되어 있는 경우가 많아 地域經濟에 큰 영향을 미칠 것이다. 따라서 石炭產業이 地域經濟의 主導的 役割을 하고 있는 石炭產地의 經濟的 衰退가 예상되는바 國土의 均衡的 發展圖謀와 炭鑛失業者의 구제방안으로서, 새로운 公共事業 推進이나 新規中小規模의 工業團地造成을 추진하여 地域經濟의 위축을 완화하여야 한다. 地域經濟開發과 관련이 있는 公共事業推進(예: 觀光運送, 경춘고속전철, 대구춘천고속도로 등)으로 직접적인 勞動力吸收 및 社會間接資本을 形成하여 새로운 產業의 탄생을 유도하고, 한편으론 職業訓練과 移住支援制度 등을 並行 實施하는 것이 필요하다고 생각한다. 이를 수행하기 위한 財源調達方法으로는 현행 3.5%인 關稅率을 引上하여 輸入原價와 輸入炭 販賣價格의 차이만큼 關稅를 부과하여 輸入炭基金을 조성한 후 國內炭鑛의 退出에 대한 補助金으로 활용함이 바람직하다. 즉 關稅賦課에 의한 기금조성 방법은 石炭輸入에 따르는 직접피해자인 國內石炭產業을 보조하여 國內優良炭鑛의 價格競爭力을 維持·培養시켜 주며 經濟性이 없는 炭鑛의 退出을 支援하는 長點이 있고 또한 과도한 輸入炭 導入에 제한을 가할 수 있는 수단도 된다. 그리고 輸入開放化와 換率切上에 따라 유동적으로 운영하고, 長期的으로는 國內石炭價格을 適正限界生產費用 수준에 접근하도록 유도한다.

마. 輸入炭 輸入窓口의 多元化와 海外開發輸入

政府가 介入을 극소화하고, 자율적인 企業退出(exit)을 유도하기 위해서는 현재 石公에 의해 獨占化되고 있는 輸入炭 輸入窓口를 多元化하여, 廢鑛業者 또는 民間 綜合商社 등에게도 점차 石炭輸入權을 확대하여 石炭輸入의 效率性을 제고시키는 것이 市場經濟의 原理에 부합된다. 이때 政府는 輸入炭 過多導入으로 인한 物量의 超過供給 및 過當競爭을 방지하기 위해서 시한부로 輸入炭 導入의 事前承認制度를 실시하는 것도 檢討해 볼 필요가 있다. 그리고 有煙炭의 海外開發(Greenhill炭鑛, Tanoma炭鑛 등)과 같이 無煙炭의 海外開發輸入을 촉진하여 資源確保의 安定性을 확보하는 것이 필요하다(예: 日本의 잠비아炭鑛 開發輸入). 이를 촉진하기 위해 石油의 海外開發과 같이 海外石炭開發에 대한 政府補助政策을 고려해 보는 것도 바람직하다고 생각한다.

---

6) 1986년말 基準 全體炭鑛의 雇傭人員은 총 68,861명(石公 15,134명과 民營 53,727명)으로 1980년보다 22.5% 증가하였다. 雇傭吸收를 위한 特別勞動市場政策으로 金仲秀·朴烜求, 「產業構造變化와 人力政策」, 『韓國開發硏究』(第8卷 第1號, 1986 봄)에서는 다음과 같은 예를 들고 있다.

- 職業訓練 : 斜陽產業에서 발생된 失職勤勞者에게 他產業에서 필요한 技術을 습득시켜 就業機會를 제공하는 것으로 미국, 일본, 캐나다, 호주 등에서 실시.
- 職業情報提供 : 解雇勤勞者에게 就業情報를 제공하는 것으로서 일본, 호주, 캐나다, 뉴질랜드, 스웨덴 등에서 실시.
- 移住支援制度(relocation assistance) : 職業訓練 不適格者에게 雇傭機會가 많은 타지역으로 이주할 수 있도록 資金支援을 하여 해당지역의 失業狀態 해소.
- 賃金補助政策(wage subsidies) : 解雇 可能性이 있는 勞動者를 계속 雇傭하거나 解雇勞動者를 再雇傭할 수 있도록 勞動者의 賃金總額 중 일정부분을 使用者에게 지급해 주는 것으로서, 지급기간은 9~12개월 정도. 캐나다, 일본에서 실시.
- 所得補償 프로그램 : 解雇勤勞者에게 失業手當보다 높은 所得補償金을 지불하여 所得水準을 유지시켜, 求職努力을 격려해 주는 것. 일본, 스페인에서 실시.

〈表 11〉 煉炭製造用 無煙炭 最高販賣價格(動資部告示, 1987. 4.13)

(단위: 원/톤)

區 分		最高販賣價格	最低熱量當 價格 (원/kcal)	等級別 相對價格
等級	熱量(kcal/kg)			
1 級	5,200~5,399	自律價格	—	
2 級	5,000~5,199	自律價格	—	
3 級	4,800~4,999	42,420	8.837	1.000
4 級	4,600~4,799	40,310	8.763	0.991
5 級	4,400~4,599	38,190	8.679	0.982
6 級	4,200~4,399	36,050	8.583	0.971
7 級	4,000~4,199	33,910	8.477	0.960
8 級	3,750~3,999	31,780	8.474	0.959
9 級	3,500~3,749	29,650	8.471	0.958

바. 石公 및 石炭關聯機關의 民營化 推進

民營炭鑛과의 경쟁을 제한하는 政府獨占이나 認許可障壁을 완화하는 것이 開放化推進에 필요한다. 生產原價가 높은 石公을 계속 政府의 投資機關으로 존속시키면서 民營企業의 退出을 誘導함은 公平性을 상실할 우려가 있고, 또한 石公과 民營의 賃金隔差로 인하여 民營炭鑛의 團體行動을 유발시킬 수 있는 要因이 될 수 있다. 따라서 石公을 비롯한 國營企業은 단계적으로 株式賣却등을 통한 방법으로 民營化를 추진하는 것이 필요하다.

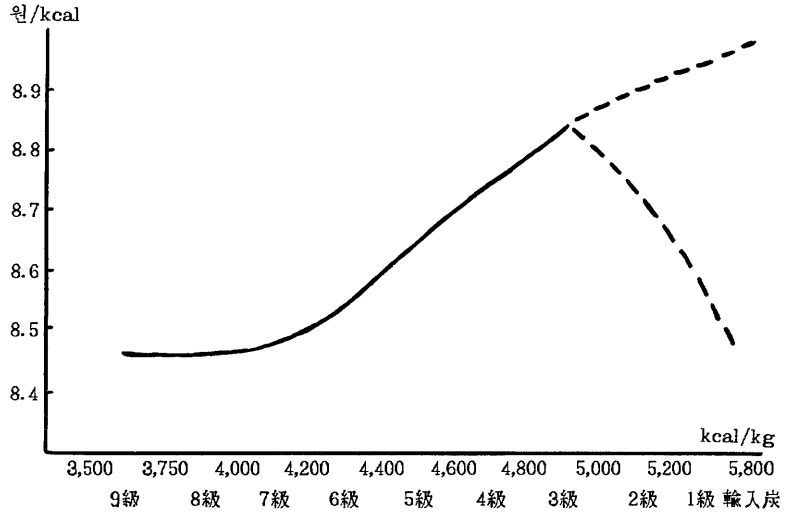
사. 熱量別 價格構造改善과 炭質의 低級化 防止

1987년 실태조사에 의하면 平均生產炭質은 4,863kcal/kg이나 20萬톤 이하의 中小炭鑛에서의 平均炭質은 4,000kcal/kg 이하이다. 더구나 1983년 이후 高熱量인 輸入炭과 混合하여 煉炭을 만들게 되자 實需要者인 煉炭工場들의 5級 以下 國產低質炭에 대한 過剩需要를 招來하였는데 그 이유는 다음과 같다.

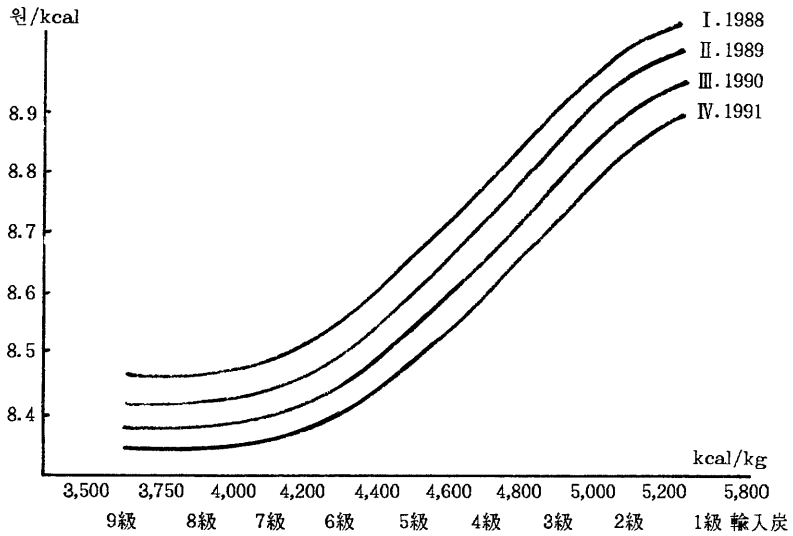
현재 石公이 輸入을 獨占하여 톤當 49,220원 수준에 약 280萬톤(1987년 기준)을 국내공급하였고, 이때 輸入炭과 同一熱量의 國內炭의 自律決定價格은 51,330원/톤으로 형성되었다(輸入炭의 基準熱量은 5,800kcal/kg이다). 石公의 輸入炭 國內販賣價格을 기준으로 할 때 熱量當 價格은 8.486원/kcal(49,220/5,800), 國產同一熱量炭의 自律決定價格 기준으로 볼 때는 8.85원/kcal(51,330/5,800)이다.

위와 같은 계산을 〈表 11〉의 動資部 告示 販賣價格基準 最低熱量當 價格과 비교하여 도표로 나타내면 〔圖 9〕와 같다. 이 圖에서 보면 石公은 1級炭 이상의 熱量을 가진 輸入炭을 國內 6級炭의 價格에 공급하고 있는 상황이다. 이와 같이 輸入炭과 國產石炭市場을 二重化함으로써 나타난 熱量別 石炭價格의 歪曲 때문에 많은 煉炭製造業者들이 高熱量의 輸入炭과 低級(7~9級)의 國內炭을 혼합하여 政府가 규정한 煉炭의 基準熱量을 맞추고 있는 실정으로서, 이에 따라 煉炭工場의 低級炭에 대한

〔圖 9〕 等級別 告示價格 比較



〔圖 10〕 等級別 告示價格 比較



需要가 늘고 있는 것이다.

더우기 政府의 炭質에 관계 없는 生產量 위주의 補助金 支給方式은 炭質低下를 더욱 가속화시켰다. 따라서 國內價格構造의 왜곡을 調整하고 補助金 支給에 等級間 격차를 확대하여 더 이상 炭質의 低下를 막아야 할 것이다. 또한 煉炭의 基準熱量을 上向調整하여 低質炭에 집중되는 需要를 막고 消費者에게 良質의 煉炭을 供給하도록 해야 한다.

輸入炭 國內販賣價格은 1988년에는 國內炭鑛들이 새로운 환경에 適應하는 시간을 주기 위해 輸入炭과 同一熱量 수준인 國內炭價에

접근시키도록 하고, 1989년 이후엔 원貨切上에 따라 점차적으로 引下하여 長期的으로는 第Ⅲ章에서 서술한 適正限界生産費用에 접근하도록 해야 한다. 이에 따라 煉炭價格도 下向調整할 수 있을 것이다(輸入炭의 混合比率을 30%라고 假定하면 煉炭原價에서 輸入炭이 차지하는 構成比는 약 24%이다).

더 나아가 輸入炭의 國內市販價格과 輸入物量은 炭鑛業體가 자율적으로 國內炭價格을 決定하는 데 간접적인 統制手段이 되며, 또한 어느 수준에서 결정하느냐에 따라 石炭産業構造調整의 속도를 조정하는 政策手段으로도 쓰일 수 있다. 즉 輸入炭價格은 점차 引下하여 國內炭價가 이를 기준으로 조정되게 함으로써 等級間 價格構造를 〔圖 10〕에서 보듯이 Ⅰ→Ⅱ→Ⅲ→Ⅳ로 점차적으로 낮추어 石炭企業의 合理化를 도모하여 새로운 環境에 적응할 시간적 여유를 주는 것이 필요하다. 또한 煉炭價格引下를 유도하고 煉炭의 基準熱量을 上向調整하여 庶民들에게도 원貨切上의 혜택이 돌아가고, 良質의 煉炭을 消費할 수 있도록 하는 것이 바람직하다.

Ⅴ. 要約과 結論

이상과 같이 考察해 본 韓國 石炭産業의 경우는, 政府가 産業政策에 깊이 介入하면서도 産業構造의 高度化와 經濟與件의 變化에 적절한 政策對應을 하지 못하여 발생되는 問題點을 나타낸 한 예이다.

政府가 短期的인 彌縫策으로 斜陽産業인 石炭産業을 補助金支給政策으로 유지시키는 것은 斜陽産業으로부터의 企業退出을 막고, 産業合理化를 沮害하며 長期的으로 經濟의 效率性을 떨어뜨리고 資源의 配分을 歪曲시키는 결과를 초래한다. 1970년 이후 총 1兆 600億원이나 되는 政府財政을 石炭企業에 支援한 것이 最適의 政策이었는지는 再考의 여지가 있다. 특히 급격히 環境이 변한 1987년 이후에는 오히려 炭鑛地域의 社會開發이나 中小規模의 工業團地造成을 유도하는 것이 훨씬 效率的이었으며, 資金의 일부를 鑛員의 失業手當으로 사용하여 轉業을 촉진하는 것이 더 合理化된 石炭産業政策이 되었을 것이다.

그리고 歪曲된 資源配分現象에 따른 利益集團의 規模가 커지면 커질수록 政治的인 영향력이 증대하여 利益集團의 利益을 보호하려는 경향을 갖기 때문에 더욱더 經濟의 效率性을 회복하기가 어려워지는 경향이 있다. 과거 韓國과 先進國의 歷史的 經驗으로 보면 經濟的 歪曲現象이 나타날 때 政策對應이 늦으면 늦을수록 더 많은 社會的 費用을 지불하면서 經濟歪曲現象을 시정한 경우를 많이 볼 수 있다. 韓國의 경우는 産業構造의 高度化가 진행됨에 따라 斜陽産業으로 인한 經濟의 效率性 및 資源配分의 歪曲現象이 深化되어 社會的 摩擦이 야기될 것이므로 현재가 적절한 政策對應이 필요한 時期라고 본다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

大韓石炭協會,『炭協』, 1987.

에너지經濟研究院,『韓國의 에너지 未來, 長期展望과 戰略, 1987~2010』, 1987. 8.

_____,『石炭產業 構造改善을 위한 研究』, 1987. 3.

韓國動力資源研究所,『中·長期 에너지 需給構造研究』, 1984.

_____,『에너지 消費構造 綜合分析 研究』, 1984.

韓國產業經濟研究院,『石炭鑛의 實態 및 技術開發 方向設定에 關한 研究』, 1987. 12.

Amit, Raphael and Mordecas Avriel, *Resource Policy Modelling*", Ballinger Publishing Company.

Bhagwati J. and T.N. Srinivasan, "Optimal Trade Policy and Compensation under Endogenous Uncertainty", *Journal of International Economics*, 1976, pp.317~336.

Griffin J. and Henry B. Steele, *Energy Economics and Policy*, 2nd edition, Academic Press College Division.

Tolley, G.S. and J.D. William, "The Foreign Dependence Question", *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No.2, 1977, pp.323~347.

우리나라 都市家口의 階層別 所得 및 厚生不平等度의 推計와 分析

- 1984年 橫斷資料를 中心으로 -

劉 鍾 九

本 硏究에서는 1984년 한 해의 『都市家計年報』(電算테이프資料)를 이용해 都市家口 階層間 및 階層內의 所得 및 消費 厚生不平等度를 추정하였으며 그 要因을 勤勞所得과 財産所得의 側面에서 찾아보았다. 本 硏究의 主要實證分析 結果는 다음과 같다. ①都市家口의 不平等을 크게 左右하는 것은 財産所得의 有無이며 ②勤勞所得의 不平等은 주로 學歷間 賃金隔差에서 비롯되고 있으며 ③財産所得의 不平等은 資本利得(capital gain)을 左右하는 一般物價水準의 不安定에서 비롯되고 있다. 따라서 不平等의 改善을 위해서는 무엇보다도 먼저 物價水準의 安定이 최우선 조건이며 이와 더불어 學歷間 賃金隔差를 緩和시키는 노력도 병행되어야 할 것으로 보인다.

I. 序 論

所得不平等은 선진국에서보다는 후진국에서 더욱 높다는 사실은 많은 實證的인 橫斷分析에 의해서 立證되고 있다[1]. 이와 같은 橫斷分析의 結果는 장기적인 時系列資料에 의해서도 확인되고 있다. 즉 선진국들의 경우를 보면 所得不平等이 어느 수준의 發展段階까지는 악화되다가 그 이후에는 점차 개선되는 Kuznets의 U-曲線의 形態를 보이고 있다.

家口所得을 源泉別로 보면 勤勞所得과 財産所得으로 대별된다. 短期에 있어서는 所得不平等의 정도는 財産所得의 分布에 가장 큰 영향을 받는다는 사실은 잘 알려져 있다. 즉 Kravis(1960,1973)가 주장하였듯이 財産所得보다는 勤勞所得이 보다 균형있게 분배되어 있으므로 所得이 勤勞者에게 많이 분배되는 社會일수록 所得不平等의 정도는 낮게 나타났다. 장기적으로 보면 所得不平等은 여러 가지 요인들에 의해 영향을 받는다. 즉 물려받은 遺

筆者 : 漢陽大學校 貿易學科 副敎授

* 有益한 討論에 기꺼이 응해 준 朱鶴中 博士와 電算處理를 담당해 준 KDI 金啓朝 主任硏究員에게 감사드린다.

1) Kuznets(1957, 1963, 1966)와 Pryor(1973)를 參照할 것.

產의 정도, 不完全競爭의 存在, 二重經濟構造의 存在, 地域間 產業施設의 差異, 그리고 學歷間·職種間 賃金隔差 등이 所得不平等에 영향을 주고 있다[2].

지금까지 우리나라의 所得不平等에 관해서는 많은 硏究(예를 들어, Oshima, 1970; Mizoguchi-Kim-Chung, 1976; Adelman-Robinson, 1978; Rao, 1978; Choo-Kim, 1978)들이 추진되어 왔었다. 그러나 Choo-Kim (1978) 및 기타 몇몇 硏究를 제외하고는 이들 대부분은 不平等의 要因分析보다는 不平等度의 國際比較와 Kuznets의 U-曲線 假說의 우리나라에서의 妥當性分析에 초점을 두었다.

朱鶴中·尹珠賢(1984)은 1980~82년 사이에 우리나라의 指數上 所得不平等度의 改善에 긍정적으로 기여한 要素로 ①相對的 低成長 ②物價安定 ③低金利와 이것으로부터 얻어지는 資本利潤(interest earnings)의 下落 ④學歷別 및 職種別 賃金隔差의 緩和 ⑤農外所得의 급속한 增大 ⑥農業部門의 不完全就業者의 減少 등을 들고 있고, 所得分配의 改善에 부정적인 영향을 끼친 要素로는 產業構造의 高度化에 따른 非農家口, 특히 自營業者家口의 急增을 제시하였다.

최근에 Yoo-Kwon(1987)은 우리나라 都市家口들의 厚生不平等度(welfare inequality)의 推移를 실증적으로 추정한 결과에 근거하여, 우리나라 都市家口들의 不平等度에 영향을 미치고 있는 세 가지의 主要要因들을 제시하였다. 즉 ①資本利得을 결정하는 實質利子率의 高低 ②都市化의 정도, 그리고 ③企業集中의 정도를 세 가지의 主要要因으로 제시하였다.

住宅을 保有 또는 借入함으로써 얻게 되는 所得(inputed income), 즉 住宅에 대한 評價額을 포함한 우리나라 都市家口들의 所得 중 약 50.2%가 勤勞所得이고 약 23.2%가 受贈 및 補助를 포함한 財產所得이므로[3], 위의 두 연구를 종합하여 보면 農家를 제외한 우리나라 都市家口들의 指數上의 所得 및 厚生不平等度에 가장 크게 영향을 끼치는 주요 요인으로는 다음 두 가지를 들 수 있다. 첫째 勤勞所得의 分布를 결정하는 學歷別 및 職種別 賃金隔差, 둘째 財產所得 특히 資本利得을 결정하는 實質利子率, 즉 物價水準과 名目利子率이 두 가지의 가장 중요한 요인으로 보인다.

"指數上의 不平等"과 "피부로 느끼는 不平等"과의 乖離는 劉鍾九(1987)가 논의한 바와 같이 不平等에 대한 혐오감[4](the degree of aversion to inequality)의 高低로 어느 정도 설명될 수 있다. 社會厚生函數의 槪念으로 말하면 "不平等에 대한 혐오감"은 等社會厚生曲線(iso-social wefare curve)의 기울기로 나타낼 수 있다. Muellbauer(1974)가 주장하고 劉鍾九(1987)가 설명한 바와 같이, 어떤 한 社會의 不平等에 대한 혐오감이 크다는 것은 그 社會의 等厚生曲線의 기울기가 가파르다는 것을 의미한다. 기울기가 가파름에 따라 동일하게 不平等한 所得 및 厚生分布下에서도 不平等指數는 더욱 커지게 된다[5]. 어떤 한 社會

2) 여러 가지 요인들에 대한 보다 자세한 論議는 Yotopoulos-Nugent(1976)를 參照할 것.
3) "受贈 및 補助"가 엄격한 의미에서의 財產所得이냐 하는 데는 많은 논란이 있으나, 本 硏究에서는 分析의 편의상 財產所得으로 假定하였다.
4) 朱鶴中·尹珠賢(1984)은 이 不平等에 대한 혐오감을 Hirschman(1973)이 주장한 不平等에 대한 容認度(level of tolerance)로 해석하여 사용하고 있는데 이 두 가지 解釋 모두 동일한 의미를 지니고 있다.
5) 이것에 대한 實證的인 例示는 Atkinson(1970), Jorgenson-Slesnick(1984), 그리고 Yoo-Kwon (1987)을 參照할 것.

의 等厚生曲線의 기울기, 즉 不平等에 대한 혐오감의 정도는 그 사회의 역사, 문화, 정치 및 諸般 社會慣習 등에 달려 있다. 예를 들어, "Fair Game"이 존재하는 사회와 그렇지 못한 사회의 不平等에 대한 혐오감의 정도는 後者가 훨씬 더 클 것이라는 것은 명백한 사실이다.

本 硏究에서는 1984년 한해의 橫斷分析資料를 통하여 우리나라 都市家口들의 所得 및 厚生不平等度에 영향을 미치는 요인들을 財産所得과 勤勞所得으로 구분하여 찾아보는 것을 基本目標로 하였다.

이와 같은 목적을 위하여 本 論文은 다음과 같이 구성되어 있다. 第Ⅱ章에서는 本 硏究를 위한 模型의 構造를 論議하고, 이 模型에 따라 不平等度를 실증적으로 추정하는 데 필요한 可用資料의 性格의 制約性은 第Ⅲ章에서 論議하였다. 第Ⅳ章에서는 實證的 推定의 결과를 제시하고 그 意義를 찾아보았다. 要約과 結論 및 政策建議는 마지막 章에서 하였다.

Ⅱ. 模型의 構造

1. 厚生不平等度 推定模型

Jorgenson-Slesnick(1984)와 Yoo-Kwon(1987)의 硏究에서 사용된 社會厚生函數는 다음과 같다.

$$W(u, x) = \overline{W}(x) + g[x, u(x) - \overline{W}(x)\ell] \cdots (1)$$

여기서 x는 여러 가지 가능한 모든 社會狀態의 集合 X에서 어떤 特定한 社會狀態를 의미하고, $u=[W_1(x), W_2(x), \ldots\ldots, W_K(x)]$는 個別厚生函數$\{W_k(x)\}$들의 벡터이며, ℓ은 1의 벡터이다. $\overline{W}(x)$는 平均社會厚生이며 對稱的인 厚生制約曲線下에서 社會厚生函數 (1)을 극대화시킬 때 얻어지는 達成可能한 極大의 社會厚生水準이다.

$$\overline{W}(x) = \sum_{k=1}^{K} a_k(x)\ W_k(x) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

여기서 $0 < a_k(x) < 1$ 그리고 $\sum_{k=1}^{K} a_k(x) = 1$ 이다.

函數 $g(x)$는 個別厚生들의 分布狀態를 나타내며 個別厚生函數에 대해 1次同次函數로 假定하였다. 따라서 函數 $g(x)$는 다음과 같은 平均값 函數(mean value function)로 表現될 수 있다.

$$g[x, u(x) - \overline{W}(x)\ell] = -\gamma(x)[\sum_{k=1}^{K} b_k(x)\ |\ W_k - \overline{W}\ |^{-\rho(x)}]^{-1/\rho(x)} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

여기서 $\gamma(x) > 0$, $0 < b_k(x) < 1$, $\sum_{k=1}^{K} b_k(x) = 1$, 그리고 $\rho(x) \leq -1$ 이다.

따라서 社會厚生函數 (1)은 社會의 價値判斷은 社會厚生水準의 크기$[\overline{W}(x)]$뿐만 아니라 厚生의 分配$[g(x)]$에 의해서도 영향을 받는다는 것을 意味한다. 만약에 厚生의 分配가 完全平等(즉, 모든 k에 대하여 $W_k = \overline{W}$)이라면 $g(x) = 0$ 이다. 즉, 現實社會厚生水準$[W(u, x)]$은 達成可能한 極大의 社會厚生水準$[\overline{W}(x)]$이 된다. 그러나 일반적으로 個別厚生은 不平等하게 分配되어 있으므로 $g(x) < 0$이고 따라서 現實社會厚生水準은 達成可能한 社會厚生水準보다 적다. Jorgenson-Slesnick(1984)가 제시한 형평의 원리를 대변할 수 있는 加重値는 다음과 같다.

$$a_k(x)=b_k(x)=\frac{m_0(A_k)}{\sum_{i=1}^{K} m_0(A_i)} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

여기서 $m_0(A_k)$는 k家口의 總和家口同等化單位(general household equivalence scale)이다. 또한 加重値$\gamma(x)$는 다음과 같이 주어진다.

$$\gamma(x)=\{1+\left[\frac{\sum_{k=1}^{K} m_0(A_k)}{m_0\ (A_j)}\right]^{-(\rho+1)}\}^{-1/\rho} \cdots\cdots (5)$$

여기서 $m_0(A_j)=\text{Min}\ m_0(A_k)$ 이다.

Deaton-Muellbauer(1980)의 定義에 따른 「트랜스로그」間接效用函數下에서의 總和家口同等化單位는 다음과 같이 定義된다.

$$\begin{aligned}\ln m_0(A_k)=&[1/D(p)]\,[\ln m(A_k)'a_p+\\ &1/2\ln m(A_k)'B_{pp}\ln m(A_k)+\\ &\ln m(A_k)'B_{pp}\ln p] \quad \cdots\cdots\cdots (6)\end{aligned}$$

여기서

$$D(p)=-1+\ell' B_{pp}\ln p$$

이고

$$\ln m(A_k)=B_{pp}^{-1}B_{pA}A_k \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

은 k家口의 品目別「트랜스로그」家口同等化單位(commodity specific tranlog household equivalence scale)이다. 行列 B_{PP}와 B_{PA}는 「트랜스로그」間接效用函數의 파라미터들의 行列이고, A_k는 k家口의 特性値를 나타내는 벡터이다.

本 硏究에서는 이 模型에 따라 추정된 劉鍾九·朱鶴中(1987)의 總和 및 品目別 家口同等化單位의 推定値를 利用하였다[6].

이와 같이 주어진 總和家口同等化單位下에서 k家口의 個別厚生函數(즉,「트랜스로그」間接效用函數) $W_k(x)$는 다음과 같은 형태를 취한다.

$$\begin{aligned}W_k(x)=&\ln p'\alpha_p+1/2\ln p'B_{pp}\ln p-D(p)\\ &[M_k/m_0(A_k)] \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)\end{aligned}$$

만약에 모든 家口들이 동일한 물가수준에 직면하여 있다고 한다면 파라미터 α_p, B_{PP}, 그리고 $D(p)$는 모든 家口에 동일할 것이다. 따라서 個別厚生函數 (8)은 Sen(1970, 1974)과 Roberts(1980)가 주장한 基數的 完全比較性(cardinal full comparability)條件을 만족시킨다. 이 결과 基數的 完全比較性을 만족시켜주고 있는 社會厚生函數 (1)이 적용될 수 있다. 絶對的 厚生不平等指數(absolute index of welfare inequality: $AI(u, x)$)는 達成可能한 極大의 厚生水準 $\bar{W}(x)$(즉 效率値 $E[(u, x)]$)와 現實社會厚生水準과의 差異로 定義된다.

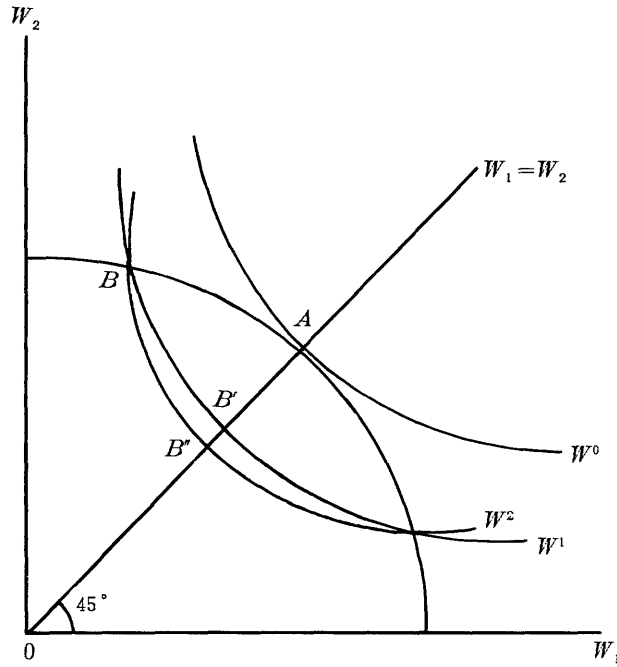
$$AI(u,x)=E(u,x)-W(u,x) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

相對的 厚生不平等度(relative index of welfare inequality: $RI(u, x)$)는 絶對的 厚生不平等度와 達成可能한 極大의 厚生水準과의 比率로 定義된다.

$$\begin{aligned}RI(u,x)&=[AI(u,x)/E(u,x)]\\ &=1-[W(u,x)/E(u,x)] \cdots\cdots (10)\end{aligned}$$

6) 이것에 대한 보다 자세한 論議와 實證的 推定結果에 대해서는 劉鍾九·朱鶴中(1986,1987)을 參照할 것.

〔圖 1〕 等厚生曲線의 기울기



2. 社會厚生函數와 不平等에 대한 容認度

不平等의 정도는 等厚生曲線(iso-welfare curve)의 기울기에 달려 있다는 사실은 잘 알려져 있다. Muellbauer(1974)가 주장하였듯이 주어진 不平等點에서 等厚生曲線의 기울기가 가파르면 가파를수록 不平等의 정도는 더욱 커진다.

〔圖 1〕에서 45度線은 完全平等線($W_1=W_2$)을 나타낸다. W^0는 A點에 관련된 達成可能한 極大의 社會厚生水準이다. 點 B는 現實의 不平等한 厚生分布點을 나타낸다. 點 B와 관련된 社會厚生水準은 W^1이다. 點 B'는 個別厚生이 완전히 균등하게 배분되었을 경우 點 B와 동등한 厚生水準을 나타내 주는 점이다. 따라서 對稱的 厚生制約曲線下에서 현실의 社會厚生水準(W^1)은 OB'으로 대표되고, 極大의 社會厚生水準은 OA이다. 이것을 이용하여 우리는 앞 節에서 論議한 不平等度를 정의할 수 있다. 絶對的 不平等度(AI)는 $OA-OB'=AB'$이고, 相對的 不平等度(RI)는 AB'/OA 이다.

〔圖 1〕을 가지고 不平等度 測定에 있어서 等厚生曲線의 기울기의 영향을, 즉 Muellbauer(1974)의 주장을 쉽게 설명할 수 있다. 等厚生曲線 W^1보다 기울기가 가파른 또 다른 等厚生曲線을 點 B에 대응하여 그려 보면 W^2와 같다. 이 W^2와 관련된 現實의 社會厚生水準은 OB''으로 대표된다. 확실히 $AB'<AB''$이다. 따라서 絶對的 및 相對的 不平等度 모두 커지게 된다.

本 硏究의 社會厚生函數 (1)에서는 等厚生曲線의 기울기는 $\rho(x)$에 달려 있다. $\rho(x)$가 감소하면(즉 $\rho=-1\rightarrow\rho=-\infty$) 等厚生曲線의 기울기는 가팔라진다[7]. 〔圖 1〕로 설명하면

$\rho(x)$가 감소할수록 等厚生曲線 W^1이 더욱 오목한 等厚生曲線 W^2로 변화한다. 이 결과 주어진 不平等分布點 B에서 $\rho(x)$가 감소함에 따라서 絶對的 및 相對的 厚生不平等度 모두 증대한다. 그리고 (i) $\rho(x)=-1$은 公利主義形態의 等厚生曲線을 의미하고, (ii) $\rho(x)=-\infty$는 Rawls形態의 等厚生曲線을 의미함을 우리는 쉽게 증명할 수 있다.

따라서 어떤 한 社會의 $\rho(x)$의 값은 그 社會의 不平等에 대한 容認度의 정도를 나타내준다고 볼 수 있다. 本 硏究에서는 이 $\rho(x)$의 絶對값(즉 $|\rho(x)|$)을 不平等에 대한 容認度라고 定義하였다. 즉 $|\rho(x)|\to\infty$일수록 不平等에 대한 容認度는 低下한다.

3. 지니係數

지니係數(G)는 相對的 平均偏差(relative mean deviation)의 1/2이라는 것은 잘 알려져 있다. 지니係數는 다음과 같이 표현될 수 있다[8].

$$G=1+\frac{1}{K}-\frac{2}{K^2\mu}\left[\sum_{k=1}^{K}(K+1-k)y_k\right]\cdots(11)$$

여기서 μ=平均所得, k($k=1,2,\ldots\ldots,K$)는 家口數이고, y_k는 k家口의 所得을 나타낸다. 이 지니係數式이 의미하는 바는 지니係數는 단지 각 家口의 所得을 加重平均한 것이며, 加重値($K+1-k$)는 所得序列에 의해서 결정됨을 보여주고 있다.

7) 이것에 대한 자세한 論議와 數學的 證明은 Jong G. Yoo(1985) 및 劉鍾九(1987)를 參考할 것.
8) 지니係數式의 導出過程과 그 의미에 대한 자세한 論議는 Yoo(1985)를 參照할 것.
9) 資料의 制約性에 대한 보다 자세한 論議는 朱鶴中(1979, 1982)을 參照할 것.

Ⅲ. 使用資料의 性格과 制限性

1. 性格과 制限性

本 硏究에서 사용한 資料, 특히 總和 및 品目別 家口同等化單位의 推定을 위한 家計消費支出에 대한 時系列資料는 經濟企劃院의 『都市家計年報』에서 抽出하였다. 1978년 이후 上記의 家計年報에서는 調査對象家口의 上限線과 下限線을 대폭 확장하여 모든 계층의 가구들이 포함될 수 있도록 노력하였으나 아직도 同 年報에서는 부자이거나 극히 가난한 계층의 가구들은 應答不良 등의 이유로 제외되고 있는 경향이 있다[9].

더군다나 都市家計調査에서는 標本家口가 매월 약 1/12씩 새로운 가구로 대체되고 있으므로 어떤 特定家口의 季節變動을 조정한 월평균 消費支出 및 所得을 구할 수 없었다. 또한 『都市家計年報』에는 個別家口의 세세한 자료는 공표되어 있지 않으며 그 대신 家口의 特性(예를 들어, 家口員數別 또는 家口主의 年齡別)에 따른 階層別 平均値만이 보고되어 있다.

따라서 이와 같은 제약 때문에 이 『都市家計年報』의 時系列資料를 이용하여 所得不平等度를 추정할 경우 각 계층의 평균소득이 그 계층의 소득수준을 반영한다고 가정할 수밖에 없다. 이 결과 이 時系列資料를 이용하여 추정한 所得不平等度의 결과는 不平等 쪽보다는 平等 쪽으로 偏倚되는 경향이 있다[10].

〈表 1〉 都市家口의 職業別·家口員數別 標本家口數

(1981年 1月 基準)

	2人	3人	4人	5人	6人	7人 以上	計
日傭勤勞者	156	293	428	330	173	101	1,481
俸給者	95	147	289	216	130	60	937
自營業者	40	158	320	270	166	115	1,069
計	291	598	1,037	816	469	276	3,487
家口員數別構成比(%)							
日傭勤勞者	10.5	19.8	28.9	22.3	11.7	6.8	100.0
俸給者	10.1	15.7	30.8	23.1	13.9	6.4	100.0
自營業者	3.7	14.8	29.9	25.3	15.5	10.8	100.0
計	8.3	17.1	29.7	23.4	13.4	7.9	100.0
職業別構成比(%)							
日傭勤勞者	53.6	49.0	41.3	40.4	36.9	36.6	42.5
俸給者	32.6	24.6	27.9	26.5	27.7	21.7	26.9
自營業者	13.8	26.4	30.9	33.1	35.4	41.7	30.6
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

또한 이 平均한 資料는 階層內의 個別單位들간의 所得 및 消費支出패턴의 차이를 반영해 주지 못하기 때문에 비록 이 平均한 時系列資料를 이용하여 所得不平等度의 推移는 파악될 수 있다고 하더라도 階層內의 不平等의 파악은 거의 불가능하다. 따라서 本 硏究의 基本目標가 階層內 및 階層間의 不平等度의 分析이므로 平均된 時系列資料를 사용하지 않고 1984년 한해의 「크로스섹숀」資料를 이용했다.

1984년 한해의 「크로스섹숀」資料는 〈表 1〉에서 보는 바와 같이 총 3,487개의 標本家口(1월기준)로 구성되어 있어서 時系列資料보다는 정확한 階層內 및 階層間의 不平等度를 반영해 줄 것으로 보인다. 그러나 앞에서도 論議한 바와 같이 都市家計調査에서는 調査對象標本家口가 1/12씩 매월 새로운 標本家口로 대체되고 있으므로 이 3,487家口에 대한 季節變動을 조정한 월평균 所得 및 消費支出 資料를 구할 수 없다. 家計의 消費支出과 所得은 季節變動에 매우 민감하므로(冠婚喪祭 및 大學登錄金의 支出이나 보너스의 支給 등) 季節變動을 제거하기 위해서는 家口特性에 따른 平均値를 사용할 수밖에 없었다.

家口의 特性別 區分은 劉鍾九·朱鶴中(1987)의 家口同等化單位 硏究에서의 구분에 따랐다. 階層內의 不平等을 보다 정확히 반영하기 위하여 劉鍾九·朱鶴中의 上記 硏究에서의 區分(총 144개)보다도 家口主의 職業을 보다 더 세분하여 총 432개의 標本家口에 대한 月平均資料를 얻었다. 家口特性의 分類는 다음과 같

10) Bhalla(1979)도 동일한 結論에 도달하였다.

다.

(i) 家口主의 職業[11]: 日傭勤勞者(技能工 및 常傭勞務者, 自由勞務者), 俸給者(公務員, 公務員外 事務從事者), 自營業者(商人, 個人經營者, 法人經營者, 自由業者, 其他).

(ii) 家口規模 : 2人, 3人, 4人, 5人, 6人, 7人 이상.

(iii) 家口主의 年齡 : 24세 이하, 25~29, 30~39, 40~44, 45~49, 50~54, 55세 이상.

각 家口는 上記한 세가지 大範疇 중 각각 어느 하나의 小範疇에 속하도록 분류하였다. 이 결과 本 硏究에서는 총 432〔=9(家口主의 職業)×6(家口規模)×8(家口主의 年齡)〕가지의 家口特性別로 標本家口그룹의 月平均資料를 얻을 수 있었다. 이 432개의 標本家口그룹은 階層內의 不平等分析에 비교적 충분한 자료를 제공해 주고 있다. 즉 예를 들어 家口規模에 따른 階層(총 6個階層)의 경우에는 각 계층마다 9(家口主의 職業)×8(家口主의 年齡)=72個의 標本家口그룹으로 구성된다.

그러나 아직도 이와 같은 과정에 따라 얻어진 平均資料는 個別家口의 所得 및 消費支出의 行態를 정확히 반영해 주지 못하기 때문에 이것으로부터 얻어지는 不平等度의 推定値는 不平等보다는 平等 쪽으로 偏倚되는 경향이 있다. 그러나 同 平均資料는 季節變動을 除去해 주고 있으며 本 硏究의 基本目的이 階層內 및 階層間의 不平等의 比較分析에 있으므로 階層內 및 階層間의 不平等을 비교분석하는 데는 이 평균한 자료도 비교적 충분한 정보를 제공해 줄 것으로 보인다.

2. 所得 및 消費支出 內譯

『都市家計年報』에는 自營業者家口들에 대한 所得資料는 보고되지 않고 있다. 그러나 「크로스섹숀」資料, 즉 上記 年報의 作成을 위한 기초적인 電算테이프에는 自營業者家口들에 대한 소득이 수록되어 있다. 그러나 일반적으로 自營業者의 所得은 적게 보고되고 있는(under reporting) 경향이 있으며 自營業者, 특히 商人과 같은 零細自營業者家口에서는 所得과 費用의 槪念이 명확히 구별되지 않고 있으므로 「크로스섹숀」資料에 수록되어 있는 自營業者家口의 所得資料의 信賴性은 다소 미약할 것으로 보인다. 그러나 自營業者家口들의 所得을 추정할 餘他의 代案이 현재로서는 없으므로 本 硏究에서는 「크로스섹숀」資料에 수록되어 있는 所得資料를 그대로 사용할 수밖에 없었다. 따라서 自營業者家口들에 대한 所得不平等指數 推定値의 信賴性은 다소 부족할 것으로 보이나 階層內의 不平等을 비교분석하는 데는 큰 무리가 없을 것으로 보인다.

入住形態에 따른 住居費를 고찰해 보면, 月賃入住者의 경우 賃入者가 매월 지불하는 月賃額은 費用의 槪念이다. 그러나 傳賃入住者나 自家住宅의 所有者는 月賃를 지불하지 않는다. 즉, 이 두 部類 家口의 경우에는 資産을 所有(傳賃入住者의 경우에는 傳賃金이라는 金融資産)하고 있기 때문에 보다 많은 행복을 향유할 수 있다. 따라서 本 硏究에서는 傳賃評

11) 家口主의 職業分類에 대한 보다 자세한 內容은 經濟企劃院, 『都市家計年報』, 1985, pp.232~233을 參照할 것. 上記 年報의 家口區分의 分類를 本 硏究에서는 家口主의 職業이라고 假定하였다.

〈表 2〉 家口主의 職業別 月平均 家口所得 內譯(1984)

(단위 : 원)

	全家口		日傭勤勞者		俸給者		自營業者	
	金額	構成比	金額	構成比	金額	構成比	金額	構成比
總所得	458,901	100.0	359,530	100.0	643,264	100.0	446,388	100.0
勤勞所得	230,387	50.2	280,202	77.9	491,371	76.4	23,073	5.2
家口主所得	203,062	44.2	248,384	69.1	452,358	70.3	7,285	1.6
其他家口員所得	27,325	6.0	31,818	8.8	39,013	6.1	15,788	3.5
事業및副業所得	105,695	23.0	8,956	2.5	8,135	1.3	260,945	58.5
其他所得	122,820	26.8	70,373	19.6	143,758	22.3	162,369	36.4
自家및傳貰評價額	66,234	14.4	43,274	12.0	92,497	14.4	73,219	16.4
利子및配當金	4,582	1.0	2,731	0.8	7,729	1.2	4,522	1.0
賃貸料	8,772	1.9	3,921	1.1	9,183	1.4	13,351	3.0
受贈및補助	27,243	5.9	7,529	2.1	11,059	1.7	56,646	12.7
其他	15,989	3,5	12,918	3.6	23,290	3.6	14,631	3.3

資料 : 經濟企劃院, 『都市家計年報』(調査테이프), 1984.

價額과 自家評價額을 資產을 所有함으로써 얻어지는 所得(inputed income)으로 處理하여 總所得額에 포함시켰다.

이와 같은 所得의 槪念에 의거한 所得資料의 內譯과 이것에 따른 平均所得의 構成은 〈表 2〉와 같다. 이 表에서 보는 바와 같이 全家口의 경우에는 근로소득이 總所得에서 50.2%를 차지하고 있으며 財產을 所有함으로써 얻게되는 所得(傳貰 및 自家評價額+利子 및 配當金+賃貸料)이 17.3%를, 그리고 父母등으로부터 받고 있는 "受贈 및 補助"가 5.9%를 占有하고 있어 이들 세 가지 형태의 소득이 總所得의 대부분을 구성하고 있다. 日傭勤勞者나 俸給者의 경우에는 소득의 대부분이 勤勞所得으로부터 나오고 있으나 自營業者의 경우에는 事業 및 副業所得에서 얻고 있다.

財產所得이 차지하고 있는 比重을 家口主의 職業別로 살펴 보면 日傭勤勞者(13.9%)→俸給者(17.0%)→自營業者(20.4%)의 順으로 나타나고 있어 自營業者가 財產所得에 가장 크게 依存하고 있음을 보여주고 있다.

支出資料는 非消費支出과 其他支出을 제외한 순수한 消費支出만을 대상으로 하였다. 消費支出의 立場에서 보면 傳貰 및 自家評價額도 暗默的인 住居費이므로, 本 硏究에서는 消費支出에 傳貰 및 自家評價額을 포함시켰다. 이와 같은 消費支出의 槪念에 의해서 消費支出資料의 內譯과 이것에 따른 平均消費支出의 構成은 〈表 3〉과 같다. 飮食物費의 支出比重, 즉 엥겔係數는 日傭勤勞者家口가 가장 높게 나타나 있다. 住居 및 什器에 대한 支出은 自營業者家口들이 가장 높은 支出比重을 보이고 있다.

〈表 3〉 家口主의 職業別 月平均 消費支出 內譯(1984)

(단위 : 원)

	全家口		日傭勤勞者		俸給者		自營業者	
	金額	構成比	金額	構成比	金額	構成比	金額	構成比
消費支出	367,619	100.0	280,907	100.0	468,998	100.0	392,657	100.0
飮食料品	113,194	30.8	95,661	34.1	131,280	28.0	119,714	30.5
住居및什器	94,000	25.6	63,664	22.7	122,903	26.2	106,727	27.2
光熱및水道	45,867	12.5	35,497	12.6	57,161	11.2	49,364	12.6
衣類및신발	23,364	6.4	18,014	6.4	30,370	6.5	24,455	6.2
其他支出	91,194	24.8	68,071	24.2	127,284	27.1	92,397	23.5
保健·醫療	21,425	5.8	17,134	6.1	29,633	6.3	20,734	5.3
教育·教養·娛樂	10,213	2.8	6,925	2.5	14,538	3.1	10,872	2.8
交通·通信	19,299	5.2	14,684	5.2	23,744	5.1	21,206	5.4
其他消費支出	40,257	11.0	29,328	10.4	59,369	12.7	39,585	10.1

資料 : 經濟企劃院, 『都市家計年報』(調査테이프), 1984.

Ⅳ. 推定의 結果와 그 意義

家口들은 規模, 年齡構造, 教育水準, 그리고 家口들간의 상이한 消費支出패턴을 설명하여 주는 餘他의 特性들이 각각 다르다는 사실은 의심의 여지가 없다. 따라서 巨視經濟模型의 分析에서나 微視經濟模型의 分析에서 모두 模型에 家口特性들의 영향을 반영하는 것이 보다 유용하리라 생각된다. 특히 家口所得分配를 분석함에 있어서는 단순한 家口所得의 分配보다는 家口의 特性을 고려한 家口所得分配가 현실의 所得不平等을 보다 더 잘 반영하여 줄 것이다[12].

따라서 本 硏究에서는 劉鍾九·朱鶴中(1987)의 硏究에서 추정된 總和家口同等化單位(m_{ok})를 이용하여 家口員當 同等化家口所得 및 消費支出을 산정하였다. 家口員當 同等化家口所得은 該當家口의 總所得(y_k)을 그 家口의 特性別 總和家口同等化單位(m_{ok})로 나누어 줌(y_k/m_{ok})으로써 얻어진다. 家口員當 同等化消費支出도 동일한 방법에 의해서 얻을 수 있다.

劉鍾九(1987) 및 Yoo-Kwon(1987)이 論議한 바와 같이 로렌츠曲線에 근거한 지니係數는 衡平主義原則에 위배되고 또한 여러 가지 문제점을 지니고 있다[13]. 특히 分配의 序列을 비교하는 데 있어서는 지니係數가 完全序列決定(complete ordering)을 제공해 주지 못하기 때문에 지니係數 자체가 주는 의미는 완벽하지 못하다. 그러나 不平等을 추정하는 데 있어 지니係數는 그 추정방법이 간편하고 더군

12) Kakwani(1983)도 家口同等化單位를 考慮한 所得不平等度(지니係數를 이용)의 推定의 妥當性을 提示하였다.

13) 지니係數의 問題點에 대해서는 Dasgupta-Sen-Starrett(1973), Sen(1973), 그리고 Deaton-Muellbauer(1980)도 參照할 것.

다나 本 硏究가 「크로스섹숀」分析에 중점을 두고 있으므로 지니係數를 가지고도 비교분석을 하는 데는 별로 큰 무리가 없을 것으로 보인다.

지니係數의 問題點을 보완하기 위하여 本 硏究에서는 社會厚生函數에 근거한 相對的 厚生不平等度를 제시하였다. 지니係數가 의미하는 社會厚生函數는 "强오목"(strictly quasi-concave)하지는 않고 "準오목"(quasi-concave)하므로 이것과 비교가능하게 하기 위하여 〈表 4〉에서는 $\rho=-1$下에서의 相對的 厚生不平等度의 推定値를 提示하였다.

本 硏究模型의 社會厚生函數 (1)에서 $\rho=-1$이라는 의미는 지니係數가 의미하는 社會厚生函數에서와 같이 한 個人의 厚生의 社會厚生에 대한 限界寄與度가 他人들의 厚生水準과는 무관함을 의미한다.

$$\frac{\partial}{\partial W_j}\left(\frac{\partial W(u,x)}{\partial W_k}\right)=0$$

우리는 일반적으로 한 개인의 후생수준에 대한 社會的 評價는 타인들의 후생수준과도 매우 밀접한 관련이 있다고 인정하고 있으므로 $\rho=-1$값이 아니라 $\rho<-1$ 값을 취하는 것이 보다 바람직할 것으로 보인다.

지금까지 논의한 所得 및 消費支出資料를 근거로 하여 第Ⅱ章에서 전개한 모형들에 따라 추정한 우리나라 都市家口들의 不平等度는 〈表 4〉와 같다. 相對的 厚生不平等度는 式(10)에 의해서, 지니係數는 式(11)에 의해서 추정되었다.

〈表 4〉에 의하면 먼저 단순한 家口所得 및 消費支出分布에 따른 지니係數(所得(I) 및 消費支出(I))와 家口의 特性을 고려한 家口員當 所得 및 消費支出分布에 따른 지니係數(所得(II) 및 消費支出(II))를 비교시켜 보면 所得 및 消費支出分布 모두 몇몇 예외적인 것을 제외하고는 일반적인 추이는 유사하게 나타나 있다. 또한 일반적으로 家口員當 所得 및 消費支出分布에 따른 지니係數가 단순한 家口所得 및 消費支出分布에 따른 지니係數보다 낮게 나타나고 있다. 이것은 家口의 特性을 고려한 家口員當 所得 및 消費支出分布가 단순한 家口所得 및 消費支出보다는 형평하게 配分되어 있음을 보여주고 있음을 뜻한다. 앞에서도 論議한 바와 같이 現實의 不平等度의 정확한 반영이라는 측면에서 보았을 경우 家口들의 相異한 特性들을 고려한 所得 및 消費支出分布가 보다 더 바람직할 것으로 보인다.

그리고 相對的 厚生不平等度와 지니係數를 비교시켜 보면 숫자 그 자체로 본 不平等度는 相對的 厚生不平等度가 지니係數보다 매우 낮게 나타나고 있다. 그러나 숫자 그 자체는 推定方法論上의 差異에서 발생하는 것이므로 큰 의미는 없을 것으로 보인다.

두 不平等度 推定方法에 따른 不平等度의 階層間의 推移를 보면 계층간의 변화의 정도에는 두 不平等度간에 상당한 차이가 있으나 일반적인 추세는 유사하게 나타나고 있다. 이것은 단순히 추이만을 파악하는 데는 두 方法論上에는 큰 문제가 없음을 의미하나 계층별의 不平等度의 정도를 비교 분석하는 데는 상당한 차이가 있음을 의미한다고 생각된다.

本 硏究에서 $\rho=-1.5$일 때 全家口에 대한 相對的 厚生不平等度는 0.3163으로 나타나고 있다. 즉 $\rho=-1$일 때의 相對的 厚生不平等度 0.05268(表 4 참조)보다 매우 높게 나타나고 있다. 이것이 의미하는 것은 한 個人의 厚生에

〈表 4〉 우리나라 都市家口들의 不平等度

	相對的 厚生平均等度 ($\rho=-1$)	지니係數			
		所得(I)	消費支出(I)	所得(II)	消費支出(II)
全家口	0.05268	0.29344	0.26755	0.26402	0.22898
家口主의職業別					
日傭勤勞者	0.03671	0.17783	0.16604	0.15419	0.15408
俸給者	0.04132	0.16893	0.18188	0.18290	0.18618
自營業者	0.05821	0.32136	0.28904	0.29464	0.24852
家口員數別					
2人	0.04726	0.30268	0.22570	0.27377	0.20917
3人	0.03610	0.22921	0.17650	0.19589	0.15160
4人	0.04581	0.25797	0.22953	0.23455	0.20266
5人	0.05190	0.25999	0.23710	0.24455	0.23222
6人	0.05365	0.29313	0.25476	0.26453	0.23741
7人以上	0.04920	0.29693	0.26902	0.27285	0.25117
家口主의年齡別					
24세이하	0.05332	0.20270	0.22591	0.22511	0.21812
25 ~ 29	0.03808	0.16745	0.17143	0.19621	0.17432
30 ~ 34	0.05539	0.31521	0.32578	0.29793	0.26425
35 ~ 39	0.04941	0.26584	0.20121	0.26700	0.22188
40 ~ 44	0.05145	0.26795	0.26301	0.27456	0.24034
45 ~ 49	0.04967	0.30311	0.22674	0.28640	0.19821
50 ~ 54	0.03769	0.27124	0.25440	0.19900	0.17313
55세이상	0.06884	0.33186	0.31331	0.29893	0.27033

註 : 1) 所得(I) 및 消費支出(I)은 家口當 總所得 및 總消費支出을 意味함.
2) 所得(II) 및 消費支出(II)은 同等化消費單位로 나누어 준 家口員當 所得 및 消費支出임.

대한 他人들의 영향이 크면 클수록 不平等度가 커짐을 뜻한다. 다시 말하면, 주어진 不平等한 厚生分布狀況下에서도 개개인들이 자기의 厚生을 남들의 厚生과 비교하는 정도, 즉 主觀的 認識에 따라 不平等의 정도는 달라짐을 뜻한다. 換言하면, 不平等에 대한 容認度가 낮으면 낮을수록 不平等의 정도는 커져 감을 뜻한다.

Atkinson(1970)은 어떤 한 社會의 所得이 증가함에 따라 富者와 貧者의 絶對的인 所得의 갭(gap)이 커져 가는 경향이 있으므로 그 社會의 不平等에 대한 容認度는 낮아간다고 주장하였다. 그러나 그 社會의 不平等에 대한 容認度의 정도는 所得뿐만이 아니라 그 나라의 역사적, 문화적, 사회적 배경에도 영향을 받을 것이다. 예를 들어 現世觀보다는 來世觀이 뚜렷한 종교를 가지고 있는 文化圈에서는 現世觀만이 투철한 文化圈보다 現實의 不平等에 대한 容認度가 높을 것이라는 것은 누구나 인정할 수 있는 사실일 것이다.

朱鶴中(1987) 博士가 주장한 바와 같이 우리나라는 과거 20여년 동안 급속한 경제발전을 이루어 왔으나 經濟社會發展過程에 수반되는 경제적, 사회적 마찰과 부작용을 해소하고

국민의식, 경제사회질서 및 제도 등 여러 측면이 이 급속한 經濟成長과 均衡있게 發展할 수 있는 기회와 여유를 지니지 못하였음은 부인할 수 없다. 거대한 地下經濟의 존재도 또한 不平等에 대한 容認度를 더욱 낮게 만드는 요인으로 작용할 것이다[14].

〈表 4〉에는 또한 消費支出分布에 따른 지니係數도 提示하였다. 第Ⅲ章에서 이미 논의한 바와 같이 소득은 일반적으로 낮게 보고되고 있는 경향이 있으므로, 消費支出分布에 따른 지니係數가 本 硏究 目的을 위해서는 보다 정확한 情報를 제공해 줄 것으로 보여진다.

本 硏究는 旣存의 硏究結果〔예를 들어, Yoo-Kwon(1987);朱鶴中·尹珠賢(1984)〕들과는 硏究方法 및 標本의 處理內容 등이 다르므로 이들과의 不平等度에 대한 직접적인 時系列 比較分析은 試圖하지 않았다. 本 硏究의 基本目標가 階層間 및 階層內의 不平等度에 대한 분석이므로, 이 목적에 충실하기 위하여 「크로스 섹숀」분석에만 중점을 두었다.

1. 家口主의 職業階層別 不平等度

家口主의 職業別로 不平等度를 계산하여 보면 〈表 4〉에서와 같이 家口同等化單位를 고려하지 않은 所得(I)의 경우를 제외하고는 일반적으로 日傭勤勞者→俸給者→自營業者의 順으로 不平等度가 커지고 있다.

앞에서도 논의한 바와 같이 家口의 所得 및 消費支出의 不平等을 분석함에 있어서 家口의 特性을 반영한 家口의 所得 및 消費支出分布가 보다 바람직할 것으로 보이므로 所得(I)에 근거한 不平等度의 推定値는 本 硏究目的에 합당한 의미를 줄 것으로는 보이지 않는다.

日傭勤勞者家口階層의 不平等度가 가장 낮고 自營業者家口階層의 不平等度가 가장 높게 나타나고 있는 이유는 여러 가지가 있을 것으로 보이나 그 중 중요한 요인들은 다음과 같다.

첫째, 〈表 4〉를 〈表 2〉와 對比시켜 보면 所得不平等度(所得(II))의 정도는 總所得 중 勤勞所得이 차지하는 比重(自營業者의 경우 事業 및 副業所得을 勤勞所得이라고 假定하더라도)과는 負의 關係를 지니고 있고 財產所得(=其他所得-其他)이 차지하는 比重과는 正의 關係를 보여주고 있다. 이것은 Kravis(1960, 1973)가 주장하였듯이 勤勞所得이 財產所得보다는 보다 형평하게 분배되어 있으므로 勤勞所得의 比重이 높은 계층일수록 所得不平等度가 낮음을 보여주고 있다. 이와 같은 Kravis의 주장은 消費支出의 分配에서도 나타나고 있다. 즉 〈表 4〉와 〈表 3〉을 비교시켜 보면 家口主의 職業別 消費支出分配에 있어서의 不平等의 정도는 傳貰 및 自家評價額을 포함한 住居 및 什器에 대한 支出과 正의 關係를 가지고 있다.

둘째, 俸給者家口階層의 不平等度가 日傭勤勞者家口階層의 不平等의 정도보다 높게 나타나고 있는데, 이것은 學歷間의 賃金隔差를 반영해 주고 있는 것으로 보인다. 두 階層間의 財產所得 比重의 差異는 自營業者家口의 그것에 비하여 상대적으로 크지 않으므로 俸給者家口階層과 日傭勤勞者家口階層과의 不平等度의 差異는 勤勞所得에서 비롯된다고 생각된다. 日傭勤勞者의 日當, 즉 품삯(wage)은 職種間에 다소의 차이는 있을 것으로 보이나 근본적

14) 우리나라 地下經濟에 대해서는 崔洸(1987)을 參照할 것.

으로 그들의 日當은 學歷水準과 관계없이 거의 일률적이다. 그러나 俸給者들의 俸給 差異는 상대적으로 극심하며, 이것은 學歷水準과 매우 밀접한 관련이 있는 것으로 많은 연구에서 발표되고 있다. 따라서 俸給者家口의 不平等은 學歷間 賃金隔差로부터 비롯되는 것으로 보인다.

세째, 自營業者의 不平等은 財產所得의 差異에 큰 영향을 받고 있으나 이것보다도 더욱 큰 영향은 事業 및 副業所得의 差異일 것으로 보인다. 自營業者란 구멍가게등을 열고 있는 小規模 零細商人들로부터 企業을 경영하고 있는 企業家들까지를 포괄하고 있어서 事業 및 副業所得의 差異가 극심하므로 不平等度가 餘他階層의 그것에 비하여 높게 나타나고 있는 것으로 思料된다. 自營業者家口의 階層內 不平等度가 높다는 것은 朱鶴中·尹珠賢(1984)이 주장한 都市自營業者家口의 增大가 우리나라의 所得不平等을 악화시켰다는 주장을 뒷받침해 주는 것으로 보인다.

2. 家口員數 階層別 不平等度

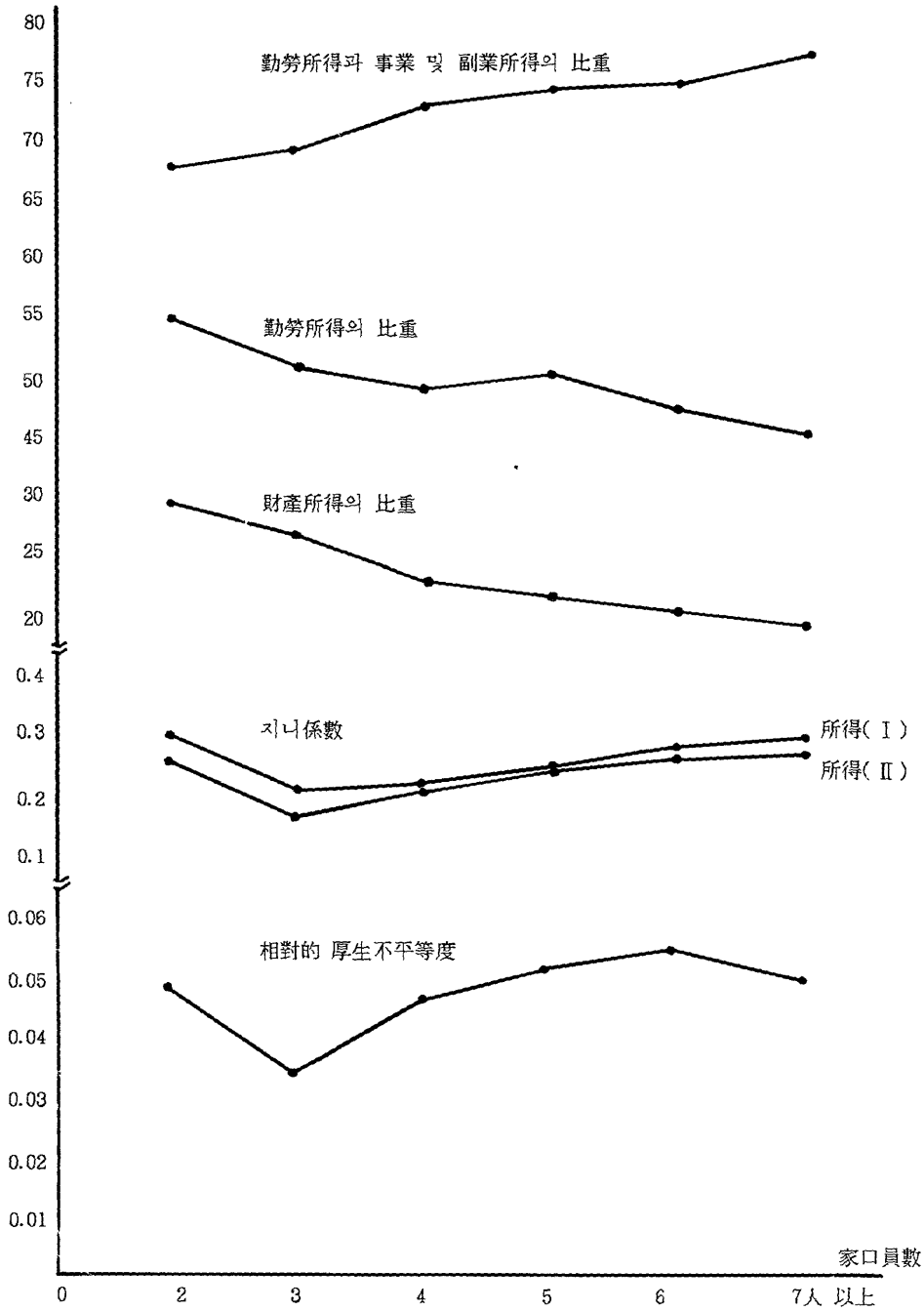
家口員數에 따른 6個의 階層別 不平等度는 〈表 4〉와 같다. 家口員數 階層別 不平等의 特徵은 〈表 4〉 및 〔圖 2〕에서 본 바와 같이, 첫째 家口員數가 2人家口의 不平等度가 餘他家口, 특히 3人家口에 비하여 상대적으로 매우 높다. 둘째 3人以上 家口의 경우에는 家口員數가 증가함에 따라 不平等의 정도도 커지고 있다.

이와 같은 現象은 家口主의 職業階層別 不平等度에서와 같이 不平等度와 財產所得의 比重과의 關係(즉, 正의 關係)로 설명될 수 있다. 〔圖 2〕 및 〈附表 1〉에서 보는 바와 같이 財產所得이 크면 클수록 不平等度가 높아지고 있다. 특히 2人家口는 新婚家庭이거나 老夫婦家口가 일반적일 것이므로 父母나 子女들로부터 받은 "受贈 및 補助"의 比重이 餘他의 家口員數 階層別家口보다 높게 나타나고 있으므로, 2人家口의 階層內 不平等이 높은 이유는 遺產이나 受贈 및 補助의 有無가 크게 작용하기 때문일 것으로 보인다. 受贈 및 補助의 役割은 家口員數가 늘어감에 따라 차츰 감소되고 있다.

消費支出의 側面에서 보면 家口主의 職業階層別 不平等度에서와 같이 不平等度와 "住居 및 什器"에 대한 支出과는 밀접한 상관관계가 있는 것으로 보인다. 〈附表 2〉에서 보는 바와 같이 2人家口의 住居 및 什器에 대한 支出比重은 3人 또는 4人家口의 그것보다 훨씬 높게 나타나고 있으며, 住居 및 什器에 대한 支出比重이 증대될수록 不平等度도 높아지고 있다.

不平等의 정도와 勤勞所得과의 負의 關係는 비교적 소규모인 6個의 階層을 가지고는 잘 나타나지 않는다. 그 理由는 事業 및 副業所得의 比重이 클 뿐만 아니라 階層間의 差異가 심하므로 그것이 不平等에 미치는 영향이 크기 때문일 것이다. 事業 및 副業所得과 財產所得은 혼합되어 있다. 즉 企業을 경영하고 있는 사람의 경우 事業 및 副業所得의 一部는 그 자신의 勞動力을 提供함으로써 얻어지는 勤勞所得일 것이며 나머지 一部는 自己資產에 대한 代價로서의 財產所得이다. 따라서 事業 및 副業所得을 勤勞所得과 財產所得으로 엄격히 구별한다는 것은 旣存의 『都市家計年報』 調査資料로써는 거의 불가능하다. 또한 家口

〔圖 2〕 家口員數 階層別 不平等度



主의 職業別 分類에서는 自營業者의 경우 事業 및 副業所得이 뚜렷이 구별(表 2 참조)되어 나타나고 있으나 家口員數別 分類로는 自營業者가 명확히 구별되지 않으므로 自營業者의 事業 및 副業所得이 별도로 파악되지 않는다.

매우 비현실적이기는 하나 事業 및 副業所得을 勤勞所得이라고 假定하고 事業 및 副業所得과 勤勞所得을 合한 比重과 不平等度를 대비시켜 보면 〔圖 2〕에서와 같이 어느 정도 不平等度와의 負의 關係를 발견할 수 있다. 그러나 이것은 소규모의 階層數를 근거로 한 것이기 때문에 그 妥當性이 매우 희박할 것으로 보인다.

3. 家口主의 年齡階層別 不平等度

家口主의 年齡別 分類에 따른 8個의 階層別 不平等度는 〈表 4〉와 같다. 家口主의 年齡階層別 不平等度의 特徵은 다음과 같다.

첫째, 家口主의 年齡이 24歲以下인 家口階層의 不平等度가 家口主의 年齡이 25～29歲인 家口階層의 不平等보다 약 20%以上 높게 나타나고 있다. 둘째, 家口主의 年齡이 증가함에 따라 不平等度도 증대되는 현상을 보이고 있으나 예외적으로 家口主의 年齡이 50 ～54歲인 階層家口의 不平等度는 餘他階層의 不平等度보다는 낮게(消費支出(I)의 경우는 제외하고) 나타나고 있다.

이와 같은 현상은 앞의 분석에서와 같이 不平等度와 財產所得의 比重과의 關係로 설명될 수 있다. 〈附表 3〉에서 보는 바와 같이 家口主의 年齡이 24歲以下인 家口의 경우 財產所得이 總所得에서 차지하는 比重이 36.7%로 家口主의 年齡이 55歲以上인 家口를 제외한 餘他階層家口의 그것보다 훨씬 높다. 특히 家口主의 年齡이 24歲以下인 家口의 財產所得의 48.6%는 父母로부터 받은 受贈 및 補助이다. 이것은 이 階層의 家口는 結婚初期로서 父母로부터 물려받은 遺產 또는 補助에 크게 의존하고 있기 때문인 것으로 보인다. 受贈 및 補助의 比重이 25歲以後 54歲까지 점차 줄어드는 것을 보아도 父母로부터 물려받은 遺產과 補助의 영향은 結婚初期에 가장 큰 것으로 보인다. 家口主의 年齡이 55歲以上의 家口의 受贈 및 補助가 12.3%로 높게 나타나고 있는데, 이것은 이 階層의 家庭의 경우에는 父母로부터의 補助가 아니라 老年期에 있어서의 子女들로부터의 補助가 主流를 이루고 있기 때문일 것으로 생각된다.

消費支出의 分布에서 보면 앞의 분석에서와 마찬가지로 消費支出의 不平等은 "住居 및 什器"의 支出에 起因하고 있다. 〈表 4〉를 〈附表 4〉와 대비시켜 보면 不平等의 정도와 住居 및 什器에 대한 支出比重이 거의 동일하게 움직이고 있다.

家口主의 年齡階層別 不平等度는 상대적으로 많은 階層(8個 階層)에서 추정되었고 事業 및 副業所得의 比重이 家口主의 年齡이 24歲以下인 家口를 제외하고는 家口員數別 分布에서보다는 상대적으로 階層別로 고르게 分布되어 있어서, 이 家口主의 年齡階層別 資料를 가지고 不平等度와 財產所得과의 正의 關係, 그리고 不平等度와 勤勞所得과의 負의 關係가 보다 잘 파악될 것으로 보인다. 이 관계를 보다 명확히 파악하기 위하여 다음과 같은 간단한 模型을 設定하였다.

〈表 5〉 推定의 結果

依 存 變 數	獨立變數	α		β		R^2
		推定値	t값	推定値	t값	
y_1	X_1	0.0041	5.55	-0.0007	-2.25	0.4584
	X_2	0.0270	2.68	0.0008	2.43	0.4956
	X_3	0.0262	3.06	0.0010	2.76	0.5935
y_2	X_1	0.4604	5.53	-0.0040	-2.38	0.4584
	X_2	0.2610	3.27	0.0002	0.06	0.0006
	X_3	0.2504	3.24	0.0006	0.21	0.0074
y_3	X_1	0.3581	4.60	-0.0021	-1.34	0.2306
	X_2	0.2345	3.89	0.0007	0.36	0.0216
	X_3	0.2216	3.96	0.0014	0.64	0.0630
y_4	X_1	0.3772	4.44	-0.0031	-1.71	0.3286
	X_2	0.1948	2.71	0.0018	0.76	0.0883
	X_3	0.1934	2.86	0.0022	0.84	0.1046
y_5	X_1	0.3144	4.73	-0.0019	-1.44	0.2579
	X_2	0.1607	3.44	0.0021	1.32	0.2256
	X_3	0.1552	3.69	0.0026	1.61	0.3016

註 : y_1=年齡階層別 厚生不平等度
y_2=所得(Ⅰ)에 따른 年齡階層別 不平等度
y_3=所得(Ⅱ)에 따른 年齡階層別 不平等度
y_4=消費支出(Ⅰ)에 따른 年齡階層別 不平等度
y_5=消費支出(Ⅱ)에 따른 年齡階層別 不平等度
X_1=勤勞所得의 比率
X_2=其他所得의 比率
X_3=財產所得(其他所得-其他)의 比率

$$y_i=\alpha+\beta X_j \quad \text{.....(12)}$$

여기서 $y_j(i=1, 2, \ldots, 5)$는 〈表 4〉에 나타난 5개 형태의 家口主의 年齡階層別 不平等度이고, $X_j(i=1, 2, 3)$는 각종 所得의 比率을 나타낸다.

式(12)의 模型에 따라 推定한 결과는 〈表 5〉와 같다. 〈表 5〉에서 보는 바와 같이 R^2가 대체적으로 낮고 係數 β의 t값도 y_1과 관련되어 있는 경우를 제외하고는 有意性이 대체로 부족하다. 그러나 8개라는 적은 표본을 가지고도 不平等度와 勤勞所得(X_1)과는 負의 關係를 가지고 있으며 財產所得(X_3)과는 正의 關係를 입증해 주고 있는 사실은, 앞에서 논의한 Kravis의 주장이 우리나라의 都市家口의 경우에도 타당한 것으로 볼 수 있음을 말해 주고 있다.

所得-消費-厚生의 聯關關係[15](income-consumption-welfare nexus), 즉 所得이 많으면 消費支出은 많고, 따라서 厚生水準은 높다는 聯關關係의 입장에서 消費支出에 근거하

15) 이것에 대해서는 Bentzel(1970), Jorgenson-Slesnick(1984), 그리고 Yoo-Kwon(1987)을 參照할 것.

여 추정한 相對的 厚生不平等度(y_1)에서는 餘他의 不平等度에서보다는 R^2의 값과 t값을 볼 경우 Kravis主張의 妥當性이 더욱 뚜렷이 나타나고 있다.

지금까지의 분석을 종합해 볼 때 우리는 다음과 같은 결론에 도달할 수 있다. 첫째, 勤勞所得의 增大는 不平等을 改善시킨다. 그러나 勤勞所得의 不平等은 學歷間 賃金隔差에 크게 연유하고 있으므로, 不平等의 改善을 위해서는 勞動所得이 많은 產業(예를 들어, 中小企業)을 육성하는 것이 바람직하며 또한 學歷間 賃金隔差의 緩和도 不平等의 改善에 긍정적으로 작용할 것으로 보인다.

둘째, 金融資產市場이 크게 발달되지 않은 우리나라에서는 아직까지 家計資產의 主要 目錄이 住宅이고 또한 평균적으로 財產所得의 61.8%는 住宅의 所有에서 나오고 있으므로 Yoo-Kwon(1987)이 주장한 바와 같이 住宅價格의 安定이 不平等의 改善에 매우 긍정적인 역할을 할 것이다. 住宅價格은 一般物價水準과 관련이 있으므로 住宅價格의 安定이란 곧 一般物價水準의 安定을 의미하며, 物價水準의 安定 없이는 不平等의 改善은 어려울 것으로 보인다.

세째, 우리나라에서는 名目利子率(특히 預金金利)은 外生的으로 주어진 것이며 또한 〈附表 1〉 및 〈附表 3〉에서 보는 바와 같이 "利子 및 配當金" 所得이 財產所得에서 차지하는 비중이 대략 약 4.3%밖에 되지 않으므로 名目利子率의 不平等度에 대한 영향은 매우 微弱할 것으로 보인다. 資產의 價値는 名目利子率보다는 實質利子率에 더욱 관련이 있으므로, Yoo-Kwon(1987)이 주장한 바와 같이 不平等度와 實質利子率과는 밀접한 관련이 있다. 實質利子率은 名目利子率을 物價指數로 나누어 준 값이므로, 우리나라와 같이 名目利子率이 外生的으로 주어진 狀況下에서는 物價의 騰貴는→實質利子率의 下落→資產價値의 騰貴→不平等의 深化로 이어진다.

네째, 自營業者家口階層의 不平等度가 餘他職業從事者家口階層의 不平等度보다 높다는 本 硏究의 結果로 볼 때, 우리나라는 산업화로 인하여 自營業者가 急增하였기 때문에 不平等에 否定的인 영향을 미쳤다는 朱鶴中·尹珠賢(1984)의 주장은 自營業者家口가 상대적으로 증대하였다면 타당성이 있는 것으로 보인다. 그러나 만약 산업화로 인하여 勤勞者家口가 상대적으로 증대되었다고 한다면 朱鶴中·尹珠賢의 上記한 主張은 타당성이 微弱할 것으로 보인다.

다섯째, 앞에서도 논의한 바와 같이 所得은 일반적으로 적게 보고되고 있는 경향이 있으므로 所得分布보다는 消費支出分布에 근거하여 不平等을 추정하는 것이 보다 바람직할 것으로 보인다.

마지막으로, 지니係數의 接近方法이 심각한 문제점을 내포하고 있으므로, 지니係數보다는 厚生不平等度의 接近方法이 現實의 不平等度를 보다 정확히 반영할 것으로 보인다.

V. 要約 및 結論

本 硏究에서 1984년 한해의 橫斷資料를 가지고 급증하고 있는 우리나라 都市家口(人口센서스에 의하면 우리나라 都市人口의 比率은 1960년 28.0%에서 1985년에는 65.4%로 급증

하였음)들의 階層間 및 階層內 不平等度를 실증적으로 추정하였으며 不平等의 要因도 찾아보았다.

특히 本 硏究에서는 우리나라에서 처음으로 所得分配의 分析에 다음 두가지의 연구방법을 이용하였다는 데 그 의의가 있다. 첫째, 단순한 家口所得의 分配가 아니라 家口의 여러 가지 特性을 고려한 家口員當 所得分布를 추정하였다. 둘째, 잘 알려진 바와 같이 通常的인 지니係數는 여러 가지 문제점을 지니고 있으므로 이것을 극복하기 위하여 本 硏究에서는 社會厚生函數接近方法을 이용하여 相對的 厚生不平等度를 제시하였다. 이 社會厚生函數接近方法은 지니係數 接近方法에 비하여 完全序列決定과 相對的 不平等度의 提供이라는 측면에서 보다 완벽하다. 따라서 本 硏究의 相對的 厚生不平等度가 現實의 不平等度를 보다 더 잘 반영하여 줄 것으로 생각된다.

극심한 使用資料의 制約이 있으나 本 硏究의 結果와 거기에 따른 정책적인 示唆點은 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, Kravis(1960, 1973)가 주장한 財産所得과 勤勞所得의 不平等度에 미치는 영향은 우리나라의 都市家口의 경우에도 적용되고 있다. 즉, 勤勞所得의 增大는 不平等의 改善에 긍정적으로 작용하고 이와 반대로 財産所得의 增大는 불평등의 改善에 否定的인 영향을 주고 있다. 따라서 중소기업의 육성과 같은 勤勞所得을 增大시키는 産業政策의 實施가 不平等의 改善에 바람직할 것으로 보인다.

둘째, 俸給者家口階層의 不平等度가 日傭勤勞者家口階層의 不平等度보다 높다는 것은 勤勞所得分布에 있어서 學歷間 賃金隔差가 크게 작용하고 있다는 것을 의미한다. 따라서 勤勞所得을 증대시키는 産業政策의 實施와 더불어 學歷間 賃金隔差를 緩和시키는 노력이 병행되어야 할 것으로 보인다.

세째, 財産所得의 대부분은 住宅(傳貰入住者의 경우 傳貰金이라는 金融資産)을 所有함으로써 얻어지는 所得이고 우리나라 都市家口들의 財産形成의 主要對象이 아직까지는 住宅購入이므로, 住宅 및 土地와 같은 不動産價格의 安定, 즉 一般物價水準의 安定 없이는 不平等의 改善은 어려울 것으로 보인다.

네째, 父母로부터 물려받은 遺産의 有無가 不平等에 크게 작용하고 있으므로 遺産의 영향을 緩和시킬 수 있는 稅制上의 조치가 강화되어져야(예를 들어, 相續稅率의 引上등) 할 것으로 보인다.

다섯째, 自營業者家口階層의 不平等度가 餘他 職業從事者家口階層의 不平等度보다 높게 나타나고 있으므로 自營業者家口를 증대시키는 都市化政策보다는 勤勞者家口를 증대시키는 都市化政策이 보다 바람직할 것으로 보인다.

여섯째, "指數上의 不平等"과 "피부로 느끼는 不平等"과의 乖離는 旣存의 所得分配資料의 未備(즉, 調査對象과 그 包括範圍 등)와 不平等에 대한 容認度의 差異에서 발생하는 것으로 보인다. 不平等에 대한 容認度는 所得間의 絶對的인 差異(absolute gap)에도 영향을 받지만 社會心理的인 要因에도 많은 영향을 받고 있다. 예를 들어 거대한 地下經濟의 存在는 不平等에 대한 容認度를 저하시킬 것이다. 따라서 指數上의 不平等의 改善과 더불어 不平等에 대한 容認度를 提高시키는 데도 노력해야 할 것으로 생각된다. 즉, "分配의 正義"의 實現, 그리고 사회 각 부문에서의 "Fair

Game" 精神의 樹立 등이 이루어져야 할 것으로 생각된다. 또한 所得分配의 統計資料도 대폭적으로 整備·補完되어 極端層의 所得의 實相도 反映될 수 있도록 해야 할 것이다.

마지막으로, 所得은 일반적으로 적게 보고되는 경향이 있으므로 不平等의 推定은 所得分布보다는 消費支出分布에 근거하는 것이 바람직할 것으로 보인다. 또한 지니係數는 그 자체에 많은 문제점을 지니고 있으므로 지니係數에 의한 不平等의 推定보다는 社會厚生函數에 근거한 厚生不平等度의 推定이 보다 바람직할 것으로 생각된다.

本 硏究의 不足한 점으로는 可用資料의 制約으로 인하여 상대적으로 적은 標本家口에 근거하고 있다는 사실과 農村家口를 포함하지 못한 점이다. 資料가 整備되는 대로 다시 추정되어야 할 것이며 農家에 대한 分析도 試圖되어야 할 것으로 보인다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院 調査統計局, 『都市家計年報』, 各年度.

_____, 『主要業務指標』, 各年度.

劉鍾九, 「社會厚生函數와 不平等에 대한 혐오감」, 『韓國經濟硏究』, 創刊號, 韓國經濟硏究院, 1987.

劉鍾九·朱鶴中, 「우리나라 都市家口의 同等化 消費單位」, 『韓國開發硏究』 第 8 卷 第 4 號, 韓國開發硏究院, 1986 겨울, pp. 2~15.

_____, 「1984年 우리나라 都市家口의 同等化 消費單位: 그 推定과 分析」, 『韓國開發硏究』, 第 9 卷 第 2 號, 韓國開發硏究院, 1987 여름.

朱鶴中, 『韓國의 所得分配와 決定要因 (上)』, 硏究叢書 30, 韓國開發硏究院, 1979.

_____, 『韓國의 所得分配와 決定要因 (下)』, 硏究叢書 45, 韓國開發硏究院, 1982.

_____, 「所得分配」, 朱鶴中·趙淳 外, 『韓國經濟의 理論과 現實』, 서울大學校 出版部, 1987, pp. 141~179.

朱鶴中·尹珠賢, 「1982年度 階層別 所得分配의 推計와 變動要因」, 『韓國開發硏究』, 韓國開發硏究院, 1984 봄, pp. 2~18.

崔 洸, 『韓國의 地下經濟에 관한 硏究』, 韓國經濟硏究院, 1987.

Adelman, I. and S. Robinson, *Income Distribution Policy in Developing Countries: A Case Study of Korea*, Stanford: Stanford University Press, 1978.

Atkinson, A. B., "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 2, 1970, pp. 244~263.

Bentzel, R., "The Social Significance of Income Distribution Statistics", *Review of Income and Wealth*, 16, 1970, pp. 253~264.

Bhalla, S. S., "The Distribution of Income in Korea: A Critique and A Reassessment", unpublished manuscript, The World Bank, 1979.

Choo, H. and D. Kim, "Probable Size Distribution of Income in Korea: Over Time and by Sector", Seoul: Korea Development Institute Press, 1978.

Dalton, H., "The Measurement of Inequality of Income", *Economic Journal*, 30, 1920, pp. 348~361.

Dasgupta, P., A. K. Sen, and D. Starrett, "Notes on the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 6, 1973, pp. 180~187.

Deaton, A. and J. Muellbauer, *Economics and Consumer Behaviour*, Cambridge: Cambridge University Press, 1980.

Hasan, P. and D. C. Rao, *Development Issues in the 1980s, Korea: Policy Issues for Long-Term Development*, P. Hasan and D. C. Rao(eds.), Baltimore: Johns Hopkins University, 1979.

Hirschman, A. O., "Changing Tolerance for Inequality in Development," *Quarterly Journal of Economics*, November 1973.

Jorgenson, D. W. and D. T. Slesnick, "Aggregate Consumer Behavior and the Measurement of Inequality", *Review of Economic Studies*, 51, 1984, pp. 369~392.

Kakwani, N., "Progressive Index of Sales Tax on Individual Expenditure Items in Australia", *Economic Record*, 59, 1983, pp. 61~79.

Kravis, I. B., "International Differences in the Distribution of Income", *Review of Economics and Statistics*, 42, 1960, pp. 408~416.

_____, "A World of Unequal Incomes, in Income Inequality", *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 409, 1960, pp. 61~80.

Mizoguchi, R., D. H. Kim, and Y. I. Chung, "Overtime Changes of the Size Distribution of Household Income in Korea, 1963-71", *The Developing Economics*, XIV, 1976, pp. 261~279.

Muellbauer, J., "Inequality Measures,Prices and Household Composition", *Review of Economic Studies*, 41, 1974, pp. 493~504.

Oshima, H. T., "Income Inequality and Economic Growth: The Post-war Experience of Asian Countries", *Malaysian Economic Review*, XV, 1970, pp. 373~391.

Rao, D.C., "Economic Growth and Equity in the Republic of Korea", *World Development*, 6, 1978, pp. 383~396.

Renaud, B., "Economic Growth and Income Inequality in Korea", World Bank Staff Working Paper, 47, 1976, pp. 421~439.

Sen, A. K., *Collective Choice and Social Welfare*, Oliver and Boyd: Edinburgh, 1970.

_____, *On Economic Inequality* , Oxford Clarendon Press, 1973.

_____, "Informational Bases of Alternative Welfare Approaches: Aggregation and Income Distribution", *Journal of Public Economics*, 3, 1974, pp. 387~403.

Yoo, Jong Goo, "An Empirical Investigation of the Individual Welfare Inequality in Korea: 1965-1983", unpublished Ph. D. dissertation, Northern Illinois University, 1985.

_____, and Jene K. Kwon, "Welfare Inequality among Urban Households in South Korea: 1965-83", *Applied Economics* Vol. 19, No. 4, 1987, pp. 497~510.

Yotopoulos, P. A. and J. B. Nugent, *Economics of Development: An Empirical Investigation*, New York: Harper Row, 1976.

〈附表 1〉 家口員數別 月平均 所得 內譯(1984)

(단위 : 원, %)

	平 均	2 人	3 人	4 人	5 人	6 人	7人以上
總 所 得	458,901	324,648	373,297	456,403	504,151	542,699	620,625
	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)
勤 勞 所 得	230,387	179,981	191,760	227,085	260,615	257,867	283,794
	(50.2)	(55.4)	(51.4)	(49.8)	(51.7)	(47.5)	(45.7)
家 口 主 所 得	203,062	165,239	179,981	208,758	226,989	211,776	205,328
	(44.2)	(50.9)	(48.2)	(45.7)	(45.0)	(39.0)	(33.1)
其他家口員所得	27,325	14,742	11,779	18,327	33,626	46,091	78,466
	(6.0)	(4.5)	(3.2)	(4.0)	(6.7)	(8.5)	(12.6)
事業 및 副業所得	105,695	40,224	62,320	110,264	117,578	149,653	190,555
	(23.0)	(12.4)	(16.7)	(24.2)	(23.3)	(27.6)	(30.7)
其 他 所 得	122,820	104,443	119,227	119,054	125,958	135,179	146,276
	(26.8)	(32.2)	(31.9)	(26.1)	(25.0)	(24.9)	(23.6)
自家및傳貰評價額	66,234	44,398	52,453	63,880	75,694	77,788	95,569
	(14.4)	(13.7)	(14.1)	(14.0)	(15.0)	(14.3)	(15.4)
利 子 및 配 當 金	4,582	2,706	3,979	4,893	5,490	6,216	2,016
	(1.0)	(0.8)	(1.1)	(1.1)	(1.1)	(1.1)	(0.3)
賃 貸 料	8,772	6,329	9,577	7,053	7,899	13,811	12,460
	(1.9)	(1.9)	(2.6)	(1.5)	(1.6)	(2.5)	(2.0)
受 贈 및 補 助	27,243	41,106	37,606	27,401	19,947	18,705	14,972
	(5.9)	(12.7)	(10.1)	(6.0)	(4.0)	(3.4)	(2.4)
其 他	15,989	9,904	15,602	15,827	16,928	18,659	19,259
	(3.5)	(3.1)	(4.2)	(3.5)	(3.4)	(3.4)	(3.1)

註 : ( )안의 數値는 構成比임.
資料 : 經濟企劃院, 『都市家計年報』(調査테이프), 1984.

〈附表 2〉 家口員數別 月平均 所得 內譯(1984)

(단위 : 원, %)

	平 均	2 人	3 人	4 人	5 人	6 人	7人以上
消 費 支 出	367,619	249,372	295,025	358,791	408,003	453,431	511,054
	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)
飮 食 料 品	113,194	71,417	88,681	111,164	126,339	140,656	164,031
	(30.8)	(28.6)	(30.1)	(31.0)	(31.0)	(31.0)	(32.1)
住 居 및 什 器	94,000	64,182	72,100	87,737	106,399	121,864	141,135
	(25.6)	(25.7)	(24.4)	(24.5)	(26.1)	(26.9)	(27.6)
光 熱 및 水 道	45,867	31,132	36,592	44,936	51,380	57,362	60,786
	(12.5)	(12.5)	(12.4)	(12.5)	(12.6)	(12.7)	(11.9)
衣 類 및 신 발	23,364	16,383	18,504	23,122	26,451	29,299	28,514
	(6.4)	(6.6)	(6.3)	(6.4)	(6.5)	(6.5)	(5.6)

其 他 支 出	91,194	66,258	79,148	91,832	97,434	104,250	116,588
	(24.8)	(26.6)	(26.8)	(25.6)	(23.9)	(23.0)	(22.8)
保 健 · 醫 療	21,425	12,015	21,118	22,514	22,147	23,779	24,851
	(5.8)	(4.8)	(7.6)	(6.3)	(5.4)	(5.2)	(4.9)
教育 · 教養 · 娛樂	10,213	7,761	7,924	11,072	11,005	10,478	13,253
	(2.9)	(3.1)	(2.7)	(3.1)	(2.7)	(2.3)	(2.6)
交 通 · 通 信	19,299	14,818	16,318	19,198	20,595	22,143	25,727
	(5.2)	(5.9)	(5.5)	(5.4)	(5.0)	(4.9)	(5.0)
其 他 消 費 支 出	40,257	31,664	33,788	39,048	43,687	47,850	52,757
	(11.0)	(12.7)	(11.5)	(10.9)	(10.7)	(10.6)	(10.0)

資料 : 經濟企劃院, 『都市家計年報』(調査테이프), 1984.

〈附表 3〉 家口員數別 月平均 所得 內譯(1984)

(단위 : 원, %)

	平 均	24세以下	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55세以上
總 所 得	458,901	317,725	389,500	453,068	477,572	513,288	515,732	529,753	458,323
	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)
勤 勞 所 得	230,387	170,408	241,949	247,592	233,414	240,610	255,986	241,505	130,144
	(50.2)	(53.6)	(62.1)	(54.7)	(48.9)	(46.9)	(49.6)	(45.6)	(28.4)
家 口 主 所 得	203,062	139,115	220,064	232,933	214,704	220,300	215,844	175,779	83,117
	(44.2)	(43.8)	(56.5)	(51.4)	(45.0)	(42.9)	(41.9)	(33.2)	(18.1)
其 他 家 口 員 所 得	27,325	31,293	21,885	14,659	18,710	20,310	40,142	65,726	46,997
	(6.0)	(9.8)	(5.6)	(3.2)	(3.9)	(4.0)	(7.8)	(12.4)	(10.3)
事 業 및 副 業 所 得	106,695	13,047	51,845	90,066	130,984	142,487	138,743	153,157	132,170
	(23.0)	(4.1)	(13.3)	(19.9)	(27.4)	(27.8)	(26.9)	(28.9)	(28.8)
其 他 所 得	122,820	134,270	95,706	115,410	113,174	130,190	121,003	135,091	196,039
	(26.8)	(42.3)	(24.6)	(25.5)	(23.7)	(25.4)	(23.5)	(22.5)	(42.8)
自 家 및 傳 貰 評 價 額	66,234	44,432	49,768	65,105	67,003	77,921	74,754	75,595	80,768
	(14.4)	(14.0)	(12.8)	(14.4)	(14.0)	(15.2)	(14.5)	(14.3)	(17.6)
利 子 및 配 當 金	4,582	6,451	2,389	4,247	4,923	4,846	3,485	7,154	7,040
	(1.0)	(2.0)	(0.6)	(0.9)	(1.0)	(0.9)	(0.7)	(1.4)	(1.5)
賃 貸 料	8,772	8,996	2,205	4,395	5,374	9,559	13,416	13,750	30,253
	(1.9)	(2.8)	(0.5)	(1.0)	(1.1)	(1.9)	(2.6)	(2.6)	(6.6)
受 贈 및 補 助	27,243	56,542	23,838	25,653	22,893	26,951	15,706	12,802	56,382
	(5.9)	(17.8)	(6.1)	(5.7)	(4.8)	(5.3)	(3.0)	(2.4)	(12.3)
其 他	15,989	17,849	17,506	16,010	12,981	10,913	13,642	25,790	21,596
	(3.5)	(5.6)	(4.5)	(3.5)	(2.7)	(2.1)	(2.6)	(4.9)	(4.7)

資料 : 經濟企劃院, 『都市家計年報』, 調査테이프, 1984.

〈附表 4〉 家口主의 年齡別 月平均 消費支出 內譯(1984)

(단위 : 원, %)

	平 均	24세以下	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55세以上
消費支出	367,619	266,525	297,753	342,658	366,315	415,265	441,998	446,655	407,212
	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)
飮食料品	113,194	81,270	93,404	108,865	117,946	128,337	130,418	127,633	118,976
	(30.8)	(30.5)	(31.4)	(31.8)	(32.2)	(30.9)	(29.5)	(28.6)	(29.2)
住居및什器	94,000	72,244	64,882	80,113	87,963	114,456	128,911	121,831	111,761
	(25.6)	(27.1)	(21.8)	(23.4)	(24.0)	(27.6)	(29.2)	(27.3)	(27.4)
光熱및水道	45,867	33,981	36,681	43,330	47,445	52,542	52,871	53,309	50,321
	(12.5)	(12.7)	(12.3)	(12.6)	(13.0)	(12.7)	(12.0)	(11.9)	(12.4)
衣類및신발	23,364	18,513	18,668	21,938	24,651	27,254	26,060	26,060	23,978
	(6.4)	(6.9)	(6.3)	(6.4)	(6.7)	(6.6)	(6.1)	(5.8)	(5.9)
其他支出	91,194	60,517	84,118	88,412	88,310	92,676	117,822	102,871	102,176
	(24.8)	(22.7)	(28.3)	(25.8)	(24.1)	(22.3)	(23.3)	(26.4)	(25.1)
保健醫療	21,425	11,809	23,531	22,917	22,418	20,273	23,118	18,331	24,132
	(5.8)	(4.4)	(7.9)	(6.7)	(6.1)	(4.9)	(4.1)	(5.2)	(5.9)
教育·教養·娛樂	10,213	6,434	9,644	10,490	10,502	10,193	10,106	12,556	10,029
	(2.8)	(2.4)	(3.2)	(3.1)	(2.9)	(2.5)	(2.8)	(2.3)	(2.5)
交通·通信	19,299	15,016	15,993	16,977	17,298	20,180	27,596	25,813	21,750
	(5.2)	(5.6)	(5.4)	(5.0)	(4.7)	(4.9)	(5.8)	(6.2)	(5.3)
其他消費支出	40,257	27,258	34,950	38,028	38,092	42,030	57,002	46,171	46,265
	(11.0)	(10.2)	(11.7)	(11.1)	(10.4)	(10.1)	(10.4)	(12.8)	(11.4)

資料 : 經濟企劃院, 『都市家計年報』(調査테이프), 1984.

韓國開發硏究院 硏究叢書 案內

1 韓國「인플레이션」의 原因과 그 影響
金光錫 著 18 切 判/ 122面 高級洋裝/3,000원

2 穀價政策의 計劃化～次善의 糧穀政策
文八龍 著 18 切 判/ 158面 高級洋裝/3,000원

3 韓國農業의 成長(1918～1971)
潘性紈 著 18 切 判/ 250面 高級洋裝/4,000원

4 韓國家計의 貯蓄行態
金光錫 著 18 切 判/ 146面 高級洋裝/3,000원

5 農産物價格分析論～理論과 政策
文八龍 柳炳瑞 共著 18 切 判/ 318面 高級洋裝/5,000원

6 *TRADE AND DEVELOPMENT IN KOREA*
洪元卓 A.O. Krueger 編 18 切 判/ 254面 高級洋裝/4,400원

7 *SOCIAL SECURITY IN KOREA*
朴宗淇 著 18 切 判/ 198面 高級洋裝/4,000원

8 *PUBLIC ENTERPRISE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: THE KOREAN CASE*
L.P. Jones 著 18 切 判/ 294面 高級洋裝/4,400원

9 韓國의 外換·貿易政策
金光錫 L.E. Westphal 共著 18 切 判/ 336面 高級洋裝/5,000원

10 *FACTOR SUPPLY AND FACTOR INTENSITY OF TRADE IN KOREA*
洪元卓 著 18 切 判/ 236面 高級洋裝/4,000원

11 勞動供給과 失業構造
金秀坤 著 18 切 判/ 202面 高級洋裝/4,000원

12 韓國의 鐵鋼需要分析
宋熙秊 著 18 切 判/ 250面 高級洋裝/3,500원

13 韓國鐵鋼工業의 成長
金胤亨 著 18 切 判/ 508面 高級洋裝/6,800원

14 *PLANNING MODEL AND MACROECONOMIC POLICY ISSUES*
金迪敎 編 18 切 判/ 492面 高級洋裝/6,400원

15 *INDUSTRIAL AND SOCIAL DEVELOPMENT ISSUES*
金迪敎 編 18 切 判/ 342面 高級洋裝/5,000원

16 韓國의 人口問題와 對策
金善雄 編 18 切 判/ 532面 高級洋裝/6,800원

17 韓國電力需要 및 價格의 分析
張榮植 著 18 切 判/ 252面 高級洋裝/4,400원

18 市場構造와 獨寡占規制
李奎億 著 18 切 判/ 370面 高級洋裝/5,600원

19 賃金과 勞使關係
金秀坤 著 18 切 判/ 244面 高級洋裝/4,000원

20 韓國의 人口와 人口政策
洪思媛 著 18 切 判/ 214面 高級洋裝/4,000원

21 *TRADE, DISTORTIONS AND EMPLOYMENT GROWTH IN KOREA*
洪元卓 著 18 切 判/ 410面 高級洋裝/6,000원

22 成長과 構造轉換
金光錫 M. Roemer 共著 18 切 判/ 194面 高級洋裝/5,000원

23 韓國의 綜合輸送體系
林浩奎 著 18 切 判/ 306面 高級洋裝/5,000원

24 韓國企業의 財務行態
南相祐 著 18 切 判/ 204面 高級洋裝/3,500원

25 韓國經濟의 高度成長要因
金光錫 朴埈卿 共著 18 切 判/ 166面 高級洋裝/3,500원

26 *COMMUNITY DEVELOPMENT AND HUMAN REPRODUCTIVE BEHAVIOR*
洪思媛 著 18 切 判/ 198面 高級洋裝/4,000원

27 農業投資分析論
文八龍 林栽煥 共著 18 切 判/ 250面 高級洋裝/4,000원

28 纖維・電子工業의 特性과 需給構造
金榮奉 著 18 切 判/ 180面 高級洋裝/3,500원

29 鐵鋼工業의 特性과 需給構造
南宗鉉 著 18 切 判/ 192面 高級洋裝/4,000원

30 韓國의 所得分配와 決定要因(上)
朱鶴中 編 18 切 判/ 470面 高級洋裝/6,400원

31 韓國의 國土・都市・環境
宋丙洛 編 18 切 判/ 410面 高級洋裝/6,000원

32 韓國의 保健財政과 醫療保險
朴宗淇 著 18 切 判/ 272面 高級洋裝/4,500원

33 石油化學工業의 現況과 展望
具本英 著 18 切 判/ 236面 高級洋裝/4,000원

34 成長과 都市化問題
宋丙洛 E.S. Mills 共著 18 切 判/ 270面 高級洋裝/4,500원

35 韓國의 流通經濟構造
林浩奎 著 18 切 判/ 306面 高級洋裝/5,000원

36 韓國工業化패턴과 그 要因
金光錫 著 18 切 判/ 272面 高級洋裝/4,000원

37 保健醫療資源과 診療生活圈
延河淸 金學泳 共著 18 切 判/ 336面 高級洋裝/5,500원

38 韓國의 敎育과 經濟發展
金榮奉 N.F. McGinn 外 18 切 判/ 272面 高級洋裝/4,500원

39 貿易・外援과 經濟開發
A.O. Krueger 著 田英鶴 譯 18 切 判/ 256面 高級洋裝/4,000원

40 *MACROECONOMIC AND INDUSTRIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切 判/ 414面 高級洋裝/6,000원

41 *HUMAN RESOURCES AND SOCIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切 判/ 384面 高級洋裝/5,000원

42 *KOREAN REGIONAL FARM PRODUCT AND INCOME: 1910～75*
A. Keidel 著 18 切 判/ 268面 高級洋裝/4,500원

43 韓國의 農村開發
文八龍 潘性紈 D.H. Perkins 共著 18 切 判/ 396面 高級洋裝/6,000원

44 需給構造와 物價政策
李 烘 著 18 切 判/ 288面 高級洋裝/5,000원

45 經濟開發과 政府 및 企業家의 役割
司空 壹 L.P. Jones 共著 18 切 判/ 410面 高級洋裝/6,000원

46 *PRIMARY HEALTH CARE IN KOREA*
延河清 著 18 切 判/ 214面 高級洋裝/4,000원

47 韓國 經濟·社會의 近代化
金滿堤 E.S. 메이슨 外 18 切 判/ 530面 高級洋裝/6,800원

48 輸出主導型 成長經濟의 外換政策
李天杓 著 18 切 判/ 228面 高級洋裝/4,000원

49 韓國의 所得分配와 決定要因(下)
朱鶴中 著 18 切 判/ 432面 高級洋裝/7,000원

50 國民經濟와 福祉年金制度
延河清 閔載成 共著 18 切 判/ 428面 高級洋裝/7,000원

51 技術革新의 過程과 政策
金仁秀 李軫周 共著 18 切 判/ 402面 高級洋裝/7,000원

52 韓國의 經濟開發과 人口政策
R. 레페토 金善雄 外 18 切 判/ 328面 高級洋裝/5,000원

53 韓國의 金融發展：1945～80
D.C.콜 朴英哲 共著 18 切 判/ 334面 高級洋裝/5,600원

54 韓國의 賃金構造
朴烜求 朴世逸 共著 18 切 判/ 440面 高級洋裝/5,200원

55 *SOURCES OF ECONOMIC GROWTH IN KOREA*
金光錫 朴埈卿 共著 18 切 判/ 238面 高級洋裝/5,400원

56 轉換期의 韓國經濟와 金融政策
金重雄 南相祐 共著 18 切 判/ 354面 高級洋裝/5,600원

57 北韓의 經濟政策과 運用
延河清 著 18 切 判/ 348面 高級洋裝/4,200원

58 地方財政調整制度와 財源配分
李啓植 著 18 切 判/ 280面 高級洋裝/5,200원

59 벤처캐피탈의 役割과 課題
姜文秀 著 18 切 判/ 236面 高級洋裝/4,400원