季刊 1979年 3月 13日 登錄
登錄番號 바－565

제12권 제2호 1990 여름

韓國開發研究

韓國의 아시아新興工業國 및 日本과의 對美輸出競爭：換率效果를 中心으로 — 左 承 喜

韓國製造業의 技術的 效率性：產業別 技術的 效率性의 推定 — 劉 承 旻, 李 仁 燦

不法去來行爲와 輸入制限政策 — 李 弘 求

新株의 低價上場現象과 投資의 效率性에 대한 研究 — 南 逸 聰

所得再分配를 위한 資本租稅의 轉嫁分析 — 文 亨 杓

住宅所有者에 대한 租稅減免의 經濟的 效果：既存研究의 概觀 및 政策示唆點 — 金 明 淑

ENGLISH SUMMARY(英文要約)

KDI

韓國開發研究院

季刊 韓國開發研究

제 12 권 제 2 호 1990 여름

韓國의 아시아新興工業國 및 日本과의
對美輸出競爭 : 換率效果를 中心으로··左 承 喜··· 3

韓國製造業의 技術的 效率性 :
產業別 技術的 效率性의 推定 ·····劉 承 旻, 李 仁 燦··· 51

不法去來行爲와 輸入制限政策 ·····李 弘 求··· 81

新株의 低價上場現象과 投資의
效率性에 대한 研究 ·····南 逸 聰··· 95

所得再分配를 위한 資本租稅의
轉嫁分析 ·····文 亨 杓···121

住宅所有者에 대한 租稅減免의 經濟的
效果 : 既存研究의 概觀 및 政策示唆點 ····金 明 淑···135

ENGLISH SUMMARY(英文要約) ····· 155

編 輯 陣

委員長 兪 正 鎬
幹 事 左 承 喜
委 員 權 純 源 朴 埈 卿
宋 大 熙 沈 相 達
編 輯 申 東 祚

編輯問議 : 編輯委員會(960-0084)
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.

韓國의 아시아新興工業國 및 日本과의 對美輸出競爭 : 換率效果를 中心으로

左 承 喜

本稿는 AIDS(Almost Ideal Demand System) 需要模型을 이용하여 韓國 등 아시아 新興工業國과 日本을 포함하는 아시아 5國으로부터의 美國의 輸入需要를 분석함으로써 이들간의 對美輸出競爭關係를 분석하고 있는데, 특히 換率變動이 이들 5個國의 對美輸出에 미치는 효과를 중점적으로 분석하고 있다.

분석결과에 의하면, 아시아신흥공업 4國은 日本과는 경쟁적인 반면 서로간에는, 홍콩과 싱가포르간의 경쟁적인 관계를 제외하면, 보완적인 관계를 유지하고 있다. 그리고 이들 아시아 5國은 모두가 서구선진국그룹에 대해서는 경쟁적인 반면 美國의 國內財와는 보완적인 관계를 보이는 것으로 관찰되었다.

한편 이러한 결과에 따라 換率效果를 분석해 보면, 韓國의 경우 엔貨의 對美달러換率이 1% 인상되면 對美輸出物量을 일정 수준에 유지하고자 할 경우는 원貨의 對美달러換率도 약 1% 정도는 인상되어야 하지만, 對美輸出占有率을 일정 수준에 유지하려면 원貨의 對美달러換率은 최악의 경우 약 3%까지도 인상되어야 하는 것으로 나타났다. 이와 같이 韓國은 對美輸出市場占有率이나 輸出物量의 유지를 위해서, 원貨의 對美달러換率이 여타 NICS通貨換率의 움직임보다도 오히려 엔貨의 對美달러換率의 움직임을 보다 잘 반영할 수 있도록 함으로써 엔貨의 對美달러換率引上에 따른 輸出沮喪效果를 상쇄시켜 나가야 할 것이라는 시사를 얻게 되었다.

Ⅰ. 머리말

최근 우리나라의 수출은 또다시 무엇보다도 중요한 초미의 經濟政策이슈로 등장하고 있다. 우리나라가 1960년대 수출주도성장전략을 채택한 이래 輸出增進은 우리 경제의 성장의 원동력으로서 무엇보다도 중요한 經濟政策의 관심사항이 되어 왔다. 그러나 1986년부터 經常收支黑字가 시현된 이후 1987~88년에 걸쳐 눈덩이처럼 불어나던 흑자의 누증은 우리나라

筆者 : 本院 硏究委員

* 本稿를 집필하는 과정에서 많은 사람들의 도움을 받았다. 우선 本稿의 실증분석작업에 있어서는 本院

輸出의 自生的 成長力을 확인해 주는 것으로 여겨졌으며, 이에 따라 지난 4반세기동안 계속되어 온 輸出增進 및 輸入規制政策의 대폭적인 완화를 포함하는 對外均衡政策을 적극적으로 추진하기 시작하였다. 이러한 종합적인 정책의 타당성여부를 떠나, 이러한 정책과 그간의 國內外經濟與件의 급격한 변화는 1989년중의 經常收支黑字를 88년의 140餘億달러에서 그 절반에도 못 미치는 50餘億달러 수준으로 조정하는 데 크게 기여하였으며, 특히 수출의 경우는 연중 名目增加率의 급격한 하락은 물론 負의 實質成長을 경험하였다. 그러나 이러한 조정추세는 90년에 들어와서는 과도조정양상을 보이면서 經常收支가 赤字로 반전되고 있음은 물론 수출의 경우도 實質輸出이 겨우 작년 수준에 머무르는 등 여전히 침체를 벗어나지 못하고 있다. 이와 같이 계속되는 수출의 沈滯現象은 최근의 우리나라 경제발전사에 있어 그리 흔한 경험이 아니다.

우리는 여기서 수출주도성장전략의 장단점이나 지금까지의 공과를 논할 지면상의 여유를 갖지 못하고 있지만 한가지 분명한 것은 아직도 國內市場이 협소한 우리나라의 경우 지속적인 성장과 고용을 지탱하기 위해서는 수출의 지속적 성장이 필요하다는 점이다. 최근 우리나라 輸出實績이 저조한 이유는 무엇보다도 우리나라의 전체적인 產業競爭力이 아직도 국제적 수준에 못 미치고 있는 등 自生的 成長基盤이 취약할 뿐만 아니라 여기에다 최근 實質換率의 절상에 따라 價格競爭力마저 크게 떨어지게 된 데에 있는 것으로 이해되고 있다. 한편, 우리나라 實質換率의 절상요인은 크게 두가지로 나누어 볼 수 있겠는데, 첫째는 賃金의 급속한 상승이며, 둘째는 원화의 對外通貨에 대한 급속한 名目平價切上이라 하겠다. 그런데 최근에는 勞使紛糾의 진정기미가 확산됨에 따라 수출부진의 타개를 위해서는 원貨가 대폭적으로 평가절하되어야 한다는 주장도 제기되고 있다. 이러한 단기적 처방의 유용성에 대해서는 논자에 따라 그 평가가 다르겠지만, 어쨌든 최근 換率效果에 대한 논의는 또다시 많은 관심의 대상이 되고 있다.

本稿의 목적은 이렇게 어려워지는 輸出環境下에서 우리나라 수출의 최대시장이며 경쟁국간의 경쟁이 격심한 美國市場에서 換率效果를 중심으로 한 우리나라와 日本, 臺灣, 홍콩, 싱가포르 등 주요 경쟁국들과의 수출경쟁양태를 분석함으로써 금후의 輸出 및 換率政策의 운용방향에 대해 시사하는 바를 찾아 보고자 하는 데 있다. 美國市場이 우리의 대표적 수출시장일 뿐만 아니라 지난 10여년간 黑字基調가 견실한 것으로 평가되던 對美貿易收支가 최근 급격히 감소하고 있고 나아가서는 1990년중 赤字를 시현할지도 모른다는 우려가 제기되고 있는 시점에서 우리나라와 이들 나라들의 대미수출경쟁양태를 분석해 본다는 것은 나름대로 큰 의의가 있다고 판단된다. 나아가 이 연구는 최근 많은 우려의 대상이 되고 있

金融經濟室의 劉載均 연구원과 本院 電算室의 沈英植 주임연구원의 도움이 컸다. 특히 劉載均 硏究員은 實證分析을 효율적으로 수행했을 뿐만 아니라 表의 정리 등 원고정리에 많은 도움을 주었다. 그리고 林明姬 연구조원은 원고의 타이핑과 계속되는 교정작업을 효율적으로 도와주었다. 한편, 本院의 兪正鎬 박사와 李弘求 박사의 논평은 草稿의 여러가지 모자란 점을 개선보완하는 데 크게 도움이 되었다. 마지막으로 第IV章의 분석은 OECD trade tape에서 추출된 자료를 이용하였는데 同 資料를 제공해준 兪正鎬 박사께 다시 한번 감사를 드린다.

는 엔화약세의 우리나라 對美輸出實績에 미치는 효과를 밝혀 줌으로써 그 대응방안의 모색에도 기여하게 될 것으로 기대된다.

한편 本 硏究는 拙稿(左承喜, 1987a)를, 실증분석방법을 크게 개선하고 분석대상국을 늘림으로써 확대 개선한다는 목적을 가지기도 한다. 同 硏究가 韓國, 日本, 臺灣을 분석대상으로 하고 있는 반면, 本 硏究는 싱가포르, 홍콩을 추가하고 있으며, 前者의 연구에서는 시도하지 못했던 여러가지 제약의 부과나 검증을 시도함으로써 실증분석의 깊이를 더하였다.

本稿의 분석모형은 위의 拙稿에서 이용하였던 AIDS 需要函數模型으로서 다음 章에서는 同 模型에 대해 간략하게 설명하고 추정모형을 제시하고자 한다. 여기서는 모형 자체의 유도과정에 대한 설명보다는 同 模型의 파라메타를 이용한 통상적인 價格 및 所得彈力性을 유도함으로써 同 模型을 통상적인 수요함수개념과 연결시키는 데 주로 지면을 할애하려 한다. 이러한 작업은 추정결과를 좀더 친숙한 수요함수개념으로 재해석하기 위한 이론적 바탕을 마련해 줄 것으로 보인다. 第III章에서는 추정결과와 이를 통한 주요 발견사항을 논의하고, 第IV章에서는 同 推定結果가 시사하는 아시아 5국간의 對美輸出競爭關係를 美國의 이들로부터의 輸入構造와 비교분석함으로써 그 의의를 재음미해 보고자 한다. 그리고 第V章에서는 본 연구의 주요결과를 간략히 요약하고 그 정책시사점에 대해 논의함으로써 결론에 대신하고자 한다.

1) 논의를 간략하게 하기 위해 실제유도과정은 생략하기로 한다. 자세한 유도과정에 대해서는 Deaton and Muellbauer(1980a와 1980b의 第3章 4節)를 참조하기 바라며, 咸貞鎬·崔雲奎(1988)도 도움이 될 수 있을 것이다.

II. 分析模型

1. AIDS의 理論的 模型과 需要函數 파라메타의 誘導

Deaton and Muellbauer(1980a)의 AIDS(Almost Ideal Demand System) 모형은 支出占有率 모형으로서 기존의 수요함수모형들에 비해 보다 일반화되고 추정이 용이하다는 장점을 가지고 있다.

AIDS 支出占有率 모형은, 費用函數의 가격에 대한 1次導函數는 관련재화의 수요량이 된다는 Shephard's Lemma를 이용할 경우, 어느 한 財貨의 支出占有率은 費用函數의 재화가격에 대한 로그 1次導函數(logarithmic first derivative)로 정의할 수 있다는 사실로부터 유도할 수 있다. 이렇게 하여 일반화된 비용함수로부터 유도되는 i재화의 支出占有率函數는 다음과 같이 쓸 수 있는데 Deaton and Muellbauer는 同 함수를 支出占有率로 표시한 AIDS 수요함수라고 부르고 있다[1].

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} log p_j + \beta_i \cdot log(x/P) \cdots\cdots\cdots(1)$$

여기서 w_i는 i財에 대한 支出占有率, p_j는 j財의 가격($j=1..i, ..j$), x는 총지출이며 α, γ 그리고 β는 파라메타이다. w_i는 q_i를 i財의 수요량이라 한다면 $(p_i q_i / x)$로 정의된다. 여기서 P는 다음의 式(2)에서 정의되는 바와 같은 價格指數이다.

$$logP = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k log p_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{kj} log p_k log p_j \cdots\cdots (2)$$

Deaton and Muellbauer는 이 모형이 需要函數體系로서 의의를 갖기 위해서는 다음과 같은 제약이 충족되어야 함을 보여주고 있다.

첫째, 合算(adding-up) 제약은 다음과 같다.

$$\sum_i \alpha_i = 1 \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_i \beta_i = 0 \cdots\cdots (3)$$

이 제약은 $\sum_i w_i = 1$을 유지하기 위해 필요한 것이다.

둘째로 同次性 制約은 다음과 같다.

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \cdots\cdots (4)$$

셋째로 「슬러츠키」對稱性(Slutsky symmetry) 制約은 다음과 같다.

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \cdots\cdots (5)$$

이상 式(3), (4) 그리고 (5)의 제약이 충족되면 個別支出의 합은 총지출과 같아지고, 수요함수는 가격과 지출(名目所得)에 대해 1次同次函數가 되며 동시에 「슬러츠키」조건을 만족시키게 되어 式(1)로 표현되는 AIDS모형은 消費者選擇理論과 합치하는 수요함수체계를 나타내게 된다.

式 (1)의 파라메타들의 의미는 다음과 같이 해석된다. 우선 β_i는 自己價格 및 相對價格들이 고정되었을 경우의 所得效果를 반영하는데, 實質支出(x/P) 1%의 변화는 $\beta_i/100$의 支出占有率變動을 초래한다. 한편, $\beta_i>0$이면 奢侈財, $\beta_i<0$이면 必須財를 의미하게 되는데, 이 점에 대해서는 수요함수파라메타의 유도과정에서 다시 논의하기로 하겠다. 價格變數의 파라메타인 γ_{ij}는 實質支出(x/P)을 고정했을 경우의 價格效果를 반영하는데, 自己價格 1%의 변동은 $\gamma_{ii}/100$의 支出占有率 變動을, 相對價格 1%의 변동은 $\gamma_{ij}/100$의 支出占有率變動을 초래하게 된다.

AIDS모형의 경우 한가지 특이한 점은 同次性과 對稱性制約들(式(4)와 (5))은 추정과정에서 직접검증이 가능하지만 合算制約인 式(3)은 항상 자동적으로 충족되기 때문에, 실제검증이 불가능하다는 점이다. 이는 데이타가 항상 $\sum_i w_i \equiv 1$을 충족시키며, 또한 모든 占有率式의 설명변수들이 동일하다는 사실 때문인데 이 경우 각 파라메타추정치들이 式(3)의 제약을 항상 충족시킨다는 사실을 증명하기는 그리 어렵지 않다[2].

式(1)과 (2)로 구성되는 AIDS모형은 支出占有率 모형이기 때문에, 이 모형의 파라메타를 통상적인 수요함수파라메타로 전환함으로써 同 모형에 대한 이해를 보다 높일 수 있을 것이다. 이하에서는 AIDS모형의 수요함수파

---

2) 간단한 경우의 예를 들면 이 점은 다음과 같이 증명될 수 있다.

(a) $w_1 = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \varepsilon_1$

(b) $w_2 = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \varepsilon_2$

여기서 X_1과 X_2는 설명변수, ε_1, ε_2는 통상의 *i.i.d.* 가정을 만족시키는 교란항이다. $\tilde{w}_1$, $\tilde{w}_2$, $\tilde{X}_1$, $\tilde{X}_2$를 각각 해당변수의 평균에서의 차이를 나타내는 $n \times 1$(n은 표본수)벡타라고 하고

$\alpha = [\alpha_1, \alpha_2]'$, $\beta = [\beta_1, \beta_2]'$, $\tilde{X} = [\tilde{X}_1, \tilde{X}_2]$

라고 하면 추정치는 다음과 같이 정의된다.

$\hat{\alpha} = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}\tilde{X}'\tilde{w}_1$ 그리고 $\hat{\beta} = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}\tilde{X}'\tilde{w}_2$.

여기서 "^"는 추정치를 나타낸다.

따라서 $\hat{\alpha} + \hat{\beta} = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}\tilde{X}'(\tilde{w}_1 + \tilde{w}_2)$

그런데 $w_1 + w_2 \equiv 1$은 $\tilde{w}_1 + \tilde{w}_2 = 0$을 의미하기 때문에 $\hat{\alpha} + \hat{\beta} = 0$이 되게 된다. 따라서 $\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 = 0$, $\hat{\alpha}_2 + \hat{\beta}_2 = 0$이 성립되게 되며 이 결과와 $w_1 + w_2 \equiv 1$의 항등식을 이용하면 $\hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_0 = 0$은 쉽게 증명된다.

라메타들을 유도해 보기로 하겠다[3].

우선 需要의 價格彈力性의 정의식인 「슬러츠키」 방정식(Slutsky Equation)에서부터 출발하기로 하자.

$$\left.\frac{\partial log\, q_i}{\partial log\, p_j}\right|_{\substack{du\neq 0\\ dx=0}} = \left.\frac{\partial log\, q_i}{\partial log\, p_j}\right|_{\substack{du=0\\ dx\neq 0}} - \left.\frac{\partial log\, q_i}{\partial log\, x}\right|_{dp_j=0} \cdot \frac{\partial log\, x}{\partial log\, p_j} \quad \cdots\cdots(6)$$

여기서 각 변수는 앞에서와 마찬가지로 q_i는 i財의 需要量, p_j는 j財의 價格, x는 名目總支出을 나타내며, $du=0$는 效用不變, $dx=0$는 名目支出不變을 나타내며 $du\neq 0$와 $dx\neq 0$는 각각 그 반대의 경우를 나타낸다.

式(6)은 통상적인 수요탄력성개념을 그 정의에 따라 2개의 구성부문으로 분리하고 있는데 좌변의 效用(혹은 所得)補償이 안된 粗價格彈力性(income uncompensated or gross price elasticity)은 우변의, 效用不變(혹은 實質所得不變) 價格彈力性(income compensated price elasticity)에서 所得彈力性을 차감한 값과 같음을 보여주고 있다. 한편 동일한 논리에 의하여 支出占有率의 價格彈力性도 마찬가지로 정의될 수 있다.

$$\left.\frac{\partial log\, w_i}{\partial log\, p_j}\right|_{\substack{du\neq 0\\ dx=0}} = \left.\frac{\partial log\, w_i}{\partial log\, p_j}\right|_{\substack{du=0\\ dx\neq 0}} - \left.\frac{\partial log\, w_i}{\partial log\, x}\right|_{dp_j=0} \cdot \frac{\partial log\, x}{\partial log\, p_j} \quad \cdots\cdots(7)$$

다음은 需要彈力性($\frac{\partial log\, q_i}{\partial log\, p_j}$)과 支出占有率彈力性($\frac{\partial log\, w_i}{\partial log\, p_j}$)간의 관계를 유도해 보기로 하자.

$log\, w_i = log\, q_i + log\, p_i - log\, x$의 정의식을 이용하면 다음의 관계식이 유도된다.

$$\left.\frac{\partial log\, w_i}{\partial log\, p_j}\right|_{\substack{du\neq 0\\ dx=0}} = \left.\frac{\partial log\, q_i}{\partial log\, p_j}\right|_{\substack{du\neq 0\\ dx=0}} + \frac{\partial log\, p_i}{\partial log\, p_j} - \left.\frac{\partial log\, x}{\partial log\, p_j}\right|_{dx=0}$$
$$= \left.\frac{\partial log\, q_i}{\partial log\, p_j}\right|_{\substack{du\neq 0\\ dx=0}} + \delta_{ij} \quad \cdots\cdots(8)$$

여기서 δ_{ij}는 $i=j$이면 $\delta_{ij}=1$, $i\neq j$이면 $\delta_{ij}=0$으로 정의되는 Kronecker Delta이며, 또한 여기서는 名目支出이 불변이기 때문에 $\left.\frac{\partial log\, x}{\partial log\, p_j}\right|_{dx=0}=0$이 된다.

한편 이러한 탄력성과 式(1)과 (2)의 파라메타들과의 관계는 다음과 같은 간단한 정의식에 의해 나타낼 수 있다.

$$\frac{\partial log\, w_i}{\partial log\, p_j} = \frac{1}{w_i}\left(\frac{\partial w_i}{\partial log\, p_j}\right) \quad \cdots\cdots(9)$$

다음으로 式(6)과 (7)의 우변의 차감항인 所得彈力性을 유도하기 위해, 우선 費用의 가격에 대한 로그 1次導函數는 해당재화의 支出占有率이 된다는 정리를 이용하면, 效用極大化消費者의 경우는 총지출이 비용과 같게 되기 때문에 總支出의 價格彈力性은 支出占有率이 된다.

$$\frac{\partial log\, x}{\partial log\, p_j} = \frac{\partial x}{\partial p_j}\frac{p_j}{x} = q_j \cdot \frac{p_j}{x} = \frac{p_j q_j}{x} = w_i \quad \cdots\cdots(10)$$

여기서 두번째의 등식은 費用 혹은 支出函數의 가격에 대한 1次導函數는 관련재화의 수요량이라는 Shephard's Lemma에 의해 성립되게 된다.

그리고 式(8)의 논리를 이용하면

3) 이러한 유도작업은 저자의 拙稿(左承喜, 1987b)에서 이미 시도하였으나 일부 활자의 오식 및 분석상의 오류가 없지 않았다.

$$\frac{\partial log\ w_i}{\partial log\ x}\Big|_{dp=0}=\frac{\partial log\ q_i}{\partial log\ x}\Big|_{dp=0}+\frac{\partial log\ p_i}{\partial log\ x}\Big|_{dp=0}$$

$$-\frac{\partial log\ x}{\partial log\ x}\Big|_{dp=0}$$

$$=\frac{\partial log\ q_i}{\partial log\ x}\Big|_{dp=0}-1 \cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

$$=\frac{1}{w_i}\left(\frac{\partial w_i}{\partial log\ x}\right) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (12)$$

여기서는 가격이 불변이라고 가정하고 있기 때문에 $\frac{\partial log\ p_i}{\partial log\ x}\Big|_{dp=0}=0$이다.

다음으로 式(1)과 (2)로부터, 彈力性의 유도에 필요한 1次導函數 값을 유도하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial w_i}{\partial log\ p_j}\Big|_{\substack{du\neq0\\dx=0}}=\gamma_{ij}+\beta_i\cdot\frac{\partial log\ (x/P)}{\partial log\ p_j}\Big|_{dx=0}$$

$$=\gamma_{ij}-\beta_i\cdot\frac{\partial log\ P}{\partial log\ p_j}=\gamma_{ij}-\beta_i(\alpha_j$$

$$+\sum_k\gamma_{kj}log\ p_k)=\gamma_{ij}-\beta_i\cdot w_i+\beta_i\cdot\beta_j\cdot$$

$$log(x/P) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (13)$$

$$\frac{\partial w_i}{\partial log\ x}\Big|_{dp=0}=\beta_i \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (14)$$

式(10), (13)과 (14)를 다음 「슬러츠키」방정식, $\frac{\partial w_i}{\partial log\ p_j}\Big|_{\substack{du\neq0\\dx=0}}=\frac{\partial w_i}{\partial log\ p_j}\Big|_{\substack{du=0\\dx\neq0}}-\frac{\partial w_i}{\partial log\ x}\Big|_{dp_j=0}\cdot\frac{\partial log\ x}{\partial log\ p_j}$에 대입해서 풀면, 式(13)에 대칭되는 效用(所得)不變 支出占有率의 價格效果를 다음과 같이 유도할 수 있다.

$$\frac{\partial w_i}{\partial log\ p_j}\Big|_{\substack{du=0\\dx\neq0}}=\gamma_{ij}+\beta_i\cdot\beta_j\cdot log(x/P) \cdots\cdots (15)$$

式(13)과 (15)를 탄력성형태로 표시하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial log\ w_i}{\partial log\ p_j}\Big|_{\substack{du\neq0\\dx=0}}=\frac{1}{w_i}(\gamma_{ij}-\beta_i\cdot w_i$$

$$+\beta_i\cdot\beta_j\cdot log(x/P)) \cdots\cdots (16)$$

$$\frac{\partial log\ w_i}{\partial log\ p_j}\Big|_{\substack{du=0\\dx\neq0}}=\frac{1}{w_i}(\gamma_{ij}+\beta_i\cdot\beta_j\cdot log(x/P)) \cdots (17)$$

그리고 式(14)의 彈力性形態는 다음과 같이 쉽게 유도된다.

$$\frac{\partial log\ w_i}{\partial log\ x}\Big|_{dp=0}=\frac{\beta_i}{w_i} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (18)$$

다음으로 式(11)과 (12)를 이용하고 여기에 式(14)를 대입하면 i財의 所得彈力性은 다음과 같이 유도된다.

$$\frac{\partial log\ q_i}{\partial log\ x}\Big|_{dp=0}=1+\frac{\beta_i}{w_i} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (19)$$

다음으로, 式(13)을 式(9)에 대입하고 그 결과를 다시 式(8)에 대입하여 $\frac{\partial log\ q_i}{\partial log\ p_j}\Big|_{\substack{du\neq0\\dx=0}}$에 대해 풀면, 式(6)에서 정의된 i財의 j價格에 대한 價格彈力性을 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$\frac{\partial log\ q_i}{\partial log\ p_j}\Big|_{\substack{du\neq0\\dx=0}}=\frac{1}{w_i}(\gamma_{ij}-\beta_i\cdot w_i+\beta_i\cdot\beta_j\cdot log(x/P)$$

$$-w_i\cdot\delta_{ij}) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (20)$$

그리고, 式(10), (19), (20)을 式(6)에 대입하면 式(20)에 대칭되는 效用不變價格彈力性을 다음과 같이 유도할 수 있다.

$$\frac{\partial log\ q_i}{\partial log\ p_j}\Big|_{\substack{du=0\\dx\neq0}}=\frac{1}{w_i}(\gamma_{ij}+\beta_i\cdot\beta_j\cdot log(x/P)$$

$$-w_j\cdot\delta_{ij}+w_i\cdot w_j) \cdots\cdots\cdots (21)$$

이상 유도된 式(19), (20), (21)은 각각 통상의 所得彈力性, (粗)價格彈力性 그리고 效用(實質所得)不變價格彈力性으로서, 支出占有率 모형체계를 통상의 需要函數體系로 재해석한 결과인데 이를 이용하면 다음과 같은 논의가 가능할 것이다.

우선 式(19)에 의하면 i財의 所得彈力性은, $\beta_i>0$이면 1보다 크게 되어 奢侈財, $\beta_i<0$이면 1보다 작게 되어 必須財가 됨을 쉽게 알 수 있다. 그리고 式(21)에 의하면 「슬러츠키」 行列(S_{ij})은, 式(21)의 양변에 $w_i \cdot (x/p_i \cdot p_j)$를 곱하여 式(22)와 같이 얻어지는데 여기서 $S_{ij}=S_{ji}$가 성립된다.

$$S_{ij}=\frac{\partial q_i}{\partial p_j}\Big|_{du=0}=\frac{x}{p_i p_j}(\gamma_{ij}+\beta_i \cdot \beta_j \cdot log(x/P) - w_j \cdot \delta_{ij}+w_i \cdot w_j) \cdots\cdots\cdots (22)$$

여기서 S_{ij}와 效用不變價格彈力性, 式(21)은 같은 부호를 가지며 i와 j財는 S_{ij}(혹은 $\frac{\partial log\, q_i}{\partial log\, p_j}\Big|_{du=0}$)$>0$($<0$)이면 대체재(보완재)라 할 수 있다. 그리고 여기서 만일 $\beta_i \cdot \beta_j \approx 0$이고 w_i와 w_j는 대개의 경우 1보다 아주 작은 숫자로서 $w_i \cdot w_j \approx 0$이라고 볼 수 있다면, S_{ij}나 效用不變價格彈力性, [式(21)이나 式(17)]의 부호는 대체로 γ_{ij}의 부호와 같아지게 된다. 따라서 이 경우에는 i와 j財가 대체로 $\gamma_{ij}>0$이면 대체재, $\gamma_{ij}<0$이면 보완재라고 할 수 있을 것이다.

한편 通常의 需要函數가 충족시켜야 할 同次性制約, 즉 모든 價格과 名目所得이 동일한 비율로 증가할 경우 實質需要量은 불변이라는 조건도 성립되는데 이는 式(20)을 j에 대해서 합하고 여기에 式(19)를 더함으로써 쉽게 증명할 수 있다[4].

2. AIDS의 實證分析模型과 需要函數파라메타

式(1)과 (2)의 AIDS모형의 축약형은 (2)式을 式(1)에 대입하여 支出占有率을 가격에 대한 非線型函數로 표현함으로써 얻어지게 된다. 그러나 Deaton and Muellbauer(1980a)는 이러한 非線型函數의 추정에 따르는 제반 문제점을 피하기 위한 방안으로서, 가격들간에 相關關係가 높을 경우 價格指數 P를 旣知의 價格指數 P^*에 비례적으로 정의할 수 있고 이 관계는 $P=\phi P^*$로 표현할 수 있다고 본다. 여기서 ϕ는 상수이다. 그리고 이들은 P^*로서 Stone型의 價格指數를 제안하고 있는데 P^*는 다음과 같이 정의된다.

$$log\ P^* = \sum_k w_k\ log\ p_k \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (23)$$

式(23)을 $P=\phi P^*$관계에 대입하고 다시 式(1)에 대입하면 AIDS의 추정 모형을 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$w_i=(\alpha_i-\beta_i \cdot log\ \phi)+\sum_j \gamma_{ij} log\ p_j + \beta_i \cdot log\,(x/P^*) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (24)$$

式(24)에서의 P^*는 이미 알려진 支出占有率과 價格들에 의해 계산될 수 있는 價格指數이기 때문에 이 모형은 가격과 소득에 대해 線型函數가 되게 되어 추정이 훨씬 용이해진다.

---

4) 式(20)의 j에 대한 합은 다음과 같다.

a) $\sum_j \frac{\partial log\ q_i}{\partial log\ p_j}\Big|_{\substack{du=0\\dx=0}}=\frac{1}{w_i}(-\beta_i-w_i)=-(1+\frac{\beta_i}{w_i})$.

여기서는 $\sum_j \gamma_{ij}=0$, $\sum_j w_i=1$, $\sum_j \beta_j=0$ 그리고 $\delta_{ii}=1$, $\delta_{ij}=0$이라는 조건들을 이용하였다.

여기서 式(a)와 본문의 式(19)는 부호만 반대이고 그 절대치는 같기 때문에 이 두식의 합은 0이 되어 同次性制約이 충족된다. 즉, 모든 價格과 名目所得에 대한 需要彈力性의 합은 0이 되게 된다. 또한 이를 통해 AIDS모형의 同次性制約인 $\sum_j \gamma_{ij}=0$와 合算制約인 $\sum_j \beta_j=0$가 여기서의 需要函數의 일반제약인 同次性制約을 충족시키는 데 중요한 역할을 하고 있음도 쉽게 알 수 있다.

本 硏究에서도 式(24)의 형태를 실증분석모형으로 이용하고자 한다. 따라서 여기서는 전절에서 유도된 가장 일반적인 경우의 需要函數파라메타를 式(23)과 (24)의 경우에 맞게 교정함으로써 다음장의 실증분석결과보고에 이용하고자 한다. 式(1)과 (2)로 표현되는 모형과 여기서의 式(23)과 (24)로 표현되는 모형과의 가장 큰 차이는 支出占有率의 로그價格에 대한 一次導函數 값의 차이라 하겠는데, 式(13)과 (15)는 여기서 각각 式(13′)과 (15′)로 표현된다.

$$\left.\frac{\partial w_i}{\partial log\ p_j}\right|_{\substack{du\neq 0\\ dx=0}} = \gamma_{ij} + \beta_i \cdot \left.\frac{\partial log(x/P^*)}{\partial log\ p_j}\right|_{dx=0}$$
$$= \gamma_{ij} - \beta_i \cdot \frac{\partial log\ P^*}{\partial log\ p_j}$$
$$= \gamma_{ij} - \beta_i \cdot w_i \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (13')$$

式(13′)과 (10) 그리고 (14)를 이용하면

$$\left.\frac{\partial w_i}{\partial log\ p_j}\right|_{\substack{du=0\\ dx\neq 0}} = \gamma_{ij} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (15')$$

를 얻게 된다.

또한 式(13′)과 (15′)의 탄력성 형태는 각각 式(16′)과 (17′)으로 변형된다.

$$\left.\frac{\partial log\ w_i}{\partial log\ p_j}\right|_{\substack{du\neq 0\\ dx=0}} = \frac{1}{w_i}(\gamma_{ij} - \beta_i \cdot w_i) \quad \cdots\cdots\cdots (16')$$
$$\left.\frac{\partial log\ w_i}{\partial log\ p_j}\right|_{\substack{du=0\\ dx\neq 0}} = \frac{1}{w_i}(\gamma_{ij}) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (17')$$

한편 式(20)과 (21)은 다음과 같이 式(20′)과 (21′)로 변형되는데, 式(20′)은 式(13′)을 式(9)에 대입하고 그 결과를 式(8)에 대입해서 풀면 얻어지며, 式(21′)은 式(10), (19), (20′)를 式(6)에 대입해서 얻어진다.

$$\left.\frac{\partial log\ q_i}{\partial log\ p_j}\right|_{\substack{du\neq 0\\ dx=0}} = \frac{1}{w_i}(\gamma_{ij} - \beta_i \cdot w_j - w_i \cdot \delta_{ij})$$
$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (20')$$

$$\left.\frac{\partial log\ q_i}{\partial log\ p_j}\right|_{\substack{du=0\\ dx\neq 0}} = \frac{1}{w_i}(\gamma_{ij} - w_i \cdot \delta_{ij} + w_i \cdot w_j)$$
$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (21')$$

그러나 여기서 所得彈力性은 아무런 영향을 받지 않기 때문에 앞에서와 마찬가지로 式(18)이나 式(19)가 그대로 적용된다[5].

3. AIDS 實證分析模型의 輸入需要分析에의 應用

AIDS모형의 輸入需要分析에의 이용은 최근들어 Winters(1984a와 b)와 左承喜(1987a) 등에 의해 시도되었는데, 本稿에서는 式(24)로 표현되는 AIDS 實證分析模型을 몇가지의 사전적 가정하에서 美國의 輸入需要函數分析에 이용하였다.

우선은 韓國 등 아시아신흥공업국과 日本의 경쟁관계에 초점을 맞추기 위하여 이들 5個國을 일단의 그룹으로 상정하고 同 그룹내에서의 輸出占有率을 설명하도록 하였는데, 이러한 모형이 성립되기 위해서는 美國 소비자들의 效用函數에는 이들 5個國으로부터의 수입과 여타국으로부터의 輸入, 그리고 美國의 國內競爭財간에 分離性(weak separability)이 존재하며, 따라서 미국소비자들의 예산운용행태에는 多段階豫算運用(multistage budget-

5) 여기서의 式(20′)과 앞의 式(19)를 이용하면 앞의 註 4)에서와 같이 쉽게 同次性制約이 충족됨을 보일 수 있다. 즉, 式(20′)을 j에 대해서 합하면 그 결과는 式(19)와 부호는 다르지만 절대치는 같게 되기 때문에 同次性制約이 충족됨을 알 수 있다.

ing) 체계가 적용될 수 있다는 가정이 필요하게 된다. 이러한 가정하에서는 미국소비자들은 일단 이들 5개국으로부터의 총수입량을, 다른 여타국으로부터의 수입이나 국내 수입경쟁재산업으로부터의 購買와 경쟁적으로 결정한 다음, 그 다음 단계에서 이 5國 모두에 할당되는 총수입량을 다시 5개국 각각에 대해 할당한다고 간주된다. 나아가 同 模型에 대해서는 추가로 이들 5個國으로부터의 수입품은 상호간의 소비과정에 있어서 그 성격이 다른 여타국으로부터의 수입품에 비해 상대적으로 더 유사하다는 가정과, 미국소비자들은 국별 수입을 같은 종류의 재화라 하더라도 그 수입국이 다르다고 해서 서로 다른 재화로 간주한다는 가정이 필요하게 된다. 이러한 가정들의 타당성여부는 그 성격상 실증적 문제이기 때문에 여기서 길게 논의할 필요를 느끼지 않지만, 이러한 가정들의 배경이나 시사점에 대한 부분적인 논의에 대해서는 左承喜(1987a)의 第2章 2節을 참고할 수 있을 것이다.

이상과 같은 가정하에서 本稿에서 추정한 韓國, 日本, 臺灣, 홍콩, 싱가포르의 對美輸出競爭模型은 다음과 같다.

$$w_i = \alpha_i + \gamma_{iK} \cdot log(WPI_K/E_K) + \gamma_{iJ} \cdot log(WPI_J/E_J) + \gamma_{iT} \cdot log(WPI_T/E_T) + \gamma_{iH} \cdot log(WPI_H/E_H) + \gamma_{iS} \cdot log(WPI_S/E_S) + \beta_i \cdot log(M/P^*) + \varepsilon_i \quad \cdots\cdots (25)$$

여기서 i=韓國(K), 日本(J), 臺灣(T), 홍콩(H), 싱가포르(S) 등 5개국이며 하첨자는 해당국 변수나 파라메타를 나타낸다. WPI_i는 i국의 도매물가지수[6], E_i는 i국의 對美달러名目換率을, 그리고 w_i는 미국의 上記 5국으로부터의 명목총수입중에서 i국으로부터의 수입비중, M은 美國의 上記 5국으로부터의 명목총수입이며, P^*는 $log\ P^* = \sum_i \overline{w}_i\ log(WPI_i/E_i)$ (i는 K, J, T, H, S이며 $\overline{w}_i$는 w_i의 표본평균임)에 의해 주어지는 物價指數이다. 그리고 ε_i는 교란항이다.

同 模型에서 WPI는 각국의 對美輸出價格指數의 대용변수로 이용되고 있으며 WPI와 換率의 효과가 같다는 사전적 제약이 부과되고 있다. 이러한 제약은 換率과 價格을 분리해서 이들 각각의 시차효과를 감안할 경우 발생하게 되는 自由度制約 때문에 불가피했다. 實證分析方法으로는 SUR(seemingly unrelated regression)방법을 이용하였는데 이는 주로 방정식간의 대칭성제약을 가하기 위해서이다. 다시 말해 AIDS 모형과 같이 설명변수의 종류가 방정식간에 동일한 경우 단일방정식 OLS 추정결과나 SUR 추정결과가 동일하기 때문에 모형을 하나의 체계로 회귀분석하는 데 따른 效率性(efficiency)의 이득은 없기 때문이다. 그러나 이 경우에 있어 한가지 주의해야 할 점은 AIDS모형은 合算制約이 정확하게 자동적으로 충족되기 때문에 교란항인 ε_i도 $\sum_i \varepsilon_i = 0$을 충족시키게 되며, 따라서 전체체계로서의 교란항의 공분산행열이 「풀랭크」(full rank)가 되지 못하여(이 경우에는 4가 됨) SUR 추정이 불가능하게 된다는 점이다. 따라서 本稿에서는 사전에 合算制約을 적용하여 싱가포르의 占有率式($i=S$)을 제거

6) 本稿에서는 物價變數로 수출단가지수 대신에 도매물가지수를 이용하고 있는데, 이는 前者가 換率 및 物價效果를 이미 다 반영하고 있기 때문에 換率效果를 분리하는 데 어려움이 따르기 때문이다. 이 경우 換率 및 物價의 변동에 따른 輸出價格의 變動效果는 換率 및 物價의 輸入占有率(w_i)에 대한 시차효과 속에 복합적으로 內在되게 될 것이다.

하고 나머지 4개국에 대해서만 SUR 방법으로 추정하였다. 이 경우 싱가포르 占有率式은 이 추정결과에 合算制約을 적용하여 쉽게 유도할 수 있다.

다음으로는 그룹으로서의 이들 5개국과 여타국 그리고 美國의 輸入競爭財產業과의 경쟁관계를 분석해 보기 위해서 다음과 같은 식을 추정하였다.

$$w_A = \alpha_A + \gamma_{A \cdot A} \cdot \log P^* + \gamma_{A \cdot O} \cdot \log P^O + \gamma_{A \cdot US} \cdot \log P^{US} + \beta_A \cdot \log GNPR_{US} + \varepsilon_A \quad \cdots\cdots (26)$$

여기서 w_A는 美國의 韓國, 日本, 臺灣, 홍콩, 싱가포르로부터의 총명목수입, M의 美國의 총명목 GNP에 대한 비율로 정의된다. 또 여기서 하첨자 A는 아시아 5국(韓國, 日本, 臺灣, 홍콩, 싱가포르)을 의미하며, O는 여타국(獨逸, 英國, 캐나다, 프랑스, 네덜란드, 이탈리아) 그리고 $\log P^O$는 이들 여타국의 $\log(WPI/E)$를 그룹내에서의 각각의 對美輸出比重에 의해 가중평균한 物價指數, P^{US}는 미국의 WPI, 그리고 $GNPR_{US}$는 美國의 實質 GNP를 나타내며 $\log P^*$는 式(25)에서 사용된 物價指數와 동일한 것으로 式(25)의 하단에서 정의된 바와 같이 아시아 5國에 대한 가중평균물가지수이다[7].

式(26)으로 표현되는 모형과 앞의 式(25)의 모형과는 다음과 같은 중요한 관계를 갖는다. 式(25)의 경우는 어느 一國의 價格 및 換率效果가 주어진 5개국으로부터의 총수입(M)하에서 측정되는 반면, 式(26)은 한단계 上位에서, 一國 價格 및 換率變動에 의해 야기되는 5개국으로부터의 輸入價格($\log P^*$) 변동에 따른 이들 5개국으로부터의 총수입의 변동을 통해 나타나게 되는 價格 및 換率效果의 추가적인 경로를 보여주게 된다. 後者의 경로에 의한 추가적인 효과는 式(26)의 w_A의 변동과 式(25)의 소득항($\log(M/P^*)$)의 변동을 통해 나타나게 된다. 이러한 관계를 좀더 명시적으로 표현하기 위해, 式(16′)에 해당되는 탄력성공식을 이러한 추가적인 경로를 감안할 수 있도록 수정확대하면 다음의 式(27)로 변형된다.

$$\left.\frac{\partial \log w_i}{\partial \log(WPI_j/E_j)}\right|_{\substack{du \neq 0 \\ dM=0}} = \left.\frac{\partial \log w_i}{\partial \log(WPI_j/E_j)}\right|_{\substack{du \neq 0 \\ dM=0}} + \left.\frac{\partial \log w_i}{\partial \log M}\right|_{d(WPI_j/E_j)=0} \cdot \left.\frac{\partial \log M}{\partial \log w_A}\right|_{dGNPN_{US}=0} \cdot \left.\frac{\partial \log w_A}{\partial \log P^*}\right|_{dGNPN_{US}=0} \cdot \frac{\partial \log P^*}{\partial \log(WPI_j/E_j)} = \frac{1}{w_i}(\gamma_{ij} - \beta_i \cdot w_j) + \frac{\beta_i}{w_i} \cdot \left[\frac{1}{w_A}(\gamma_{AA} - \beta_A \cdot w_A)\right] \cdot w_j \quad \cdots\cdots (27)$$

式(27)의 유도과정에서는 $(\partial \log M/\partial \log w_A)|_{dGNPNus=0} = 1$이라는 관계($GNPN_{US}$는 미국의 명목GNP임)를 이용했다. 한편 여기서는 式(25)와 (26)을 이용하기 때문에 總支出變數로서 x는 M으로 교체하였으며, 物價變數는 p_j 대신에 式(25)의 (WPI_j/E_j)를 사용하였다. 式(27)과 式(16′)을 비교하면, 式(27)의 첫

7) 여타국 물가(P^0)의 구성에 있어 아시아 5국 이외의 모든 對美輸出國物價를 고려하지 않고 구미선진 6개국 물가만을 고려함으로써 생략변수의 문제가 발생하게 되지만, 여타 모든 나라들의 물가를 고려하는 데는 특히 멕시코, 브라질 등 換率 및 物價가 급변해 온 나라들의 경우 자료상의 문제가 따를 뿐만 아니라, 여기서 생략된 나라들의 비중은 미미하기 때문에 큰 문제는 없을 것으로 판단된다.

항은 式(16′)과 같음을 쉽게 알 수 있으며, 따라서 그 둘째항이 추가적인 효과라고 할 수 있는데 同 효과가 바로 그룹간의 대체효과를 나타낸다. 式(25)나 (26)의 경우처럼, 效用函數의 弱分離性(weak separability) 가정하에서는 서로 다른 그룹내의 재화들간의 대체관계는 所得效果를 통해서만 나타나게 되는데, 이 점은 바로 式(27)을 통해 이해할 수 있다[8]. 예를 들어 j財가 만일 式(25)의 5國그룹과는 다른 他그룹내의 국가로부터의 수입재화라면, 정의에 의해 式(27)의 첫째항은 사라지게 되고 둘째항만 남게 되는데, 이는 바로 他그룹내가격 (j)에 대한 i財의 需要彈力性을 나타내게 된다. 이 경우, 所得彈力性(β_i/w_i)은 바로 他그룹내 가격의 변화에 따른, 上位 예산운용단계에 있어서의 그룹간 支出割當의 變動效果를 그룹내 해당재화의 수요변동으로 연결시키는 파급경로의 역할을 한다고 할 수 있다. 만일 j財가 같은 그룹내의 재화라 하더라도, 이 경우에는 式(27)의 첫항은 살아나게 되지만, 둘째항에 대한 해석은 여전히 그대로 적용된다.

한편 이와 동일한 論理에 따라, 앞의 式(18), (20′) 그리고 (19)에 해당되는 彈力性公式을 이러한 추가적인 경로를 감안하도록 확대하면 다음의 式(28), (29), (30)으로 각각 변형된다.

$$\frac{\partial log\ w_i}{\partial log\ GNPN_{US}} = \frac{\beta_i}{w_i}\left(1+\frac{\beta_A}{w_A}\right) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (28)$$

$$\frac{\partial log\ q_i}{\partial log(WPI_j/E_j)} = \frac{1}{w_i}(\gamma_{ij}-\beta_i\cdot w_j-w_i\cdot\delta_{ij})$$
$$+\left(1+\frac{\beta_i}{w_i}\right)\cdot\left[\frac{1}{w_A}(\gamma_{AA}-\beta_A\cdot w_A)\right]\cdot w_j \cdots (29)$$

$$\frac{\partial log\ q_i}{\partial log\ GNPN_{US}} = \left(1+\frac{\beta_i}{w_i}\right)\left(1+\frac{\beta_A}{w_A}\right) \cdots\cdots (30)$$

그리고 他그룹의 가격(예 ; P^0)에 대한 粗價格彈力性은 다음과 같이 유도된다.

$$\frac{\partial log\ w_i}{\partial log\ P^0} = \frac{\beta_i}{w_i}\left[\frac{1}{w_A}(\gamma_{A\cdot O}-\beta_A\cdot w_O)\right] \quad \cdots\cdots (31)$$

$$\frac{\partial log\ q_i}{\partial log\ P^0} = \left(1+\frac{\beta_i}{w_i}\right)\left[\frac{1}{w_A}(\gamma_{A\cdot O}-\beta_A\cdot w_O)\right]$$
$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (32)$$

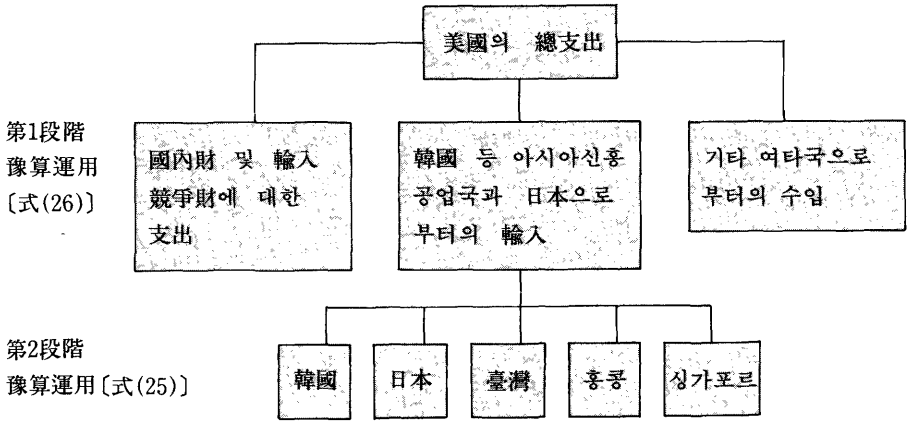
여기서 w_O는 여타국 對美輸出의 美國 名目 GNP에 대한 占有率이다. 한편 美國의 *WPI* 변동에 따른 彈力性도 같은 방법으로 유도할 수 있는데, 이 경우에는 式(31)과 (32)의 $\gamma_{A\cdot O}$와 w_0를 각각 $\gamma_{A\cdot US}$와 $(1-w_A-w_0)$로 대체함으로써 美國 *WPI*에 대한 i국의 占有率과 輸出物量의 彈性値를 각각 얻게 된다[9].

이상과 같이 式(25)와 (26)에 의해 상정되고 있는 2단계 豫算運用體系는 [圖 1]을 통해 보다 일목요연하게 이해할 수 있을 것이다. [圖 1]은 통상의 效用木(utility tree)槪念을 이용한 것으로, 本稿의 내용에 맞게 변형된 미국소비자들의 다단계예산운용체계를 설명하고 있다. 이에 의하면, 미국 소비자들의 第1段階 예산운용은 총지출을, 해외로부터의 수입을 제외한 모든 國內財 및 輸入競爭財에 대한 지출과, 수입 중에서 韓國, 日本, 臺灣, 홍콩, 싱가포르 등 아시아 5國으로부터의 수입에 대한 지출과 그리고 여타 수입국으로부

8) 이에 대한 좀더 자세한 논의에 대해서는 左承喜(1987b)를 참조. 效用函數의 分離性假定의 일반적인 시사점에 대해서는 Deaton and Muellbauer(1980b)나 Phlips(1974)를 참조.

9) 이상과 같은 탄력성 유도과정에서는 $w_i(i=K, J, T, H, S)$, w_A, w_0 등의 예측되지 않은 파라메타들은 標本期間中의 평균치를 이용하는 것이 일반적인데, 다음 章의 탄력성계산에 있어서도 이러한 관례를 따랐다.

〔圖 1〕 美國消費者들의 多段階 豫算運用體系에 대한 假想圖



터의 수입에 대한 지출 등 3개의 큰 그룹에 대한 지출로 할당하는 과정이며, 第2段階 예산운용은 여기서 결정된 각 그룹에 대한 총지출을 下位 細部그룹에 대한 지출로 할당하는 과정인데 本稿에서는 특히 아시아 5國으로부터의 총수입을, 각 구성국인 韓國, 日本, 臺灣, 홍콩, 싱가포르에 할당하는 第2段階 과정을 주로 분석하고 있다. 여기서 式(26)은 第1段階 예산운용행태를 설명하며, 式(25)는 第2段階 예산운용행태를 설명한다. 그리고 式(27)에서 (32)까지는 第1段階와 第2段階 예산운용행태를 연결시키는 파급경로를 설명한다.

III. 實證分析結果에 대한 論議

1. 豫備的 論議

式(25)로 표현되는 모형의 회귀분석에 있어서는, 앞에서 일부 논의한 바와 같은 모형의 공분산행열의 값이 零이 된다는 사실 때문에, SUR와 같은 체계로서의 회귀분석이 용이하지 않다는 일반적인 문제점 이외에도, 本稿와 같은 換率效果分析과 관련된 특유의 계량경제학적 문제점들이 발생하여, 實證分析을 어렵게 하고 있다.

우선 換率이나 所得變化에 따른 수출의 변동은 장기간의 시차효과를 가지는 것으로 알려져 있기 때문에 式(25)는 이러한 시차효과를 감안할 수 있도록 많은 시차변수들을 이용하지 않으면 안되는데, 이에 따른 自由度의 부족문제를 해결하기 위해 시차변수들의 계수에 적절한 사전제약이 불가피하다. 그러나 이 경우 통상적으로 PDL(Polynomially Distributed Lag)方法이 주로 사용될 수 있는데, 불행하게도 PDL과 SUR를 같이 이용할 수 있는 프로그램이 不在하기 때문에, 式(25)를 체계로서 추정하여, 대칭성제약을 가하거나 검증하기가 극히 어렵다. 따라서 本稿에서는, SUR 프로그램내에서, PDL제약의 시사점에 따라 데이타자체를 변환하고, 이 변환된 데이타를 이용해서 추정되는 계수들을 第1次로 얻

고, 그 다음 우리가 얻고자 하는 γ_{ij}와 β_i를 , 모든 시차계수를 포함하여, 역시 PDL 方法의 시사점에 따라 각각 이들 第1次 추정계수들의 線型函數로서 유도하였다. 결국 PDL은 SUR 프로그램內에서 직접 개별계수들에 대해 제약을 가하는 방법을 통해 추정하였다. 한편, 이 경우 동차성이나 대칭성제약은 이렇게 하여 유도되는 γ_{ij}와 β_i의 모든 시차변수들의 合에 대해 가했거나 검증되었다.

本稿는 이러한 과정을 RATS(Regression Analysis of Time Series) 프로그램을 이용하여 수행하였는데, 이와 같이 계수들에 대해 복잡한 유도과정을 거치게 됨에 따라 통상의 t통계치와 같은 계수의 유의성검증통계치를 얻는 데 어려움이 발생하였다. 따라서 γ_{ij}, β_i들의 有意性에 대한 검증통계치를 얻기 위해서 獨立的으로 각각의 γ_{ij}들에 대한 유의성검증을 수행할 수밖에 없었는데 RATS는 이 경우 t통계치가 아닌 χ^2통계치를 제공하고 있다.

本稿와 같이 AIDS모형을 巨視模型으로 이용할 경우 AIDS모형은 일반적으로 많은 시차변수들을 갖는 需要函數體系가 될 것이기 때문에, 이 경우에는 복잡한 추정과정이 불가피하게 될 것으로 보이며, 여기서 시도한 방법도 하나의 추정기법으로서 좋은 참고가 될 수 있을 것이다.

다음으로 實證分析과 관련하여 제기되는 문제 중의 하나는, 需要函數에 대한 일반제약(즉, 合算, 同次性 및 對稱性制約)이 없이, PDL제약만을 가한 式(25)의 추정결과는, 需要函數體系라고 하기에는 거리가 먼 결과를 보일 뿐만 아니라 個別係數의 유의성도 낮기 때문에, 추가로 일반제약을 부과하였는데, 이 경우는 당연히 需要函數體系로서의 조건들이 충족될 뿐만 아니라 추정계수들의 有意性이 높아지지만, 일반제약의 유의성은 낮아 同制約들이 자료에 의해 받아들여지지 않는 것으로 나타나고 있다는 점이다(表.1 참조). 그러나 이러함에도 불구하고, 本 硏究에서는 이러한 일반제약하에서 얻어지는 결과를 수용하고 있는데, 이는 다음과 같은 몇가지 計量經濟學的 方法論上의 고려에 따른 것이다.

〈表 1〉 個別制約들의 有意性 檢證

	χ^2값	有意性
PDL	108.7243	0.0000
PDL과 同次性	144.2473	0.0000
PDL과 對稱性	142.1088	0.0000
PDL과 一般制約 (同次性, 對稱性)	156.7347	0.0000

우선 式(25) 자체가 기본적으로 자료를 조직하기 위한 하나의 선험적 이론틀이라는 점에서 이 자체가 原資料에 대한 대단히 강한 제약일 뿐만 아니라, 여기서의 분석이 시차구조에 대해 어떤 형태이든 제약을 가하지 않고는 추정이 불가능한 상황이기 때문에, PDL 제약이 없는 式(25)의 추정결과의 有意性을 검증할 방법이 용이하지 않다. 따라서 여기서의 결과에 의하면 PDL 제약의 有意性도 그렇게 높지 않은 상황하에서, 일반제약의 유의성이 낮다는 점에 큰 의의를 부여하기가 어렵다 하겠다.

다음으로는 式(25)가 유용한 이론적 분석틀이기 위해서는 일반제약이 충족되어야만 한다는 점에서, 式(25)의 AIDS모형은 그 자체가 일반적 제약을 포괄하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 따라서 이 경우, 우리의 주된 관

심은 일반제약하의 추정결과이지 同 제약을 충족하지 않는 단순한 형태의 式(25)의 추정결과에 있는 것이 아니다.

이러한 시각에서, 이하에서는 需要函數의 일반제약을 부과한 결과를 중심으로 하여 논의하기로 하겠으며, 제약이 없는 결과는 〈附表 1〉에 수록하였다.

한편 實證分析과 관련된 또 하나의 문제는 PDL 시차구조의 선택문제라고 하겠다. 우선 PDL 차수의 선택에 있어서는 換率變動의 貿易收支效果에 대한 實證分析에서 관찰되는 J-커브현상을 감안하여 2차식의 PDL 구조를 택했으며 각 변수의 時差數를 정함에 있어서는 여러가지 시차수의 조합에 대한 결과 중에서, 需要量은 자기가격에 대해서 陰函數이어야 한다는 성질(negativity condition)에 맞으면서, 기타 추정통계치가 가장 양호한 결과를 낳는 時差數의 조합을 택하였다. 이러한 결과, 式(25)의 경우는 韓國, 日本, 臺灣價格의 시차수는 12분기, 홍콩, 싱가포르의 시차수는 8분기, 所得變數는 6분기의 시차를 갖는 것으로 나타났으며, 式(26)의 경우는 $log\ P^*$는 12분기, $log\ P^0$, $log\ P^{US}$ 및 所得變數는 모두 6분기의 시차를 갖는 것으로 나타났다.

그리고 실제추정에 있어서는 式(25)와 (26) 모두의 경우에 있어 對美輸出占有率의 계절적 변동을 감안하기 위해서 계절더미(D_1, D_2, D_3)와 1985년 國際換率體系의 변동 이후 對美貿易構造變動與否를 검토하기 위해 1985년 이후를 1로 하는 더미변수(D_{85-89})를 추가로 사용하였다.

한편 여기서의 분석기간은 1972년 1/4분기부터 1989년 4/4분기까지로서 분기자료를 이용하였으며, 변수의 정의 및 자료출처에 대해서는 〈表 2〉를 참조하기 바란다.

마지막으로, AIDS모형의 추정치는 〈表 3〉과 〈表 4〉에, 그리고 이를 기초로 한 탄력성 유도결과들은 〈表 5〉에서 〈表 8〉까지에 요약하였는데, 특히 그룹간경쟁을 감안한 경우의 탄력성을 요약하고 있는 〈表 6〉과 〈表 8〉의 경우는 γ_{ij}와 β_i의 時差效果로부터 유도된 탄력성의 시간에 대한 合과 이들의 總效果로부터 유도된 탄력성값이 서로 다르게 나타나고 있다. 〈表 5〉의 경우는 式(16′)과 式(18)을, 〈表 7〉의 경우는 式(20′)과 式(19)를 시간에 대해 合함으로써 쉽게 個別時差彈力性의 合이 全體彈力性과 같음을 보일 수 있으나[10], 역으

---

10) 그러나 〈表 7〉의 경우에 있어서 輸出物量의 자기가격에 대한 탄력성과 所得彈力性의 경우는 예외라 하겠다. 즉 자기가격에 대한 輸出物量彈力性의 경우는 式(20′)에서 알 수 있듯이, $-w_i \cdot \delta_{ij}$項이 모든 時差彈力性에 공통으로 나타나기 때문에, 時差彈力性의 시간에 대한 合의 절대치는 전체탄력성에 비해 "時差彈力性의 數(즉, 時間의 數) -1"만큼이 더 크게 된다. 이를 보이기 위해 式(20′)을 시간에 대해 合하면,

(a) $$\sum_{t=1}^{T}\frac{\partial \log q_t}{\partial \log p_j}\Big|_{\substack{du\neq 0\\ dx=0}}=\frac{1}{w_i}\Big(\sum_{t=1}^{T}[\gamma_{ij}]_t-w_i\cdot\sum_{t=1}^{T}[\beta_i]_t-w_i\cdot\sum_{t=1}^{T}\delta_{ij}\Big)=\frac{1}{w_i}\big([\gamma_{ij}^T]-w_j\cdot[\beta_i^T]-w_i\cdot\delta_{ij}\big)-(T-1)\delta_{ij}$$

를 얻게 된다. 여기서 $[\gamma_{ij}^T]$와 $[\beta_i^T]$는 각각의 總效果이며, $\sum_{t=1}^{T}[\gamma_{ij}]_t=[\gamma_{ij}^T]$, $\sum_{t=1}^{T}[\beta_i]_t=[\beta_i^T]$가 성립된다. 따라서 式(*a*)에 의하면 $i\neq j$면 $\delta_{ij}=0$이기 때문에 交叉彈力性의 경우 個別時差彈力性의 합은 전체탄력성과 같아지지만, $i=j$면, $\delta_{ij}=1$이 되기 때문에 自己價格彈力性의 경우는 이 두 값이 $(T-1)$만큼의 절대치의 차이를 보이게 된다. 다음으로 所得彈力性의 경우는 式(19)를 시간에 대해 합하면,

(b) $$\sum_{t=1}^{T}\frac{\partial \log q_t}{\partial \log x}\Big|_{dp=0}=\sum_{t=1}^{T}1+\sum_{t=1}^{T}\frac{[\beta_i]_t}{w_i}=T+\frac{\sum_{t=1}^{T}[\beta_i]_t}{w_i}=1+\frac{[\beta_i^T]}{w_i}+(T-1)$$

를 얻게 된다. 따라서 所得彈力性의 경우도 個別時差彈力性의 合이 전체탄력성보다 $(T-1)$만큼이 더 크게 된다.

〈表 2〉 變數의 定義 및 資料出處

變 數	定 義	出 處
(WPI_i/E_i)	i국〔韓國(K), 日本(J), 臺灣(T), 홍콩(H), 싱가포르(S)〕의 都賣物價(WPI_i)를 i국의 對美달러名目換率(E_i)로 나눈 i국의 달러표시 都賣物價指數	IFS(IMF)
w_i	美國의 아시아 5국(韓國, 日本, 臺灣, 홍콩, 싱가포르)으로부터의 總名目輸入에 있어서의 각국의 占有率	美國의 輸入資料 : Survey of Current Business(U.S. Department of Commerce)
M/P^*	美國의 아시아 5국(韓國, 日本, 臺灣, 홍콩, 싱가포르)으로부터의 總名目輸入(M)을 이들 5국의 加重平均物價指數[$logP^* = \Sigma \bar{w}_i log(WPI_i/E_i)$, 여기서 $\bar{w}_i$는 w_i의 標本平均]로 나눈 實質輸入	M과 w_i: Survey of Currenct Business(U.S. Department of Commerce) WPI와 E:IFS(IMF)
w_A	$M/GNPN_{US}$, 여기서 M은 美國의 아시아 5국으로부터의 總名目輸入, $GNPN_{US}$는 美國의 名目 GNP	Survey of Currenct Business (U.S. Department of Commerce)
P^*	上記 M/P^* 定義 중 P^* 定義 참조	IFS(IMF)
P^O	$log\ P^O = \sum_j \bar{w}_j log(WPI_j/E_j)$, 여기서 j=獨逸, 英國, 캐나다, 프랑스, 네덜란드, 이탈리아, (WPI_j/E_j)는 j국의 美달러표시 도매물가지수, WPI는 都賣物價, E는 對美달러名目換率, $\bar{w}_j$는 이들 6국으로부터의 美國輸入 중 각각의 占有率의 기간평균(1975~89)	WPI와 E : IFS(IMF) w_j : Direction of Trade Statistics (IMF)
P^{US}	美國의 都賣物價指數(WPI)	IFS(IMF)
$GNPR_{US}$	美國의 實質GNP	Survey of Current Business (U.S. Department of Commerce)
$GNPN_{US}$	美國의 名目GNP	Survey of Current Business (U.S. Department of Commerce)
w_O	美國의 獨逸, 英國, 캐나다, 프랑스, 네델란드, 이탈리아로부터의 總名目輸入의 對美國名目GNP($GNPN_{US}$) 占有率(實際彈性値 유도시에는 1975~89년간의 標本平均을 이용)	Direction of Trade Statistics (IMF), Survey of Current Business (U.S. Department of Commerce)
D_1	제1분기면 1이고, 다른 분기면 0인 더미변수	
D_2	제2분기면 1이고, 다른 분기면 0인 더미변수	
D_3	제3분기면 1이고, 다른 분기면 0인 더미변수	
D_{85-89}	1985~89년중은 1, 그 이전은 0인 더미변수	

로 〈表 6〉이나 〈表 8〉의 경우는, 예를 들면 式(27)에서 式(32)까지를 각각 시간에 대해 合함으로써 이상의 관계가 성립되지 않음을 쉽게 보일 수 있다. 後者의 경우 時差彈力性의 시간에 대한 합이 전체탄력성과 상이하게 나타나는 가장 큰 이유는, 그룹간 경쟁을 감안한 탄력성유도식인 式(27)에서 式(32)까지의 경우 그룹내 競爭關係를 나타내는 式(25)의 추정계수(β_i)와 그룹간 경쟁관계를 감안하는 式(26)의 추정계수($\gamma_{A \cdot A}$나 $\gamma_{A \cdot O}$, 그리고 β_A 등)가 서로 곱(乘)하기 형태로 나타나기 때문이라 하겠다[11].

11) 式(27)에서 式(32)까지의 그룹간경쟁을 감안한 탄력성공식의 경우는, $\gamma_{A \cdot A}$, $\gamma_{A \cdot O}$, 그리고 β_A 등 그룹간경쟁모형의 추정치가 그룹내 경쟁모형의 추정치인 β_i와 항상 곱(乘)의 형태로 나타나기 때문에, 同式은 β_i, $\gamma_{A \cdot A}$, $\gamma_{A \cdot O}$, 혹은 β_A 등의 추정치에 대해 非線型式의 형태를 취하게 되고, 따라서 個別時差彈力性의 시간에 대한 合과 전체탄력성과는 서로 상이하게 될 뿐만 아니라, 이들간의 특정의 일반적 관계를 유도하기도 용이하지 않다.

12) 좀더 정확하게 負의 자기가격효과조건이 충족되는가의 여부를 검증하기 위해 效用不變價格彈力性을 유도하였으며, 〈附表 2-1〉에는 占有率의 效用不變價格彈力性을, 그리고 〈附表 2-2〉에는 輸出物量의 效用不變價格彈力性을 요약하였다. 모든 경우에 있어 자기가격은 負의 效果를 나타내고 있음을 알 수 있다.

13) 式(26)은 단일방정식으로 추정되었기 때문에, 대칭성제약이 부과되지 않았다. 式(26)을 需要函數體系로 추정하지 않은 이유는 우선 단일방정식의 예측만으로도 本 硏究에서 필요한 계수들을 다 얻을 수 있기 때문인데 이 경우에 있어서도 체계로서의 추정에 비해 추정의 效率性(efficiency)이 떨어지지는 않는다. 즉 個別式의 설명변수들이 다 같을 경우에는 단일방정식 추정이나 체계로서의 추정이나 그 效率性은 같기 때문이다.

2. AIDS 模型의 推定結果

式(25)와 式(26)의 추정결과는 각각 〈表 3〉과 〈表 4〉에 요약하였는데 우선 〈表 3〉을 보면, PDL, 同次性, 對稱性制約下에서의 式(25)의 추정 결과가 대체로 양호함을 알 수 있으며 마찬가지로 〈表 4〉의 式(26)의 추정결과도 대체로 양호하다 하겠다.

우선 式(25)의 결과를 보면, 臺灣의 점유율식에서의 臺灣의 가격과, 홍콩의 점유율식에서의 臺灣의 價格(혹은 臺灣의 점유율식에서의 홍콩의 가격)의 유의성이 다소 낮은 것을 제외하면, 전체적으로 추정계수들의 유의성이 높고, 모든 점유율식에서 負의 자기가격효과(negativity 조건)가 성립되고 있다. 특히 負의 자기가격효과가 추정과정에서 제약되지 않았음에도 대부분(臺灣의 경우를 제외하면) 유의하게 負의 부호를 보이고 있는 것은, 여기서 추정된 결과가 수요함수로서의 가장 중요한 조건을 충족시키고 있음을 의미한다[12]. 그리고 여기에다, 同次性, 對稱性制約이 부과됨으로써, 여기서 추정된 방정식체계는 수요함수의 일반제약을 다 충족시킴으로써 수요함수이론과 완전히 일치하는 수요함수체계를 형성하게 된다.

한편 式(26)의 추정결과를 보면, 여타국의 가격(P^O)과 美國의 가격(P^{US})의 유의성이 다소 낮기는 하지만, 전체적으로 좋은 결과를 보이고 있다. 이 결과도 자기가격효과가 負의 부호를 보임으로써 최소한의 수요함수로서의 조건을 충족시키고 있으며, 여기에다 同次性制約 ($\gamma_{A \cdot A} + \gamma_{A \cdot O} + \gamma_{A \cdot US} = 0$)이 부과됨으로써 단일방정식으로서의 수요함수조건을 다 충족하게 된다[13].

〈表 3〉 PDL, 同次性, 對稱性 制約下의 式(25)의 推定結果

	韓國의 占有率(w_K)	日本의 占有率(w_J)	臺灣의 占有率(w_T)	홍콩의 占有率(w_H)	싱가포르의占有率(w_S)
常數	0.27835	-0.01605	0.33191	0.34371	0.06208
t값(有意性)	12.03144 (0.00000)	-0.22298 (0.82477)	9.20517 (0.00000)	10.99832 (0.00000)	− (−)
(WPI_K/E_K)	-0.09621	0.21069	-0.02917	-0.02502	-0.06028
χ^2값(有意性)	79.9874 (0.0000)	137.7959 (0.0000)	3.8853 (0.0487)	4.0607 (0.0439)	− (−)
(WPI_J/E_J)	0.21069	-0.59184	0.16576	0.12690	0.08849
χ^2값(有意性)	137.7959 (0.0000)	135.5894 (0.0000)	31.1405 (0.0000)	26.4566 (0.0000)	− (−)
(WPI_T/E_T)	-0.02917	0.16576	-0.02557	-0.03377	-0.07725
χ^2값(有意性)	3.8853 (0.0487)	31.1405 (0.0000)	0.6392 (0.4240)	1.9011 (0.1680)	− (−)
(WPI_H/E_H)	-0.02502	0.12690	-0.03377	-0.12922	0.06110
χ^2값(有意性)	4.0607 (0.0439)	26.4566 (0.0000)	1.9011 (0.1680)	18.6629 (0.0000)	− (−)
(WPI_S/E_S)	-0.06028	0.08849	-0.07725	0.06110	-0.01205
χ^2값(有意性)	44.3938 (0.0000)	31.4583 (0.0000)	30.0518 (0.0000)	17.2564 (0.0000)	− (−)
(M/P^*)	-0.03473	0.12898	-0.03620	-0.05843	0.00038
χ^2값(有意性)	47.5200 (0.0000)	67.9949 (0.0000)	22.6476 (0.0000)	73.4454 (0.0000)	− (−)
D_1	-0.00048	0.01369	-0.00072	-0.01255	0.00006
t값(有意性)	-0.54965 (0.58587)	5.21549 (0.00001)	-0.52549 (0.60238)	-10.9819 (0.00000)	− (−)
D_2	0.00403	0.00814	0.00234	-0.01418	-0.00033
t값(有意性)	4.65765 (0.00004)	3.10810 (0.00361)	1.70411 (0.09675)	-12.4317 (0.00000)	
D_3	0.00987	-0.02225	0.01058	0.00226	-0.00045
t값(有意性)	11.36929 (0.00000)	-8.47720 (0.00000)	7.66207 (0.00000)	1.97375 (0.05591)	− (−)
D_{85-85}	0.00019	0.00212	0.00021	0.00289	-0.00542
t값(有意性)	0.12830 (0.89861)	0.49774 (0.62161)	0.09014 (0.92866)	1.49069 (0.14452)	− (−)
$\bar{R}^2$	0.91477	0.89110	0.89480	0.89134	−
D-W	1.32975	1.73973	1.43055	1.60901	−
SEE	0.00425	0.00994	0.00556	0.00489	−

註 : 1) 추정기간 : 1972. 1/4～1989. 4/4.
2) 첨자 : K=韓國, J=日本, T=臺灣, H=홍콩, S=싱가포르.
3) 推定値의 時差構造에 대해서는 論文末尾의 〈表 3-1〉 참조

이 결과를 통해 관찰되는 몇가지 흥미있는 점을 요약하면 다음과 같다.

첫째로, 아시아 5국은 美國의 이들 5개국으로부터의 輸入需要에 있어서 다소 복잡한 競爭關係를 보이고 있다. 우선, NICS 4국과 일본간에는 相互競爭的關係가 강하게 나타나고 있으나, NICS 4국간의 競爭關係는 다소 복잡한 양상을 보이고 있다. 韓國과 臺灣은 日本에 대해서는 경쟁적이지만, 각각 자기 이외의 NICS들, 즉 臺灣, 홍콩, 싱가포르와 韓國, 홍콩, 싱가포르와는 相互補完的인 관계를 유지하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 홍콩과 싱가포르는 日本에 대해서 경쟁적인 점은 같으나, 韓國, 臺灣과는 相互補完的 관

〈表 4〉 式(26)의 推定結果

常數 t값(有意性)	-0.10545 -10.6519 (0.00000))
P^* t값(有意性)	-0.00631 -2.19106 (0.03379)
P^O t값(有意性)	0.00414 1.74093 (0.08868)
P^{US} t값(有意性)	0.00218 1.88132 (0.06656)
$GNPR_{US}$ t값(有意性)	0.01349 11.18845 (0.00000)
D_1 t값(有意性)	-0.00001 -0.11565 (0.90845)
D_2 t값(有意性)	0.00006 0.60452 (0.54860)
D_3 t값(有意性)	0.00027 2.59164 (0.01291)
D_{85-89} t값(有意性)	0.00044 2.27079 (0.02811)
$\bar{R}^2$ $D\text{-}W$ SEE	0.97358 1.59170 0.00028

註 : 1) 추정기간 : 1972. 1/4~1989. 4. 4.
2) 推定値의 時差構造에 대해서는 論文末尾의 〈表 4-1〉 참조.

14) 엄격히 말하면, 式(22)의 하단에서 논의한 바와 같이 AIDS모형의 가격 계수인 γ_{ij}의 추정치의 부호만을 가지고는 競爭·補完關係를 설명할 수는 없다. 純對替나 補完關係(net substitute나 complement)를 결정하기 위해서는 S_{ij}[式(22)]나 效用不變價格彈力性[式(21′)]의 부호를, 그리고 粗對替나 補完關係(gross substitute나 complement)를 결정하기 위해서는 式(20′)의 부호를 검토하지 않으면 안된다. 그런데 〈附表 2〉의 效用不變彈力性과 後述하는 粗價格彈力性 모두가 그 부호가 占有率의 경우든 輸出物量의 경우든 γ_{ij}의 추정치들의 부호유형과 동일하기 때문에 여기서는 γ_{ij} 추정치만을 가지고 競爭·補完關係를 논하더라도 문제가 없다 하겠다.

15) 式(20′)과 (21′)에 의거 유도된 美國의 價格(WPI)에 대한 粗와 純交叉 彈力性은 각각 -2.0683과 1.3921로 나오고 있어, 美國의 아시아로부터의 輸入과 美國의 國內財 및 輸入競爭

계를 유지하면서도, 자기자신들간에서는 경쟁적인 관계를 유지하고 있는 것으로 나타나고 있다[14]. 이러한 競爭·補完關係는 다음의 [圖 2]와 같이 요약될 수 있다.

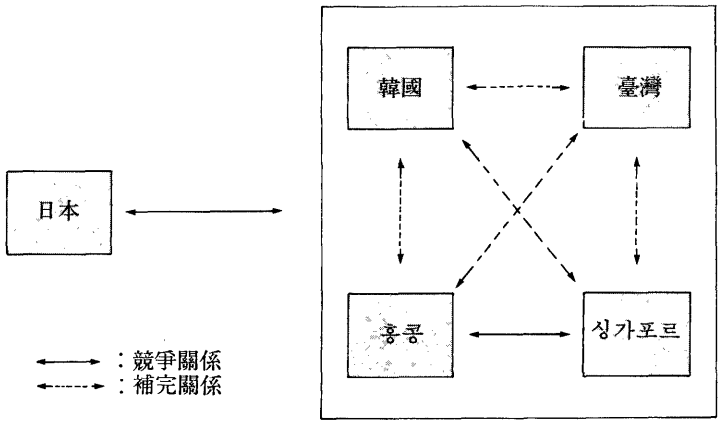
이와 같은 아시아 5국간의 競爭·補完關係는 後述하는 占有率彈力性이나 輸出物量彈力性의 경우에도 일관되게 관찰되고 있는데 아마도 이러한 관계는 일반의 상식과는 다소 상이한 측면도 없지 않을 것으로 판단되기 때문에 다음 章에서 좀더 부연설명하기로 하겠다.

한편 式(26)의 결과(表 4)에 의하면 아시아 5국그룹의 對美輸出은 미국소비자의 總消費支出에 있어서, 여타국그룹(캐나다와 유럽선진국)의 對美輸出과 相互競爭的 關係를 보이고 있다. 한편 美國의 國內財 및 輸入競爭財와의 경우는 그 계수가 陽의 부호를 보여 이 결과만에 의하면 이와도 경쟁적인 것처럼 보이지만, 이 결과로부터 유도되는 輸出物量에 대한 交叉彈力性은 負의 부호를 보이고 있어[15] 실제로는 보완적 관계를 유지하고 있는 것으로 나타나고 있다.

둘째로, 아시아 5국의 그룹내 경쟁관계만을 볼 때(式 25) 韓國·臺灣·홍콩의 수출은 일종의 필수재인 반면, 日本, 싱가포르의 수출은 사치재의 성격을 갖는다고 할 수 있으나, 하나의 그룹으로서 이들의 輸出은 미국 總支出에 있어서, 사치재의 성격을 갖는 것으로 나타나고 있다.

마지막으로는, 다소 지엽적이긴 하지만 이들 5국의 對美輸出은 분기별로 높은 계절적 변동을 보이는 것으로 나타나고 있다. 그리고 1985년 이후의 輸出構造의 변화를 감안하기 위해 사용한 85년 이후를 1로 하는 더미변수는 그 유의성이 낮은 것으로 나타나고 있다.

[圖 2] 美國의 아시아 5國으로부터의 輸入의 競爭·補完關係



3. 對美輸出占有率 競爭에 있어서의 換率效果

式(25)와 式(26)의 결과를 이용하면 對美輸出占有率 彈力性을 유도할 수 있는데, 式(25)의 결과를 式(16′)과 (18)을 이용하여 彈力性形態로 변형한 결과는 〈表 5〉에 요약되었으며, 여기에다 제1단계 豫算運用에서의 경쟁관계(式 26의 결과)를 감안할 수 있도록, 式(27)과 (28) 그리고 (31)을 이용하여 유도한 彈力性은 〈表 6〉에 요약되었다. 즉 〈表 5〉는 아시아 5국그룹내의 경쟁만을 감안한 占有率彈力性을, 〈表 6〉은 여기에다 그룹간 경쟁을 추가로 감안한 占有率彈力性을 요약하고 있다. 이 결과는 앞에서 논의한 AIDS모형의 단순추정결과와 대체로 대동소이한 시사를 주고 있기는 하지만, 추가적으로 다음과 같은 몇가지 새로운 시사점을 끌어낼 수 있을 것이다.

첫째로는, 아시아 5국의 競爭 및 補完關係는 앞에서 논의한 결과와 동일하지만, 추정결과를 彈力性 형태로 변형함으로 해서 換率效果(價格效果)를 좀더 구체적으로 논의할 수 있게 되었다. 이 결과에 의하면 日本과 경쟁관계에 있는 아시아 NICS 4국의 경우 그룹내 占有率의 日本 엔貨에 대한 彈性値가 워낙 커서, 自國通貨와 日本 엔貨가 동일한 率로 美달러貨에 대해 平價切下될 경우, 오히려 이들의 市場占有率은 감소되고 있다. 특히 韓國의 경우 원貨와 엔貨가 달러에 대해 각각 1%씩 平價切下될 경우, 韓國의 對美輸出市場占有率은 1.4%(5국그룹내 경쟁만 고려)~1.7%(그룹간 경쟁감안) 정도가 감소되는 것으로 나타나고 있다. 이 결과에 의하면 韓國이 對美輸出市場占有率을 현 수준에 유지하고자 한다면, 엔貨가 美달러貨에 대해 1% 平價切下될 경우 원貨는 美달러貨에 대해 적어도 2.5%(그룹내 경쟁만 고려)~2.9%(그룹간 경쟁감안)의 平價切下를 시현하지 않으면 안된다. 물론, 이러한 결과는 역으로 아시아

財間에는 粗補完關係와 同時에 純代替關係가 있다고 할 수 있는데 여기서는 주로 粗彈力性을 기준으로 하여 논의하고 있다. 한편 여타국과의 경우는 log P^o의 추정계수부호와 유도된 탄력성 부호가 항상 일치하고 있다. 참고로 式(26)의 推定値를 바탕으로 한 아시아 5국그룹의 대미수출물량의 가격탄력성은 〈附表 3〉에 수록하였다.

〈表 5〉 式(25)의 結果에 의한 占有率(w_i)의 彈力性

	韓國의 占有率(w_K)	日本의 占有率(w_J)	臺灣의 占有率(w_T)	홍콩의 占有率(w_H)	싱가포르의 占有率(w_S)
(WPI_K/E_K)					
總效果	-0.91163	0.31429	-0.17509	-0.22345	-1.55891
1年	-1.13515	0.74881	-1.41343	-0.84451	-2.00100
2年	-0.07277	-0.09108	0.37680	0.16556	-0.11226
3年	0.26146	-0.30726	0.77429	0.40834	0.49035
12分期	0.03483	-0.03619	0.08726	0.04716	0.06399
(WPI_J/E_J)					
總效果	2.28709	-1.07043	1.29475	1.91638	2.28067
1年	0.71982	-0.28163	0.38063	0.86083	-0.64766
2年	0.91793	-0.42727	0.47410	0.63911	1.33560
3年	0.59579	-0.33054	0.40227	0.38296	1.44602
12分期	0.05355	-0.03098	0.03775	0.03348	0.14671
(WPI_T/E_T)					
總效果	-0.23721	0.23381	-0.13939	-0.29586	-1.99799
1年	-0.38335	0.05066	0.34615	-0.75285	0.54295
2年	0.01390	0.10239	-0.19502	0.09693	-1.18012
3年	0.11744	0.07413	-0.26243	0.32188	-1.23570
12分期	0.01480	0.00663	-0.02809	0.03818	-0.12511
(WPI_H/E_H)					
總效果	-0.21693	0.18435	-0.21071	-1.45485	1.57832
1年	-0.21483	0.09210	-0.33901	0.05857	0.21456
2年	-0.00583	0.08419	0.10554	-1.34411	1.21654
8分期	0.00372	0.00806	0.02276	-0.16931	0.14722
(WPI_S/E_S)					
總效果	-0.57973	0.13282	-0.52097	0.74208	-0.31190
1年	-0.07054	-0.11055	0.08135	0.80477	-0.10055
2年	-0.45381	0.21394	-0.53403	-0.03791	-0.19031
8分期	-0.05538	0.02943	-0.06829	-0.02478	-0.02104
(M/P^*)					
總效果	-0.34159	0.20516	-0.24860	-0.68431	0.00982
1年	-0.21295	0.18332	-0.29218	-0.58341	-0.03184
2年	-0.12864	0.02185	0.04359	-0.10090	0.04167

註 : 첨자) K=韓國, J=日本, T=臺灣, H=홍콩, S=싱가포르.

NICS 통화와 엔貨가 동일한 率로 美달러에 대해 절상될 경우에는 이들 4국은 오히려 市場占有率의 증가를 시현할 수 있음을 시사하고 있다.

한편 캐나다와 유럽선진국 그룹의 가격효과와 美國의 國內價格效果는 다소 복잡한 양상을 보이고 있는데, 여기서의 각국 占有率이 각국의 대미수출의 전체 미국소비 중의 比重

〈表 6〉 式(25)와 (26)의 結果에 의한 占有率(w_i)의 彈力性

	韓國의 占有率(w_K)	日本의 占有率(w_J)	臺灣의 占有率(w_T)	홍콩의 占有率(w_H)	싱가포르의 占有率(w_S)
(WPI_K/E_K)					
總效果	-0.87045	0.28955	-0.14512	-0.14096	-1.56010
1年	-1.12640	0.74129	-1.40143	-0.82055	-1.99969
2年	-0.06625	-0.09219	0.37459	0.17067	-0.11437
3年	0.26146	-0.30726	0.77429	0.40834	0.49035
12分期	0.03483	-0.03619	0.08726	0.04716	0.06399
(WPI_J/E_J)					
總效果	2.54171	-1.22335	1.48005	2.42644	2.27335
1年	0.77390	-0.32818	0.45484	1.00898	-0.63957
2年	0.95823	-0.43412	0.46045	0.67072	1.32254
3年	0.59579	-0.33054	0.40227	0.38296	1.44602
12分期	0.05355	-0.03098	0.03775	0.03348	0.14671
(WPI_T/E_T)					
總效果	-0.17824	0.19839	-0.09647	-0.17772	-1.99968
1年	-0.37082	0.03988	0.36334	-0.71853	0.54482
2年	0.02323	0.10081	-0.19818	0.10425	-1.18315
3年	0.11744	0.07413	-0.26243	0.32188	-1.23570
12分期	0.01480	0.00663	-0.02809	0.03818	-0.12511
(WPI_H/E_H)					
總效果	-0.18235	0.16358	-0.18554	-1.38557	1.57733
1年	-0.20749	0.08578	-0.32893	0.07870	0.21566
2年	-0.00035	0.08326	0.10369	-1.33982	1.21477
8分期	0.00372	0.00806	0.02276	-0.16931	0.14722
(WPI_S/E_S)					
總效果	-0.56406	0.12341	-0.50957	0.77348	-0.31235
1年	-0.06721	-0.11342	0.08591	0.81389	-0.10005
2年	-0.45133	0.21352	-0.53487	-0.03596	-0.19111
8分期	-0.05538	0.02943	-0.06829	-0.02478	-0.02104
P^O					
總效果	-0.25621	0.15388	-0.18646	-0.51326	0.00737
1年	-0.11624	0.10006	-0.15949	-0.31845	-0.01738
2年	-0.02627	0.00446	0.00890	-0.02060	0.00851
P^{US}					
總效果	0.70702	-0.42464	0.51454	1.41636	-0.02033
1年	0.68635	-0.59083	0.94172	1.88035	0.10264
2年	-0.14835	0.02520	0.05027	-0.11636	0.04805
$GNPR_{US}$					
總效果	-1.19751	0.71924	-0.87150	-2.39897	0.03443
1年	-0.79617	0.68536	-1.09239	-2.18121	-0.11906
2年	-0.09866	0.01676	0.03343	-0.07738	0.03196

註 : 첨자) K=韓國, J=日本, T=臺灣, H=홍콩, S=싱가포르.

이 아니고, 5국그룹의 總對美輸出 중의 비중이기 때문에, 이들 價格效果의 의미가 그렇게 명확하지 못하다 하겠다. 다시 말해, 이 결과에 의하면 여타국의 가격이 증가함에 따라 韓國輸出의 아시아 5국 수출 중의 占有率은 감소하고 있는데 이러한 결과에 명확한 이론적 의의를 부여하기가 어렵다 하겠다. 이론적으로 명확하게 競爭·補完關係를 설명해 줄 수 있는, 이들 5국의 對美輸出物量의 여타국 가격이나 미국가격에 대한 交叉彈力性에 대해서는 다음 節에서 논의하기로 하겠다.

둘째로, 所得彈力性의 경우를 보면, 美國의 所得(혹은 美國의 輸入支出)이 증가할 경우, 日本의 占有率은 증가하고 싱가포르의 占有率도 미세하나마 증가하는 반면, 韓國, 臺灣, 홍콩의 占有率은 큰 폭으로 감소하고 있다. 이러한 결과는 물론, 아시아 5국간 경쟁에 있어서 日本 및 싱가포르의 對美輸出은 일종의 사치재의 성격을 갖는 반면, 韓國, 臺灣, 홍콩의 對美輸出은 필수재의 성격을 갖는다는 앞에서의 결과와 일치되고 있다.

마지막으로 아시아 5국 그룹내에서의 競爭關係를 나타내는 결과와 그룹간 대체관계를 감안한 결과를 비교해 보면, 아시아 신흥공업국들간의 보완관계가 前者에 비해 後者의 경우 대체로 약화되고 있는 반면, 이들과 日本과의 競爭關係는 역으로 보다 강화되고 있다. 한편 所得效果의 경우는 後者의 경우 前者의 결과를 같은 방향으로 더 강화시켜 주고 있다. 그러나 한가지 분명한 것은 양 결과가 서로 일관성을 가지고 있어 아시아 5국만의 분석결과가 보다 일반적인 그룹간의 대체관계를 감안한 결과에서 크게 偏倚되지는 않고 있다는 점이다.

4. 對美輸出物量에 대한 換率效果

〈表 7〉과 〈表 8〉은 추정결과를 對美輸出物量의 彈力性으로 변환한 결과를 요약하고 있는데 〈表 7〉은 아시아 5국그룹내에서의 경쟁관계만을 반영하고, 〈表 8〉은 여기에다 그룹간의 경쟁을 감안한 결과를 보여주고 있다. 한편, 〈表 7〉의 彈性値를 유도하는 데는 式 (20′)과 (19)가, 그리고 〈表 8〉의 경우는 式 (29), (30) 그리고 (32)가 이용되었다.

이 두 표의 결과를 비교해 볼 때 彈性値들이 서로 동일한 부호유형을 보이고 있어 定性的(qualitative) 차원에서는 대체로 동일한 시사를 주고 있지만, 定量的 차원에서는 다소 다른 시사를 주고 있다. 이하에서는 이 결과들이 시사하는 바를 앞의 占有率에 대한 效果와 비교하면서 논의해 보기로 하겠다.

우선 아시아 5국간의 對美輸出에 있어서의 競爭, 補完關係는 앞에서의 결과들과 마찬가지로, 신흥공업 4국은 서로간에(홍콩과 싱가포르의 相互競爭關係를 제외하면) 補完性이 강한 반면 日本에 대해서는 모두가 競爭的 關係를 유지하고 있다. 한편, 〈表 8〉의 결과를 통해 아시아 5국 각각의 수출과 여타국 수출 및 미국 國內財 및 輸入競爭財들과의 競爭·補完關係를 좀더 명확하게 논의할 수 있게 되었는데, 아시아 5국 모두가 여타국 그룹과는 競爭的, 美國의 國內財 및 輸入競爭財와는 보완적인 관계를 보이고 있다.

둘째로는 日本 엔貨에 대한 각 競爭國 輸出物量의 彈性値가 앞의 占有率效果와 비교할 때 많이 낮아지고 있으며, 이러한 현상은 모형이 보다 일반화될수록, 즉 아시아 5국 수출과 여타 競爭財들과의 그룹간 경쟁을 감안할

〈表 7〉 式(25)의 結果에 의한 輸出物量(q_t)의 彈力性

	韓國의 輸出物量	日本의 輸出物量	臺灣의 輸出物量	홍콩의 輸出物量	싱가포르의 輸出物量
(WPI_K/E_K)					
總效果	-1.91163	0.31429	-0.17509	-0.22345	-1.55891
1年	-2.13515	0.74881	-1.41343	-0.84451	-2.00100
2年	-1.07277	-0.09108	0.37680	0.16556	-0.11226
3年	-0.73854	-0.30726	0.77429	0.40834	0.49035
12分期	-0.96517	-0.03619	0.08726	0.04716	0.06399
(WPI_J/E_J)					
總效果	2.28709	-2.07043	1.29475	1.91638	2.28067
1年	0.71982	-1.28163	0.38063	0.86083	-0.64766
2年	0.91793	-1.42727	0.47410	0.63911	1.33560
3年	0.59579	-1.33054	0.40227	0.38296	1.44602
12分期	0.05355	-1.03098	0.03775	0.03348	0.14671
(WPI_T/E_T)					
總效果	-0.23721	0.23381	-1.13939	-0.29586	-1.99799
1年	-0.38335	0.05066	-0.65385	-0.75285	0.54295
2年	0.01390	0.10239	-1.19502	0.09693	-1.18012
3年	0.11744	0.07413	-1.26243	0.32188	-1.23570
12分期	0.01480	0.00663	-1.02809	0.03818	-0.12511
(WPI_H/E_H)					
總效果	-0.21693	0.18435	-0.21071	-2.45485	1.57832
1年	-0.21483	0.09210	-0.33901	-0.94143	0.21456
2年	-0.00583	0.08419	0.10554	-2.34411	1.21654
8分期	0.00372	0.00806	0.02276	-1.16931	0.14722
(WPI_S/E_S)					
總效果	-0.57973	0.13282	-0.52097	0.74208	-1.31190
1年	-0.07054	-0.11055	0.08135	0.80477	-1.10055
2年	-0.45381	0.21394	-0.53403	-0.03791	-1.19031
8分期	-0.05538	0.02943	-0.06829	-0.02478	-1.02104
(M/P^*)					
總效果	0.65841	1.20516	0.75140	0.31569	1.00982
1年	0.78705	1.18332	0.70782	0.41659	0.96816
2年	0.87136	1.02185	1.04359	0.89910	1.04167

註 : 첨자) K=韓國, J=日本, T=臺灣, H=홍콩, S=싱가포르.

경우, 더 심화되고 있다. 이에 의하면 韓國이 對美輸出物量을 現 수준에 유지하고자 할 경우, 엔貨가 對美달러에 대해 1%가 平價切下되면 원貨의 對美달러換率은 1.2%(그룹내 경쟁만 고려)~0.9%(그룹간 경쟁감안)의 平價切下를 도모해야 하는 것으로 나타나고 있다.

〈表 8〉 式(25)와 (26)의 結果에 의한 輸出物量(q_i)의 彈力性

	韓國의 輸出物量	日本의 輸出物量	臺灣의 輸出物量	홍콩의 輸出物量	싱가포르의 輸出物量
(WPI_K/E_K)					
總效果	-1.99100	0.16901	-0.26566	-0.26150	-1.68064
1年	-2.16747	0.70022	-1.44250	-0.86162	-2.04076
2年	-1.11691	-0.14285	0.32393	0.12001	-0.16504
3年	-0.76528	-0.33400	0.74755	0.38161	0.46361
12分期	-0.96724	-0.03826	0.08518	0.04509	0.06192
(WPI_J/E_J)					
總效果	1.79633	-2.96872	0.73468	1.68107	1.52797
1年	0.51995	-1.58213	0.20088	0.75503	-0.89352
2年	0.64496	-1.74739	0.14717	0.35744	1.00927
3年	0.43046	-1.49588	0.23694	0.21763	1.28069
12分期	0.04073	-1.04379	0.02493	0.02066	0.13389
(WPI_T/E_T)					
總效果	-0.35087	0.02575	-1.26911	-0.35035	-2.17232
1年	-0.42964	-0.01894	-0.69548	-0.77735	0.48600
2年	-0.04932	0.02825	-1.27074	0.03170	-1.25571
3年	0.07914	0.03584	-1.30073	0.28359	-1.27399
12分期	0.01183	0.00366	-1.03106	0.03521	-0.12808
(WPI_H/E_H)					
總效果	-0.28359	0.06233	-0.28678	-2.48681	1.47608
1年	-0.24198	0.05128	-0.36342	-0.95580	0.18116
2年	-0.04290	0.04071	0.06114	-2.38237	1.17222
8分期	-0.01873	-0.01439	0.00030	-1.19177	0.12476
(WPI_S/E_S)					
總效果	-0.60993	0.07753	-0.55545	0.72760	-1.35823
1年	-0.08284	-0.12905	0.07028	0.79826	-1.11568
2年	-0.47061	0.19424	-0.55415	-0.05524	-1.21040
8分期	-0.06556	0.01926	-0.07847	-0.03496	-1.03122
P^O					
總效果	0.49414	0.90448	0.56393	0.23693	0.75788
1年	0.43006	0.64659	0.38676	0.22763	0.52902
2年	0.17783	0.20855	0.21298	0.18349	0.21259
P^{US}					
總效果	-1.36275	-2.49441	-1.55523	-0.65341	-2.09010
1年	-1.71929	-2.58493	-1.54621	-0.91002	-2.11491
2年	1.00490	1.17845	1.20352	1.03689	1.20130
$GNPR_{US}$					
總效果	2.30816	4.22492	2.63417	1.10671	3.54010
1年	2.94253	4.42406	2.64631	1.55749	3.61964
2年	0.66831	0.78373	0.80041	0.68959	0.79893

註 : 첨자) K=韓國, J=日本, T=臺灣, H=홍콩, S=싱가포르.

이 결과를 앞의 占有率效果와 연관해서 해석해 본다면 만일 원貨가 엔貨와 대체로 같은 정도로 美달러貨에 대해 平價切下된다면 韓國의 對美輸出物量은 대체로 現 수준을 유지할 수 있겠지만, 韓國의 輸出占有率은 오히려 크게(최대 1.7%까지) 감소하게 된다고 볼 수 있다.

輸出市場의 개척이란 단순한 輸出物量의 증대뿐만 아니라 적어도 輸出市場에서의 우리상품의 상대적 지위, 즉 市場占有率을 증대시키는 것도 중요한 의의가 있다고 판단되기 때문에, 對美輸出市場에서의 韓國과 日本間의 間接的競爭關係가 강하다는 사실은 앞으로 輸出市場管理를 위한 제반정책의 수립에 있어 큰 제약이 될 것으로 판단되며, 특히 換率政策의 운용에 있어서도 이 점이 충분히 감안되어야 할 것이다. 이러한 결과의 換率政策運用에 있어서의 시사점에 대해서는 결론에서 상술하기로 하겠다.

셋째로, 換率變動이 수출에 미치는 효과는 긴 시차를 갖는 것으로 나타나고 있는데, 韓國, 日本, 臺灣의 경우는 12분기, 홍콩, 싱가포르의 경우는 8분기의 時差效果를 보이고 있다. 각국의 自國價格 및 換率效果의 시차구조를 보면 모든 나라의 경우 전시차기간에 걸쳐 陽(陰)의 換率(價格)效果가 나타나고 있어 소위 換率變動의 J-커브효과와 같은 時差構造는 관찰되지 않고 있다. 그런데 한가지 흥미있는 國別時差構造의 차이는, 換率效果가 韓國의 경우는 첫해에 가장 강하게 나타나는 반면, 日本, 홍콩, 싱가포르는 둘째해에, 臺灣은 셋째해에 강하게 나타나고 있어, 韓國의 경우는 그 효과가 초기에 집중되고 있는 반면, 다른 나라의 경우는 1~2년 이후에 더 강한 효과가 나타나는 것으로 관찰되고 있다.

넷째로, 所得效果를 보면, 아시아 5국만을 그룹으로 해서 볼 때 日本과 싱가포르의 對美輸出은 사치재, 韓國, 臺灣, 홍콩의 수출은 필수재로 나타나고 있어 앞의 占有率 결과와 일치하고 있으나, 그룹간 경쟁을 감안할 경우, 즉 보다 일반화된 세계속에서의 對美輸出競爭에 있어서의 所得效果는 이들 아시아 5국 수출이 모두 사치재로서 美國 實質GNP에 대한 所得彈力性이 전부 1을 크게 상회하고 있다. 예로서 美國의 實質GNP가 1% 성장할 경우, 韓國의 輸出物量은 2.3%, 日本의 輸出物量은 4.2% 증가하는 것으로 나타나고 있다. 한편, 이 결과는 아시아 5국이 서로간에 정도의 차이는 있지만 모두가 美國의 성장에 따른 輸入需要增大로 美國 GNP(혹은 總支出)에 있어서의 占有率의 증가를 향유하였으며 이 중 특히 日本이 가장 많은 占有率向上을 경험하였음을 시사하고 있다.

한편 여기서의 物量效果와 앞에서의 占有率效果間에 있어서, 그룹간 경쟁을 감안한 〈表 6〉과 〈表 8〉의 所得效果가 서로 차이를 보이는 것은 占有率效果의 경우는 美國의 GNP에 대한 占有率이 아니고 아시아 5국의 對美輸出에 대한 占有率效果이기 때문에, 여기서(表 8)와 같이 그룹간 경쟁하(式 26)에서 5국이 전부 사치재성격을 갖는다 하더라도 韓國, 臺灣, 홍콩이 日本, 싱가포르에 비해 그 所得效果가 상대적으로 낮기 때문에 그룹내 占有率로 볼 때(表 6) 前者는 필수재, 後者는 사치재로 나타나게 될 것이라는 사실 때문이다. 따라서 이 두 결과간의 차이는 일관성결여의 문제가 아니고 예산운용단계의 상이에 따른 측정상의 문제에 불과하다 하겠다.

끝으로 아시아 5국만의 그룹내 競爭關係(表 7)와 그룹간 競爭關係를 감안한 결과(表 8)를 비교해 볼 때, 美國 소비자들의 2단계 豫算運用體系 가정하에서 아시아 5국을 한 그룹으로 설정하더라도 그 결과는 보다 일반적인 경우에 비해 크게 偏倚되지 않는다는 것을 알 수 있다. 특히 아시아 5국들간의 競爭·補完關係가 두 경우 모두 동일하게 나오고 있어, 2단계 豫算運用體系假定과 그룹분류상의 자의성에 의해 결과가 크게 偏倚된 증거는 관찰되지 않고 있다.

IV. 아시아 5國의 對美輸出 競爭關係의 再吟味

지금까지의 결과분석에 의하면 아시아 5국간의 競爭關係는 日本과 아시아 NICS간에는 競爭的 關係, 아시아 NICS 중에서는 홍콩과 싱가포르가 서로 경쟁적인 것을 제외하면 서로간에 補完的 關係를 보이고 있다. 拙稿(左承喜, 1987)에서도 韓國·日本·臺灣간의 경쟁관계는 韓國과 臺灣간에는 補完關係가 있고, 이들 두 나라는 모두 日本에 대해서는 경쟁적인 것으로 나오고 있어 여기서의 결과와 일치하고 있다. 그러나 Yoo(1990)는 韓國·臺灣·홍콩의 對美輸出構造分析에서 換率效果를 통해서 볼 때 오히려 韓國과 臺灣은 서로 경쟁적이고 이들 두 나라는 日本과 홍콩에 대해서 보완적이라는 결과를 보고하고 있다. 여기서의 분석모형과 Yoo의 분석모형과는 서로 크게 다를 뿐만 아니라[16] 後者의 경우 前者와 달리 연간자료를 이용하고 분석기간도 1965년부터라는 차이점에도 불구하고, Yoo의 결과가 이 분야에서 흔치 않은 체계적 연구의 결과이기 때문에, 그리고 아시아 NICS간에는 경쟁적 관계가 있을 것이라는 것이 아마도 일반상식이 아닌가 사료되기 때문에 이 점에 대해 좀더 상술하기로 하겠다.

우선 본격적인 논의에 앞서, 한가지 개념적으로 명확히 해야 할 것은 여기서의 競爭·補完關係는, 이들 나라들의 輸出財供給에서의 경쟁관계가 아니고, 미국소비자들의 效用函數 혹은 미국수입업자들의 輸入需要에 있어서의 競爭關係를 의미한다는 점이다. 따라서 이 문제에 대한 해답을 구하기 위해서는 미국소비자의 소비패턴이나 수입업자들의 수입패턴에 대한 분석이 필요할 것이며, 이들 아시아 5국간의 產業構造나 輸出品生產構造 등 공급측면의 분석만으로는 충분하지 못할 것이다.

美國의 수입패턴을 설명해 줄 수 있는 자료로는 이들 아시아 5국의 對美輸出構造에 관한 자료를 이용할 수 있을 것이다. 一國의 對美輸出構造란 역으로 美國의 이 나라로부터의 輸入構造이며, 나아가 이 나라의 供給構造하고는 다른 개념으로서 美國의 輸入需要패턴에 의해 크게 영향을 받게 된다. 어떤 財貨가 國內財나 輸入競爭財의 위치에서 輸出財의 위치로 전환하는 과정은 생산성의 향상 등 공급측면에서의 輸出競爭力向上은 물론 수입수요측면에서의 해당재화에 대한 需要(增大)도 중요한 역할을 하게 되며, 나아가 일국의 주어진

16) Yoo의 모형은 수요이론측면에서 볼 때 생략된 변수가 있을 뿐만 아니라 生產能力變數(capacity variable)가 추가되고 있어, 需要와 供給 兩面의 요인을 다 감안하고 있기 때문에 여기서의 純粹需要函數體系와 직접적으로 비교하는 데는 어려움이 없지 않다.

生產能力下에서, 國別輸出의 割當(供給)은 결정적으로 수입국의 수입수요패턴에 의해 영향을 받게 될 것이다. 예로서, 韓國의 자동차수출이 주로 미국시장으로 향하는 것은 바로 美國의 한국자동차에 대한 수요가 다른 나라들에 비해 크기 때문이지 공급측면에서의 영향 때문이라고 하기는 어렵다 하겠으며, 주어진 자동차생산을 內需와 輸出間에 배분하는 문제도 國內需要와 輸出需要와의 상대적 크기에 의해 결정된다고 할 수 있을 것이다. 韓國의 전자제품의 對美輸出比重이 높은 것은 그만큼 美國에서의 수요가 다른 시장에 비해 상대적으로 크기 때문이라 할 것이다. 여기서의 요점은, 일정재화의 總輸出은 그 生產 및 供給能力은 물론 內需와 輸出需要의 비중에 의해 결정되며, 특히 이들 재화의 國別輸出配分에 있어서는 生產能力의 영향이 전혀 없지는 않겠지만, 수요측면의 요인이 보다 우세한 영향을 미칠 것이라는 점이다.

그러면 현실적으로 이러한 미국의 國別輸入構造資料를 가지고 어떻게 競爭·補完關係를 판단할 수 있는가? 美國의 輸入需要(소비자의 消費需要)에 있어서, 어떤 두 나라로부터의 輸入構造가 어떤 기간에 걸쳐 아주 유사한 유형을 보인다고 한다면 이는 표본기간중 이 두 나라로부터 동일한 部類의 품목에 대해서 동시에 수입을 증가시키거나 감소시켜 왔음을 의미하는 것으로, 극단적인 경우 만일 이 두 나라로부터의 수입사이에 固定比率을 유지해 왔다면, 양국으로부터의 輸入構造간의 相關關係는 1이 될 것이다. 만일 어떤 이유에서든, 美國의 어떤 두 나라로부터의 수입이 표본기간에 있어 서로간에 거의 固定比率을 유지했다고 할 수 있을 정도로 그 輸入構造가 높은 유사성을 보인다면, 이러한 자료를 이용한 需要函數分析은 이 두 나라로부터의 수입이 서로 보완적이라는 결과를 보여주게 될 것이다[17]. 따라서 이러한 논리에 따른다면, 美國의 아시아 5국으로부터의 輸入構造간의 相關關係가 높을수록 이들로부터의 수입은 보완적인 관계를, 그리고 同 상관관계가 낮을수록 경쟁적인 관계를 보인다고 할 수 있을 것이다[18].

〈表 9〉는 1974~1989년간 美國의 아시아 5국으로부터의 제조업부문의 29個 品目別 輸入構造의 국가간 상관계수를 보여주고 있으며, 〈表 10〉은 이러한 상관관계를 70년대와 80년대로 나누어 보여주고 있다. 이 결과는 위의 논리에 따른다면 대체로 본 연구에서 얻어지는 競爭·補完關係와 배치되지는 않는다고 하

〈表 9〉 1974~87년간 美國의 아시아 5國으로부터의 品目別輸入構造의 相關關係[1)]

	日本	韓國	臺灣	홍콩	싱가포르	NICS[2)]
日 本	-	.33	.35	.14	.51	.33
韓 國	.33	-	.93	.84	.62	-
臺 灣	.35	.93	-	.79	.72	-
홍 콩	.14	.84	.79	-	.47	-
싱가포르	.51	.62	.72	.47	-	-
NICS	.33	-	-	-	-	-

註 : 1) 相關係數는 3단위(digit) KSIC 산업분류 중 製造業部門(311-390) 29個 품목의 各國別 輸入에서의 占有率의 국가간 相關係數임.
2) 韓國, 臺灣, 홍콩, 싱가포르를 포함.
3) 資料出處 : OECD trade tape.

17) 주지하는 바와 같이 需要理論에서도 固定比率로 소비되는 재화간에는 보완적 관계가 있는 것으로 해석한다.
18) 拙稿(左承喜, 1987a)에서도 여기서의 주장과 유사한 시각에서 美國市場에서의 韓國과 臺灣간의 보완적 관계를 설명하고 있다.

〈表 10〉 70년대 및 80년대의 美國의 아시아 5國으로부터의 品目別 輸入構造의 相關關係

		日 本	韓 國	臺 灣	홍 콩	싱가포르	NICS
日本	1974~79		.19	.27	.10	.41	.24
	1980~87		.35	.36	.15	.52	.36
韓國	1974~79			.94	.86	.58	-
	1980~87			.92	.83	.62	-
臺灣	1974~79				.80	.75	-
	1980~87				.78	.71	-
홍콩	1974~79					.45	-
	1980~87					.48	-

註 : 〈表 9〉의 註 참조.

겠다.

다소 자의적이긴 하지만, 相關係數가 0.5를 중심으로 그보다 훨씬 더 이상이면 補完的, 그보다 훨씬 작으면 競爭的 關係라고 한다면, 〈表 9〉가 시사하는 競爭·補完關係는 싱가포르와 日本간의 相關關係가 0.51로서 다소 애매한 것을 제외하면 모든 경우에 있어 회귀분석결과와 일치하고 있다. 한편 이 결과는 〈表 10〉에 의해서도 확인되고 있는데, 1970년대의 경우는 완전히 회귀분석결과와 일치하고 있으며, 이러한 관계는 80년대에 들어와서도(다시, 日本과 싱가포르의 관계(0.52)가 다소 애매해진 것을 제외하면) 그대로 유지되고 있다. 日本과 아시아 NICS 4국간의 경쟁관계는 개별적으로 확인될 뿐만 아니라 NICS 전체로서도 競爭關係가 확인되고 있기도 하다.

그러나 통상적으로 輸出構造가 공급측면에서의 競爭關係를 반영한다고 보는 시각에서 볼 때에는 정반대의 논의가 가능하지 않나 사료된다. 즉, 이런 시각에 의하면 어느 두 나라가 그 輸出構造가 서로 유사하여 높은 상관관계를 보인다면, 그만큼 같은 輸出市場에서 서로 경쟁하게 될 확률이 높기 때문에 이들 두 나라의 수출은 "競爭的"이라고 본다[19]. 그러나 이러한 논리는 우선 앞에서 논의한 바와 같이 輸出構造가 공급측면을 반영한다는 시각 자체에도 문제가 있을 뿐만 아니라, 여기서의 "競爭"이라는 표현은 "販賣競爭"을 의미하는 것으로, 需要理論에서와 같은 代替財(競爭財)와 補完財의 개념과는 상이하고 또한 이론적으로도 명확하게 그 개념이 정립되어 있지 않다 하겠다. 그러나 어쨌든 이 문제에 대한 보다 명확한 해답을 구하기 위해서는 앞으로 보다 많은 연구가 있어야 할 것으로 판단된다.

19) 사실상 本稿의 지정논평자 중의 한사람인 兪正鎬 박사는 〈表 9〉와 〈表 10〉의 결과 중 상관계수가 높(낮)은 것은 이들간의 對美輸出供給能力 혹은 供給패턴이 그만큼 유사(상이)하다는 것을 의미하기 때문에 이는 본문의 해석과는 반대로 서로 競爭(補完)的인 관계를 시사할 가능성이 높다고 지적하였다.

V. 結　　論

본 연구의 의의는 두가지 측면에서 평가될 수 있을 것으로 보인다. 우선은 아시아 NICS와 日本의, 美國의 이들로부터의 수입에 있어서 서로간의 競爭關係를 분석함으로써 世界經濟에 있어서의 그 중요성이 점차 커지고 있는 이들 아시아 5국의 對美輸出市場에서의 경쟁양태를 규명할 수 있게 되었다는 점이다. 이에 있어서의 가장 중요한 발견은 앞의 [圖 2]에서 요약한 바와 같이, 아시아 NICS 4국은 日本과는 경쟁적이면서 서로간에는(홍콩, 싱가포르가 서로 경쟁적인 관계를 유지하는 것을 제외하면) 補完的인 관계를 유지하고 있다는 점이다. 한편, 이들 아시아 5국은 모두가 캐나다와 유럽선진국 그룹에 대해서는 競爭的인 관계를 보이는 반면, 美國의 國內財와는 보완적인 관계를 보이고 있는데, 이 점 또한 흥미로운 발견이라 하겠다. 그리고 美國의 總消費支出에 있어서, 이들 아시아 5국으로부터의 수입은 一個의 그룹으로서는 물론 각각으로서도 사치재와 같이 높은 所得彈力性을 보이고 있으나, 이들 5국으로부터의 美國의 수입에 있어서는 韓國, 臺灣과 홍콩은 필수재와 같이 낮은 所得彈力性을 보이고 있는 반면 日本과 싱가포르는 사치재와 같이 높은 所得彈力性을 보이고 있다는 점도 흥미롭다 하겠다.

다음으로는 이러한 競爭關係의 규명에 따라 換率變動이 수출에 미치는 효과를 보다 명확하게 이해할 수 있게 되었다는 점이다. 이 연구에서는 換率과 輸出價格間의 연계관계, 즉 換率變動에 따른 輸出價格의 變動效果와, 輸出價格의 변동에 따른 美國의 輸入需要의 반응에 대해서는 직접적으로 분석하지 않고 이 과정을 換率變動과 美國 輸入需要變動間의 시차효과에 의해 포착하는 연구전략을 택하였다. 이러한 전략하에서는 換率變動에서 輸出價格變動을 거쳐 美國의 輸入需要變動으로 이어지는 과정 중 중간과정에 대한 명확한 정보를 얻지 못하는 약점은 있으나, 換率變動의 美國의 輸入需要에 미치는 최종효과를 추적하는 데는 문제가 없다 하겠다. 특히 換率變動이 輸出價格에 미치는 효과에 대한 이론적 분석틀이 잘 정착되지 못하고 있을 뿐만 아니라 換率의 輸入需要에 미치는 효과를 직접적으로 분석하기 위해서는 換率效果를 이미 다 반영하고 있는 輸出價格(單價) 대신에 직접 換率과 都賣物價를 설명변수로 이용하는 것이 보다 효율적이기 때문에 여기서 택한 전략은 나름대로의 유용성을 갖는다고 할 수 있을 것이다.

우선 自國換率變動의 수출에 미치는 효과는 總效果에 있어서 陽의 기대효과를 보이고 있을 뿐만 아니라 전시차기간에 걸쳐서도 陽의 효과를 보이고 있는데 이러한 시차구조는 소위 J-커브현상과는 다소 괴리가 있는 것으로 판단된다.

다음으로 換率의 交叉效果의 경우는 엔화환율변동의 交叉效果가 대단히 강하게 나타나고 있어 아시아 NICS는 70년대나 80년대 상반기중의 「엔」低期間동안 일본에 의한 對美輸出占有率은 물론 輸出物量의 잠식을 감수할 수 밖에 없었던 것으로 판단된다. 이 결과에 의하면 韓國의 경우, 앞으로 對美輸出市場占有

率이나 輸出物量의 유지를 위해서는 원화의 對美달러換率이 臺灣, 홍콩, 싱가포르 등 여타 NICS 通貨의 對美달러換率의 움직임보다도 엔화의 對美달러換率의 움직임을 잘 반영할 수 있도록 함으로써, 韓國輸出에 대한 일본 엔화의 높은 交叉效果를 상쇄시켜 나가야 한다는 시사를 얻게 된다.

이러한 換率效果에 대한 새로운 발견은 앞으로 우리나라 換率政策의 운용에 있어 중요한 시사를 준다고 하겠다. 앞으로는 換率政策이 과거와 같이 단선적으로 수출촉진을 위한 수단으로 이용될 수도 없을 뿐만 아니라, 그렇게 이용되어서도 안되겠지만, 적어도 實質換率의 안정을 도모함으로써 輸出競爭力의 유지에 기여하는 것이 換率政策의 목표 중의 하나라는 점에서, 이러한 우리나라의 對美輸出與件上의 애로를 타개해 줄 수 있도록 換率制度의 개선을 도모해 나가는 것이 필요할 것으로 보인다.

현재의 市場平均換率制度는 여러가지 측면에서 과거의 바스켓환율제도에 비해 크게 개선되었으며, 自由變動換率制度로 이행해 가는 중간단계적인 제도로서 원칙적으로는 外換市場의 수급상황에 의해 환율이 결정되게 되어 있으나, 換率의 일일 變動幅이 전일의 市場平均換率의 상하 0.4% 범위내로 제한됨으로써, 外換市場에서 外換需給狀況이 환율변동에 반영될 수 있는 여지가 크게 한정되고 있다. 마찬가지로 이 제도하에서는 원화의 對美달러換率이 엔달러換率의 변동에 따른 우리나라의 貿易收支나 國際收支變動效果를 반영할 수 있는 여지도 크게 제한을 받고 있다. 예를 들어 본 연구결과에 의하면 韓國이 對美輸出物量을 일정수준에 유지하기 위해서는 적어도 원화의 對美달러換率이 엔화의 對달러切下幅만큼은 절하되어야 하는 것으로 관찰되고 있다. 이러한 換率變動에 대한 期待效果가 外換市場에 적절히 반영된다면, 어느 시장일에 있어 엔화가 美달러에 대해 1% 평가절하될 경우, 우리 원화도 적어도 1% 정도는 美달러貨에 대해 평가절하될 것으로 기대할 수 있을 것이다. 그러나 현재의 제도하에서는 원화환율이 단지 일일에 上下 0.4%밖에는 변동될 수 없기 때문에, 현실적으로 外換市場이 이러한 엔화의 對美달러換率 變動效果를 적절히 반영할 수 있는 여지가 제한되고 있다 하겠다.

이런 측면에서 볼 때 앞으로 우리나라의 換率制度는 물론 장기적으로는 환율의 일일변동폭규제를 폐지함으로써 궁극적으로 自由變動換率制度로 이행해 나가야 할 것으로 생각되지만, 단기에 있어서도 그 일일변동폭을 타소간 신축적으로 조정할 수 있는 제도적 장치를 마련해 나가야 할 것으로 사료된다.

끝으로 앞으로의 연구과제와 관련해서는, 第IV章에서 이미 길게 논의한 바와 같이, 本稿에서 관찰된 아시아 5國의 對美輸出에 있어서의 競爭補完關係는 或者들에게는 의외의 결과일 수도 있다고 판단되기 때문에, 앞으로 이 문제에 대해 보다 많은 정보를 제공해 줄 수 있는 연구가 많이 이루어지기를 기대해 본다.

〈表 3-1〉 PDL, 同次性, 對稱性 制約下 式(25)의 推定結果의 PDL 時差構造

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			홍콩의 占有率			싱가포르의 占有率
	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數
(WPI_K/E_K)													
總效果	-0.09621	79.9874	0.0000	0.21069	137.7959	0.0000	-0.02917	3.8853	0.0487	-0.02502	4.0607	0.0439	-0.06028
時差 0	-0.04363	32.2873	0.0000	0.19301	94.0192	0.0000	-0.08883	69.1291	0.0000	-0.03154	11.1207	0.0009	-0.02901
1	-0.03338	35.7674	0.0000	0.14057	98.0261	0.0000	-0.06246	65.5657	0.0000	-0.02266	11.0819	0.0009	-0.02207
2	-0.02427	41.8729	0.0000	0.09439	105.0983	0.0000	-0.3935	58.7868	0.0000	-0.01485	10.8905	0.0010	-0.01592
3	-0.01632	54.5180	0.0000	0.05448	120.1754	0.0000	-0.01949	42.8057	0.0000	-0.00813	9.9435	0.0016	-0.01055
1年	-0.11761			0.48246			-0.21012			-0.07718			-0.07755
4	-0.00952	79.9874	0.0000	-0.02084	137.7959	0.0000	-0.00289	3.8853	0.0487	-0.00247	4.0607	0.0439	-0.00596
5	-0.00386	19.9672	0.0000	-0.00654	8.7573	0.0031	0.01046	55.4352	0.0000	0.00210	2.8729	0.0901	-0.0216
6	0.00065	0.2031	0.6523	-0.02765	43.4326	0.0000	0.02055	84.5882	0.0000	0.00560	7.7504	0.0054	0.00086
7	0.00400	4.2482	0.0393	-0.04250	56.5123	0.0000	0.02738	86.9368	0.0000	0.00803	9.2052	0.0024	0.00309
2年	-0.00873			-0.05586			0.05551			0.01326			-0.00418
8	0.00621	7.7058	0.0055	-0.05108	62.8026	0.0000	0.03096	86.3653	0.0000	0.00938	9.7583	0.0018	0.00453
9	0.00727	10.0586	0.0015	-0.05340	66.4551	0.0000	0.03128	85.5375	0.0000	0.00965	10.0801	0.0015	0.00520
10	0.00717	11.7041	0.0006	-0.4945	68.8326	0.0000	0.02834	84.8086	0.0000	0.00885	10.2541	0.0014	0.00507
11	0.00593	12.9061	0.0003	-0.03923	70.5008	0.0000	0.02215	84.2099	0.0000	0.00698	10.3674	0.0013	0.00417
3年	0.02658			-0.19316			0.11274			0.03487			0.01897
12	0.00354	13.8184	0.0002	-0.02275	71.7350	0.0000	0.01270	83.7216	0.0000	0.00403	10.4465	0.0012	0.00248

〈表 3-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			홍콩의 占有率			싱가포르의 占有率
	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數
(WPI_J/E_J)													
總效果	0.21069	137.7959	0.0000	-0.59184	135.5894	0.0000	0.16576	31.1405	0.0000	0.12690	26.4566	0.0000	0.08849
時差 0	0.00976	16.7563	0.0000	-0.00023	0.0017	0.9674	-0.00020	0.0023	0.9616	0.00861	3.1069	0.0780	-0.01794
1	0.01370	52.9397	0.0000	-0.01967	17.3486	0.0000	0.00532	2.8594	0.0908	0.01015	7.5183	0.0061	-0.00950
2	0.01686	104.4385	0.0000	-0.03587	65.7307	0.0000	0.00993	14.3392	0.0002	0.01131	15.4655	0.0000	-0.00224
3	0.01924	135.8188	0.0000	-0.04882	111.3272	0.0000	0.01362	26.7280	0.0000	0.01212	23.9807	0.0000	0.00384
1年	0.05957			-0.10460			0.02868			0.04219			-0.02584
4	0.02084	137.7959	0.0000	-0.05853	135.5894	0.0000	0.01639	31.1405	0.0000	0.01255	26.4566	0.0000	0.00875
5	0.02165	127.5396	0.0000	-0.06500	144.9977	0.0000	0.01825	30.9249	0.0000	0.01262	23.6345	0.0000	0.01248
6	0.02168	115.8151	0.0000	-0.06823	147.4749	0.0000	0.01918	29.5089	0.0000	0.01232	19.7953	0.0000	0.01504
7	0.02093	105.6981	0.0000	-0.06821	147.1060	0.0000	0.01920	28.0282	0.0000	0.01166	16.6147	0.0000	0.01642
2年	0.08510			-0.25997			0.07302			0.04916			0.05269
8	0.01940	97.5334	0.0000	-0.06495	145.6617	0.0000	0.01829	26.7436	0.0000	0.01063	14.2381	0.0002	0.01662
9	0.01708	91.0175	0.0000	-0.05844	143.8836	0.0000	0.01647	25.6779	0.0000	0.00924	12.4811	0.0004	0.01565
10	0.01399	85.7821	0.0000	-0.04870	142.0781	0.0000	0.01373	24.7997	0.0000	0.00748	11.1619	0.0008	0.01350
11	0.01011	81.5231	0.0000	-0.03571	140.3672	0.0000	0.01007	24.0719	0.0000	0.00535	10.1491	0.0014	0.01018
3年	0.06057			-0.20780			0.05857			0.03270			0.05595
12	0.00544	78.0106	0.0000	-0.01948	138.7931	0.0000	0.00550	23.4630	0.0000	0.00286	9.3540	0.0022	0.00568

〈表 3-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			홍콩의 占有率			싱가포르의 占有率
	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數
(WPI_T/E_T)													
總效果	-0.02917	3.8853	0.0487	0.16576	31.1405	0.0000	-0.02557	0.6392	0.4240	-0.03377	1.9011	0.1680	-0.07725
時差 0	-0.01603	18.8491	0.0000	0.00844	0.9266	0.3357	0.02110	13.2281	0.0003	-0.02843	22.1886	0.0000	0.01491
1	-0.01206	20.0115	0.0000	0.01131	3.3237	0.0683	0.01377	10.4528	0.0012	-0.02079	25.4772	0.0000	0.00778
2	-0.00855	19.2401	0.0000	0.01359	10.4190	0.0012	0.00738	5.0696	0.0243	-0.01407	26.6112	0.0000	0.00164
3	-0.00549	12.8893	0.0003	0.01529	25.1377	0.0000	0.00195	0.4325	0.5108	-0.00825	14.6926	0.0001	-0.00350
1年	-0.04213			0.04863			0.04421			-0.07154			0.02083
4	-0.00289	3.8853	0.0487	0.01639	31.1405	0.0000	-0.00253	0.6392	0.4240	-0.00334	1.9011	0.1680	-0.00764
5	-0.00074	0.2102	0.6466	0.01692	23.8698	0.0000	-0.00606	2.9369	0.0866	0.00066	0.0490	0.8248	-0.01078
6	0.00095	0.2795	0.5970	0.01685	17.2893	0.0000	-0.00863	5.0177	0.0251	0.00376	1.1594	0.2816	-0.01293
7	0.00218	1.2943	0.2553	0.01620	13.2516	0.0003	-0.01026	6.5328	0.0106	0.00594	2.4636	0.1165	-0.01408
2年	-0.00049			0.06637			-0.02747			0.00702			-0.04543
8	0.00296	2.3401	0.1261	0.01497	10.7632	0.0010	-0.01093	7.6095	0.0058	0.00722	3.5398	0.0599	-0.01423
9	0.00328	3.2285	0.0724	0.01315	9.1383	0.0025	-0.01065	8.3902	0.0038	0.00759	4.3852	0.0363	-0.01338
10	0.00315	3.9527	0.0468	0.01074	8.0155	0.0046	-0.00941	8.9728	0.0027	0.00706	5.0510	0.0246	-0.01153
11	0.00255	4.5411	0.0331	0.00775	7.2021	0.0073	-0.00723	9.4201	0.0021	0.00561	5.5834	0.0181	-0.00868
3年	0.01194			0.04660			-0.03821			0.02748			-0.04781
12	0.00150	5.0233	0.0250	0.00417	6.5898	0.0103	-0.00409	9.7722	0.0018	0.00326	6.0164	0.0142	-0.00484

〈表 3-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			홍콩의 占有率			싱가포르의 占有率
	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數
(WPI_H/E_H)													
總效果	-0.02502	4.0607	0.0439	0.12690	26.4566	0.0000	-0.03377	1.9011	0.1680	-0.12922	18.6629	0.0000	0.06110
時差 0	-0.00921	2.0796	0.1493	0.01526	0.6733	0.4119	-0.02504	6.4609	0.0110	0.02629	9.5895	0.0020	-0.00730
1	-0.00678	3.8644	0.0493	0.01694	2.9481	0.0860	-0.01616	8.5865	0.0034	0.00599	1.7434	0.1867	0.00002
2	-0.00471	7.9052	0.0049	0.01777	22.6858	0.0000	-0.00881	7.3979	0.0065	-0.00996	8.6653	0.0032	0.00571
3	-0.00299	2.1164	0.1457	0.01776	15.6226	0.0000	-0.00298	0.5950	0.4405	-0.02157	20.6574	0.0000	0.00977
1年	-0.02369			0.06774			-0.05299			0.00075			0.00820
4	-0.00161	0.2845	0.5938	0.01691	4.8648	0.0274	0.00133	0.0655	0.7980	-0.02884	22.2085	0.0000	0.01221
5	-0.00059	0.0270	0.8695	0.01522	2.5585	0.1097	0.00411	0.4801	0.4884	-0.03176	22.1195	0.0000	0.01302
6	0.00008	0.0006	0.9812	0.01268	1.7048	0.1917	0.00537	0.8463	0.3576	-0.03034	21.8386	0.0000	0.01221
7	0.00041	0.0185	0.8920	0.00929	1.2851	0.2569	0.00510	1.1167	0.2906	-0.02457	21.5745	0.0000	0.00977
2年	-0.00171			0.05410			0.01591			-0.11551			0.04721
8	0.00038	0.0442	0.8335	0.00507	1.0423	0.3073	0.00331	1.3168	0.2512	-0.01446	21.3542	0.0000	0.00570

<表 3-1>의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			홍콩의 占有率			싱가포르의 占有率
	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數
(WPI_S/E_S)													
總效果	-0.06028	44.3938	0.0000	0.08849	31.4583	0.0000	-0.07725	30.0518	0.0000	0.06110	17.2564	0.0000	-0.01205
時差 0	0.00725	3.4711	0.0625	-0.05672	29.2553	0.0000	0.02157	10.5003	0.0012	0.02785	23.9716	0.0000	0.00005
1	0.00001	0.0000	0.9968	-0.02561	17.3312	0.0000	0.00683	2.8898	0.0891	0.01955	27.9581	0.0000	-0.00078
2	-0.00562	14.9624	0.0001	-0.00071	0.0538	0.8166	-0.00482	4.3347	0.0373	0.01254	26.9807	0.0000	-0.00140
3	-0.00965	54.3527	0.0000	0.01800	59.8007	0.0000	-0.01339	42.2900	0.0000	0.00684	11.2180	0.0008	-0.00181
1年	-0.00801			-0.06504			0.01020			0.06679			-0.00394
4	-0.01206	56.5458	0.0000	0.03050	78.2197	0.0000	-0.01887	51.3089	0.0000	0.00245	1.1715	0.2791	-0.00202
5	-0.01287	49.4682	0.0000	0.03681	72.6748	0.0000	-0.02126	47.9947	0.0000	-0.00065	0.0682	0.7939	-0.00203
6	-0.01206	44.1382	0.0000	0.03691	68.2328	0.0000	-0.02058	44.7323	0.0000	-0.00244	1.0087	0.3152	-0.00183
7	-0.00965	40.5385	0.0000	0.03081	65.2692	0.0000	-0.01680	42.3685	0.0000	-0.00293	2.1059	0.1467	-0.00142
2年	-0.04664			0.13502			-0.07751			-0.00357			-0.00730
8	-0.00563	38.0327	0.0000	0.01850	63.2209	0.0000	-0.00994	40.6640	0.0000	-0.00212	3.0396	0.0813	-0.00081

〈表 3-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			홍콩의 占有率			싱가포르의 占有率
	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數
(M/P^*)													
總效果	-0.03473	47.5200	0.0000	0.12898	67.9949	0.0000	-0.03620	22.6476	0.0000	-0.05843	73.4454	0.0000	0.00038
時差 0	-0.00375	1.9018	0.1679	0.04441	31.3226	0.0000	-0.02139	24.0284	0.0000	-0.01803	9.5895	0.0020	-0.00124
1	-0.00533	14.3980	0.0001	0.03285	62.0603	0.0000	-0.01304	36.0894	0.0000	-0.01399	1.7434	0.1867	-0.00049
2	-0.00620	47.8058	0.0000	0.02303	65.9906	0.0000	-0.00646	21.1225	0.0000	-0.01043	8.6653	0.0032	0.00007
3	-0.00637	30.5025	0.0000	0.01495	17.4511	0.0000	-0.00165	0.7261	0.3941	-0.00737	20.6574	0.0000	0.00044
1年	-0.02165			0.11524			-0.04254			-0.04982			-0.00123
4	-0.00583	18.2124	0.0000	0.00861	4.2861	0.0384	0.00141	0.3730	0.5414	-0.00480	22.2085	0.0000	0.00061
5	-0.00459	13.0040	0.0003	0.00400	1.0866	0.2972	0.00270	1.5776	0.2091	-0.00271	22.1195	0.0000	0.00060
6	-0.00265	10.3615	0.0013	0.00113	0.2103	0.6466	0.00223	2.5849	0.1079	-0.00111	21.8386	0.0000	0.00040
2年	-0.01308			0.01373			0.00635			-0.00862			0.00161

〈表 4-1〉 式(26) 推定結果의 PDL 時差構造

	P^*		P^o		P^{US}		$GNPR_{US}$	
	係 數	t 값	係 數	t 값	係 數	t 값	係 數	t 값
總效果	-0.00631	-2.19106	0.00414	1.74093	0.00218	1.88132	0.01349	11.18845
時差 0	0.00053	0.41182	-0.00240	-1.27854	-0.00232	-0.58779	-0.00114	-0.29385
1	-0.00092	-1.58513	0.00252	1.68588	-0.00179	-0.59539	0.00871	3.15764
2	-0.00088	-1.84981	0.00177	2.37241	0.00005	0.03123	0.00499	3.49414
3	-0.00083	-2.11088	0.00116	2.17324	0.00127	2.34593	0.00218	3.11167
1年	-0.00210		0.00305		-0.00280		0.01475	
4	-0.00077	-2.30966	0.00067	1.02473	0.00187	3.07889	0.00028	0.38375
5	-0.00071	-2.38621	0.00032	0.47525	0.00186	2.35313	-0.00072	-0.88627
6	-0.00064	-2.32948	0.00010	0.20621	0.00124	2.05047	-0.00081	-1.37366
7	-0.00057	-2.18396	—		—		—	
2年	-0.00269		0.00109		0.00497		-0.00125	
8	-0.00049	-2.00542						
9	-0.00040	-1.82966						
10	-0.00031	-1.67188						
11	0.00021	-1.53568						
3年	-0.00142							
12	-0.00011	-1.41976						

▷ 參 考 文 獻 ◁

左承喜, 「韓國・日本・臺灣의 對美輸出市場占有率競爭과 換率效果」, 『韓國開發硏究』, 第9卷 第2號, 1987년 여름(1987a).

———, 「韓國・日本・臺灣의 對美輸出市場占有率競爭과 換率效果 : 應答」, 『韓國開發硏究』, 第9卷 第4號, 1987년 겨울(1987b).

咸貞鎬・崔雲奎, 「AIDS 需要函數體系에 의한 우리나라 通貨資產의 需要分析」, 金融硏究所 月例討論會 논문 88-4, 金融經濟硏究所.

Deaton, Angus and John Muellbauer, "An Almost Ideal Demand System", *The American Economic Review*, Vol.70, No. 3, 1980a, pp.312~326.

———, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, 1980b.

Phlips, L., *Applied Consumption Analysis*, North-Holland : American Elsevier, 1974.

Winters, L. Alan, "Separability and the Specification of Foreign Trade Functions", *Journal of International Economics*, 17, 1984a, pp.239~263.

———, "British Imports of Manufactures and the Common Market", Oxford Economic Papers, 36, 1984b, pp.103~118.

Yoo, Jung-ho, "The Trilateral Trade Relation among the Asian NIEs, the U.S., and Japan", KDI Working Paper No.9005, April 1990.

<附表 1> PDL制約下의 式(25)의 推定結果

	韓國의 占有率 (w_K)	日本의 占有率 (w_J)	臺灣의 占有率 (w_T)	홍콩의 占有率 (w_H)	싱가포르의占有率(w_S)
常數	0.42732	-0.42515	0.21589	0.60854	-0.82659
t값(有意性)	7.35273 (0.00000)	-2.41825 (0.02063)	2.33757 (0.02493)	7.95641 (0.00000)	– (–)
(WPI_K/E_K)	0.02533	-0.08677	-0.11322	0.17365	0.00101
χ^2값(有意性)	0.59594 (0.44013)	0.76444 (0.38194)	4.71618 (0.02988)	16.17719 (0.00000)	– (–)
(WPI_J/E_J)	0.14748	-0.47032	0.21890	0.02972	0.07423
χ^2값(有意性)	24.00622 (0.00000)	26.67932 (0.00000)	20.94315 (0.00000)	0.56278 (0.45314)	– (–)
(WPI_T/E_T)	0.11488	-0.10400	-0.13473	0.16381	-0.03996
χ^2값(有意性)	6.95695 (0.00835)	0.62307 (0.42991)	3.78940 (0.05158)	8.16764 (0.00426)	– (–)
(WPI_H/E_H)	-0.18548	0.51359	0.05520	-0.37223	-0.03530
χ^2값(有意性)	13.92759 (0.00019)	11.66954 (0.00064)	0.48843 (0.48463)	32.38736 (0.00000)	– (–)
(WPI_S/E_S)	-0.14347	0.26389	0.00372	-0.07148	-0.05777
χ^2값(有意性)	28.32553 (0.00000)	10.47121 (0.00121)	0.00755 (0.93078)	4.05935 (0.04393)	– (–)
(M/P^*)	-0.02920	0.10834	-0.03884	-0.04394	0.00364
χ^2값(有意性)	28.15944 (0.00000)	42.88697 (0.00000)	18.93320 (0.00000)	38.25287 (0.00000)	– (–)
D_1	-0.00058	0.01392	-0.00064	-0.01271	0.00001
t값(有意性)	-0.67200 (0.50576)	5.28833 (0.00001)	-0.46249 (0.64644)	-0.09585 (0.00000)	– (–)
D_2	0.00413	0.00786	0.00223	-0.01396	-0.00026
t값(有意性)	4.75182 (0.00003)	2.99045 (0.00493)	1.61378 (0.11507)	-12.2031 (0.00000)	– (–)
D_3	0.01038	-0.02335	0.01016	0.00305	-0.00024
t값(有意性)	11.81156 (0.00000)	-8.77827 (0.00000)	7.27074 (0.00000)	2.63402 (0.01225)	– (–)
D_{85-89}	0.00192	-0.00188	-0.00022	0.00497	-0.00479
t값(有意性)	1.18832 (0.24228)	-0.38380 (0.70333)	-0.08399 (0.93352)	2.33208 (0.02525)	– (–)
R^2	0.92567	0.90726	0.90038	0.91800	–
$D-W$	1.46131	1.83389	1.51313	1.87384	–
SEE	0.00397	0.00917	0.00541	0.00425	–

註 : 첨자) K=韓國, J=日本, T=臺灣, H=홍콩, S=싱가포르.

〈附表 I-1〉 PDL 制約下에서의 式(25)의 推定結果의 時差構造

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			홍콩의 占有率			싱가포르의 占有率
	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數
(WPI_K/E_K)													
總效果	0.02533	0.59594	0.44013	-0.08677	0.76444	0.38194	-0.11322	4.71618	0.02988	0.17365	16.17719	0.00000	0.00101
時差 0	-0.01971	3.76432	0.05236	0.12700	17.08112	0.00000	-0.09683	35.98887	0.00000	0.00871	0.42479	0.51456	-0.01917
1	-0.01281	2.67519	0.10192	0.08506	12.89148	0.00033	-0.07077	32.34038	0.00000	0.01176	1.30125	0.25399	-0.01324
2	-0.00681	1.34719	0.24577	0.04848	7.46831	0.00628	-0.04781	26.31743	0.00000	0.01418	3.37601	0.06615	-0.00805
3	-0.00170	0.15618	0.69270	0.01727	1.75599	0.18513	-0.02795	16.66945	0.00000	0.01599	7.95050	0.00481	-0.00360
1年	-0.04103			0.27781			-0.24337			0.05064			-0.04405
4	0.00250	0.59594	0.44013	-0.00858	0.76444	0.38194	-0.01120	4.71618	0.02988	0.01717	16.17719	0.00000	0.00010
5	0.00581	4.50408	0.03381	-0.02907	12.30296	0.00045	0.00246	0.31824	0.57267	0.01774	24.20963	0.00000	0.00306
6	0.00823	9.35908	0.00222	-0.04420	29.51628	0.00000	0.01301	9.26206	0.00234	0.01769	24.98075	0.00000	0.00528
7	0.00974	11.93714	0.00055	-0.05397	40.02011	0.00000	0.02046	20.83346	0.00000	0.01702	21.03032	0.00000	0.00675
2年	0.02629			-0.13583			0.02472			0.06963			0.01519
8	0.01036	12.73732	0.00036	-0.05838	44.17337	0.00000	0.02480	28.89376	0.00000	0.01573	16.94829	0.00000	0.00748
9	0.01008	12.80108	0.00035	-0.05743	45.35976	0.00000	0.02605	33.81661	0.00000	0.01382	13.88738	0.00019	0.00747
10	0.00891	12.62024	0.00038	-0.05111	45.38918	0.00000	0.02419	36.83900	0.00000	0.01130	11.71420	0.00062	0.00672
11	0.00684	12.37673	0.00043	-0.03944	45.00129	0.00000	0.01923	38.76964	0.00000	0.00815	10.15500	0.00144	0.00522
3年	0.03619			-0.20635			0.09427			0.04900			0.02689
12	0.00387	12.13345	0.00050	-0.02240	44.48585	0.00000	0.01117	40.05834	0.00000	0.00438	9.00636	0.00269	0.00298

<附表 Ⅰ-1>의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			홍콩의 占有率			싱가포르의 占有率
	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數
(WPI_j/E_j)													
總效果	0.14748	24.00622	0.00000	-0.47032	26.67932	0.00000	0.21890	20.94315	0.00000	0.02972	0.56278	0.45314	0.07423
時差 0	0.01551	10.32994	0.00131	-0.01131	0.60007	0.43855	0.00040	0.00276	0.95811	0.01343	4.46945	0.03451	-0.01804
1	0.01560	19.12098	0.00000	-0.02334	4.67408	0.03062	0.00750	1.74741	0.18620	0.01028	4.79015	0.02862	-0.01004
2	0.01548	29.46736	0.00000	-0.03321	14.82699	0.00012	0.01340	8.74764	0.00310	0.00748	3.97184	0.04627	-0.00314
3	0.01514	30.89301	0.00000	-0.04094	24.68750	0.00000	0.01812	17.52434	0.00000	0.00503	1.97076	0.16037	0.00265
1年	0.06173			-0.10880			0.03942			0.03622			-0.02857
4	0.01459	24.00622	0.00000	-0.04651	26.67932	0.00000	0.02165	20.94315	0.00000	0.00294	0.56278	0.45314	0.00734
5	0.01382	17.26265	0.00000	-0.04994	24.63719	0.00000	0.02399	20.60475	0.00000	0.00120	0.07508	0.78408	0.01093
6	0.01284	12.71796	0.00036	-0.05122	22.11762	0.00000	0.02515	19.32111	0.00000	-0.00019	0.00156	0.96854	0.01342
7	0.01165	9.80008	0.00175	-0.05035	20.01717	0.00000	0.02512	18.05124	0.00000	-0.00122	0.06209	0.80322	0.01481
2年	0.05289			-0.19803			0.09591			0.00273			0.04650
8	0.01024	7.87417	0.00501	-0.04733	18.38674	0.00000	0.02390	16.98774	0.00000	-0.00190	0.15651	0.69239	0.01509
9	0.00862	6.54845	0.01050	-0.04216	17.12644	0.00000	0.02149	16.12829	0.00000	-0.00223	0.25230	0.61546	0.01428
10	0.00678	5.59820	0.01798	-0.03485	16.13873	0.00000	0.01790	15.43438	0.00000	-0.00220	0.33978	0.55996	0.01236
11	0.00474	4.89259	0.02697	-0.02538	15.35063	0.00000	0.01312	14.86863	0.00012	-0.00182	0.41694	0.51847	0.00934
3年	0.03038			-0.14972			0.07642	14.40148	0.00015	-0.00815			0.05107
12	0.00248	4.35267	0.03695	-0.01376	14.71050	0.00013	0.00715			-0.00109	0.48426	0.48650	0.00522

〈附表 I-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			홍콩의 占有率			싱가포르의 占有率
	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數
(WPI_T/E_T)													
總效果	0.11488	6.95695	0.00835	-0.10400	0.62307	0.42991	-0.13473	3.78940	0.05158	0.16381	8.16764	0.00426	-0.03996
時差 0	0.00031	0.00165	0.96756	-0.02413	1.09712	0.29490	0.00064	0.00280	0.95782	-0.00074	0.00546	0.94111	0.02392
1	0.00400	0.44246	0.50594	-0.02013	1.22395	0.26859	-0.00400	0.17494	0.67576	0.00489	0.38115	0.53699	0.01524
2	0.00707	2.05044	0.15216	-0.01649	1.21810	0.26973	-0.00787	1.00550	0.31598	0.00959	2.17451	0.14031	0.00771
3	0.00953	4.67207	0.03066	-0.01321	0.98173	0.32177	-0.01098	2.45771	0.11695	0.01336	5.30312	0.02129	0.00131
1年	0.02091			-0.07397			-0.02221			0.02709			0.04817
4	0.01136	6.95695	0.00835	-0.01029	0.62307	0.42991	-0.01333	3.78940	0.05158	0.01620	8.16764	0.00426	-0.00395
5	0.01258	8.07477	0.00449	-0.00772	0.33219	0.56438	-0.01490	4.49081	0.03408	0.01811	9.67322	0.00187	-0.00807
6	0.01317	8.32656	0.00391	-0.00550	0.15886	0.69021	-0.01572	4.69541	0.03024	0.01910	10.10966	0.00147	-0.01105
7	0.01315	8.18582	0.00422	-0.00365	0.06885	0.79302	-0.01577	4.66187	0.03084	0.01916	10.03441	0.00154	-0.01289
2年	0.05026			-0.02715			-0.05971			0.07257			-0.03596
8	0.01250	7.91561	0.00490	-0.00215	0.02553	0.87306	-0.01505	4.54146	0.03308	0.01829	9.77303	0.00177	-0.01359
9	0.01124	7.62527	0.00576	-0.00101	0.00666	0.93495	-0.01357	4.40010	0.03594	0.01649	9.46720	0.00209	-0.01315
10	0.00936	7.35377	0.00669	-0.00022	0.00044	0.98327	-0.01133	4.26299	0.03895	0.01376	9.17091	0.00246	-0.01157
11	0.00686	7.11205	0.00766	0.00021	0.00073	0.97841	-0.00832	4.13839	0.04192	0.01010	8.90186	0.00285	-0.00885
3年	0.03997			-0.00316			-0.04826	4.02797	0.04475	0.05863			-0.04717
12	0.00374	6.90066	0.00862	0.00028	0.00434	0.94749	-0.00454			0.00551	8.66354	0.00325	-0.00500

〈附表 1-1〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			홍콩의 占有率			싱가포르의 占有率
	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數
(WPI_H/E_H)													
總效果	-0.18548	13.92759	0.00019	0.51359	11.66954	0.00064	0.05520	0.48843	0.48463	-0.37223	32.38736	0.00000	-0.03530
時差 0	-0.03553	12.68788	0.00037	0.08388	7.72644	0.00544	-0.00514	0.10508	0.74582	-0.02129	2.62977	0.10488	-0.02192
1	-0.03210	17.69826	0.00000	0.08084	12.26158	0.00046	0.00083	0.00463	0.94575	-0.03664	13.31129	0.00026	-0.01292
2	-0.02855	17.15064	0.00000	0.07623	13.36261	0.00026	0.00544	0.24666	0.61944	-0.04757	27.49108	0.00000	-0.00556
3	-0.02486	12.19485	0.00048	0.07005	10.57982	0.00114	0.00871	0.59244	0.44148	-0.05406	33.29415	0.00000	0.00016
1年	0.12104			0.31099			0.00983			-0.15956			-0.04023
4	-0.02104	7.96394	0.00477	0.06230	7.62778	0.00575	0.01063	0.80425	0.36983	-0.05612	32.70939	0.00000	0.00424
5	-0.01710	5.34298	0.02081	0.05298	5.60759	0.01788	0.01120	0.90776	0.34071	-0.05376	30.50670	0.00000	0.00668
6	-0.01302	3.77194	0.05212	0.04209	4.30947	0.03790	0.01042	0.95718	0.32790	-0.04696	28.34842	0.00000	0.00747
7	-0.00881	2.79403	0.09462	0.02963	3.45486	0.06307	0.00830	0.98121	0.32190	-0.03574	26.55713	0.00000	0.00662
2年	-0.05996			0.18700			0.04054			-0.19259			0.02501
8	-0.00447	2.15451	0.14215	0.01560	2.86836	0.09034	0.00482	0.99293	0.31903	-0.02008	25.12038	0.00000	-0.02008

<附表 1-1>의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			홍콩의 占有率			싱가포르의 占有率
	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數
(WPI_S/E_S)													
總效果	-0.14347	28.32553	0.00000	0.26389	10.47121	0.00121	0.00372	0.00755	0.93078	-0.07148	4.05935	0.04393	-0.05777
時差 0	-0.00257	0.18709	0.66535	-0.02428	1.81958	0.17736	0.02881	9.28592	0.00231	0.00769	0.96415	0.32614	-0.00965
1	-0.01099	5.68035	0.01716	0.00410	0.08651	0.76867	0.01625	4.91644	0.02660	-0.00049	0.00662	0.93516	-0.00887
2	-0.01724	19.05755	0.00000	0.02607	4.76123	0.02911	0.00604	0.92531	0.33609	-0.00684	1.73444	0.18785	-0.00802
3	-0.02131	31.98715	0.00000	0.04161	13.32883	0.00026	-0.00184	0.09475	0.75822	-0.01136	5.25249	0.02192	-0.00709
1年	-0.05211			0.04750			0.04926			-0.01101			-0.03363
4	-0.02320	38.40495	0.00000	0.05073	20.06701	0.00000	-0.00738	1.54053	0.21454	-0.01405	8.13309	0.00435	-0.00610
5	-0.02291	40.15910	0.00000	0.05342	23.85936	0.00000	-0.01058	3.39387	0.06544	-0.01490	9.81068	0.00174	-0.00502
6	-0.02045	39.92520	0.00000	0.04970	25.77137	0.00000	-0.01145	4.95407	0.02603	-0.01393	10.69039	0.00108	-0.00388
7	-0.01581	39.03478	0.00000	0.03955	26.70159	0.00000	-0.00997	6.14772	0.01316	-0.01112	11.14193	0.00084	-0.00266
2年	-0.08237			0.19341			-0.03938			-0.05399			-0.01766
8	-0.00899	38.00559	0.00000	0.02299	27.13653	0.00000	-0.00615	7.04877	0.00793	-0.00647	11.37164	0.00075	-0.00647

〈附表 Ⅰ-Ⅰ〉의 계속

	韓國의 占有率			日本의 占有率			臺灣의 占有率			홍콩의 占有率			싱가포르의 占有率
	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數	χ^2값	有意性	係 數
(M/P^*)													
總效果	-0.02920	28.15944	0.00000	0.10834	42.88697	0.00000	-0.03884	18.93320	0.00000	-0.04394	38.25287	0.00000	0.00364
時差 0	-0.01674	14.95908	0.00011	0.07198	30.21121	0.00000	-0.01102	2.56562	0.10921	-0.03747	2.62977	0.10488	-0.00675
1	-0.01030	30.28754	0.00000	0.04245	56.18174	0.00000	-0.00888	8.91418	0.00283	-0.02077	13.31129	0.00026	-0.00250
2	-0.00521	25.63489	0.00000	0.01935	38.55026	0.00000	-0.00694	17.95449	0.00000	-0.00785	27.49108	0.00000	0.00065
3	-0.00147	0.62449	0.42938	0.00265	0.22054	0.63863	-0.00517	3.04574	0.08095	0.00129	33.29415	0.00000	0.00271
1年	-0.03374			0.13643			-0.03201			-0.06479			-0.00589
4	0.00092	0.15012	0.69843	-0.00763	1.13542	0.28662	-0.00360	0.91583	0.33857	0.00664	32.70939	0.00000	0.00367
5	0.00196	0.76359	0.38221	-0.01150	2.87206	0.09013	-0.00221	0.38550	0.53468	0.00821	30.50670	0.00000	0.00354
6	0.00165	1.28911	0.25621	-0.00896	4.12840	0.04217	-0.00101	0.19144	0.66172	0.00600	28.34842	0.00000	0.00232
2年	0.00453			-0.02809			-0.00683			0.02085			0.00953

〈附表 2-1〉 式(25)의 結果에 의한 占有率(w_i)의 效用不變彈力性

	韓國의 占有率	日本의 占有率	臺灣의 占有率	홍콩의 占有率	싱가포르의 占有率
(WPI_K/E_K)					
總效果	-0.94636	0.33514	-0.20036	-0.29302	-1.55791
1年	-1.15680	0.76745	-1.44314	-0.90383	-2.00424
2年	-0.08585	-0.08886	0.38123	0.15530	-0.10803
3年	0.26146	-0.30726	0.77429	0.40834	0.49035
12分期	0.03483	-0.03619	0.08726	0.04716	0.06399
(WPI_J/E_J)					
總效果	2.07235	-0.94145	1.13847	1.48619	2.28684
1年	0.58595	-0.16639	0.19695	0.49406	-0.66768
2年	0.83706	-0.41354	0.50150	0.57568	1.36179
3年	0.59579	-0.33054	0.40227	0.38296	1.44602
12分期	0.05355	-0.03098	0.03775	0.03348	0.14671
(WPI_T/E_T)					
總效果	-0.28695	0.26368	-0.17559	-0.39549	-1.99656
1年	-0.41435	0.07735	0.30361	-0.83779	0.53831
2年	-0.00483	0.10557	-0.18867	0.08224	-1.17406
3年	0.11744	0.07413	-0.26243	0.32188	-1.23570
12分期	0.01480	0.00663	-0.02809	0.03818	-0.12511
(WPI_H/E_H)					
總效果	-0.24610	0.20187	-0.23194	-1.51329	1.57916
1年	-0.23301	0.10775	-0.36396	0.00876	0.21184
2年	-0.01681	0.08605	0.10926	-1.35273	1.22010
8分期	0.00372	0.00806	0.02276	-0.16931	0.14722
(WPI_S/E_S)					
總效果	-0.59294	0.14076	-0.53059	0.71560	-0.31152
1年	-0.07878	-0.10346	0.07004	0.78220	-0.10178
2年	-0.45879	0.21478	-0.53234	-0.04181	-0.18870
8分期	-0.05538	0.02943	-0.06829	-0.02478	-0.02104

註：첨자) K=韓國, J=日本, T=臺灣, H=홍콩, S=싱가포르.

〈附表 2-2〉 式(25)의 結果에 의한 輸出物量(q_i)의 效用不變彈力性

	韓國의 輸出物量	日本의 輸出物量	臺灣의 輸出物量	홍콩의 輸出物量	싱가포르의 輸出物量
(WPI_K/E_K)					
總效果	-1.84469	0.43681	-0.09869	-0.19135	-1.45625
1年	-2.05513	0.86912	-1.34147	-0.80216	-1.90257
2年	-0.98418	0.01281	0.48290	0.25697	-0.00636
3年	-0.63688	-0.20560	0.87596	0.51001	0.59202
12分期	-0.86351	0.06548	0.18892	0.14883	0.16566
(WPI_J/E_J)					
總效果	2.70100	-1.31280	1.76712	2.11484	2.91549
1年	1.21459	-0.53774	0.82560	1.12271	-0.03903
2年	1.46571	-0.78489	1.13015	1.20433	1.99044
3年	1.22444	-0.70190	1.03092	1.01161	2.07467
12分期	0.68220	-0.40233	0.66639	0.66213	0.77535
(WPI_T/E_T)					
總效果	-0.14134	0.40928	-1.02998	-0.24989	-1.85095
1年	-0.26875	0.22295	-0.55079	-0.69219	0.68391
2年	0.14077	0.25117	-1.04307	0.22784	-1.02846
3年	0.26304	0.21973	-1.11683	0.46748	-1.09010
12分期	0.16040	0.15223	-0.88249	0.18378	0.02049
(WPI_H/E_H)					
總效果	-0.16071	0.28725	-0.14655	-2.42790	1.66455
1年	-0.14763	0.19314	-0.27857	-0.90586	0.29723
2年	0.06858	0.17144	0.19465	-2.26734	1.30549
8分期	0.08911	0.09345	0.10814	-1.08392	0.23261
(WPI_S/E_S)					
總效果	-0.55425	0.17945	-0.49190	0.75430	-1.27283
1年	-0.04008	-0.06477	0.10874	0.82089	-1.06309
2年	-0.42010	0.25348	-0.49365	-0.00312	-1.15000
8分期	-0.01669	0.06813	-0.02960	0.01391	-0.98235

註 : 첨자) K=韓國, J=日本, T=臺灣, H=홍콩, S=싱가포르.

〈附表 3〉 式(26)의 結果에 의한 아시아 五國 對美 輸出物量의 價格彈力性

	粗 價 格 彈 力 性	效用不變價格 彈 力 性
P^*	-1.0199	-0.0191
P^0	0.0041	0.0115
P^{US}	-2.0682	1.3921

韓國 製造業의 技術的 效率性: 産業別 技術的 效率性의 推定

劉 承 旻
李 仁 燦

本 論文은 기존의 經驗的 産業組織論에서 소홀히 취급한 技術的 效率性의 문제를 분석하기 위하여 鑛工業센서스의 細細分類製造業別 事業體를 대상으로 韓國 製造業의 技術的 效率性에 관한 가장 微視的 次元의 經驗的 硏究結果를 제공한다. 技術的 效率性의 産業間, 國家間 隔差를 설명하기 위해서는 우선 적절한 效率性指標의 선택이 매우 중요할 것이다. 이를 위하여 本 硏究에서는 確率的 生産境界를 修正最小自乘法으로 추정한 후 각 産業別로 技術的 效率性의 네가지 상이한 尺度에 대한 추정을 시도한다. 推定 결과 效率性 尺度間의 相關關係는 附加價値額보다 生産額을 종속변수로 한 경우가 다소 높은 것으로 나타났으나 前者의 경우가 보다 많은 産業에 대하여 效率性의 推定을 가능하게 하기 때문에 産業間 比較를 위하여 더 적절하다고 판단된다. 상당수의 産業에 있어서는 만족할 만한 效率性 推定値를 구하는 것이 불가능했지만 後續硏究의 관점에서 볼 때 技術的 效率性의 推定이 가능한 産業이 다수를 차지한 사실은 고무적이라고 판단된다. 또한 從業員規模가 영세한 事業體들이 상대적으로 非效率的임을 알 수 있었다.

I. 硏究의 槪觀: 技術的 效率性의 槪念과 經驗的 考察

市場構造와의 연계하에서 자원배분의 왜곡으로부터 발생하는 配分非效率性(allocative inefficiency)에 대한 고찰은 지난 수십년동안 經驗的 産業組織論의 중심적인 연구대상이 되어 왔다. "市場構造—企業行態—市場成果"라는 전통적인 틀은 J. S. Bain 이래 경험적 산업조직론의 중요한 분석방법으로 통용되면서 많은 연구가 이에 의존하는 경향을 보였다. 최근 게임理論을 빌린 獨寡占理論의 발전은 이러한 경험적 분석방법의 혁신을 요청하고 있는 한편 일부에서는 市場成果에 대한 종래의 연구가 成果의 일개 단면에 불과한 配分效

筆者: 劉承旻—本院 硏究委員
李仁燦—本院 硏究員
* 本稿의 草稿를 읽고 유익한 비평을 주신 本院의 朴埈卿, 金址鴻 박사께 감사드린다. 또한 연구전

率性에 지나치게 의존해 왔다는 비판이 강하게 제기되고 있다.

産業 차원에서의 配分非效率性이 市場의 구조적 특성과 産業內 企業들의 행태와 관련된 市場成果의 중요한 측면임을 부인할 수는 없으나 企業 혹은 工場 단위의 생산과 관련된 技術的 效率性 또한 市場成果를 나타내는 중요한 지표일 것이다. 과거의 경험적 연구가 企業 혹은 工場에서의 生産과 관련된 效率性을 등한시한 중요한 이유는 모든 生産者가 주어진 要素價格體系下에서 生産要素를 最適結合하며 費用制約下에서 生産量을 極大化하거나 혹은 일정한 生産量의 실현에 소요되는 費用을 最小化한다는 假定을 비판없이 받아들였기 때문이다[1].

本 論文은 生産函數關係에서 발견되는 技術的 非效率性에 관한 체계적인 연구의 일환으로서, 현실적으로 관찰되는 企業 혹은 工場 차원의 生産函數關係는 단순히 經濟理論이 가정하는 生産函數가 아닐 수 있음을 전제로 하여 실제로 관측되는 統計値로부터 이론적인 生産函數를 복원하는 計量技法을 소개하고 韓國의 製造業에 관한 事業體別 統計를 이용하여 細細分類産業別로 평균적인 技術的 非效率性을 推定하고자 한다. 이러한 硏究過程은 자연히 문제시되는 效率性의 정확한 개념, 이를 推定하는 計量技法의 正確性 및 假定의 限界, 變數의 測定方法 등의 과제를 해결해야 할 것이기 때문에 이들을 중심으로 논의를 전개한 뒤 技術的 效率性의 推定結果를 제시하고자 한다.

本 論文에서의 논의를 위해서는 우선 生産函數關係에 내재된 技術的 效率性의 정체가 무엇인지에 대한 개념의 규명이 필요하기 때문에 旣存文獻에서 혼용되고 있는 效率性을 配分效率性, 生産效率性, 價格效率性, 技術的 效率性, X-效率性, 規模의 效率性 등으로 구분하여 諸槪念間의 관계를 체계적으로 설명한 뒤에 여기에서 推定하고자 하는 技術的 效率性을 정의하기로 한다.

生産函數는 일정량의 生産要素를 사용하여 '최대의 가능한' 産出量을 만들어내는 函數關係로서 정의된다. 그러나 投入量과 産出量에 관한 실제의 統計値를 이용하여 平均槪念에 의존하는 回歸分析으로 生産函數를 추정할 경우 正과 負의 殘差(residuals)를 동시에 갖는 것은 당연한 결과인데, 문제는 正의 殘差에 해당하는 工場 혹은 企業의 경우 生産函數의 理論的 定義에 위배된다는 것이다.

統計學的으로는 이와 같은 의문이 愚問에 불과하지만 企業 혹은 工場單位의 效率性 測定과 같은 經濟學的 質問에 대한 답을 구하기 위해서는 正의 殘差를 갖는 관측치들이 시사하는 바를 중시하여야 할 것이다. 境界生産函數(frontier production function)란 經濟理論이 정의하는 生産函數의 經驗的 槪念에 해당하는 것이다. 즉 回歸分析이 추정한 生産函數는 平均生産函數(average production function)이며 平均生産函數 위에 理論的 生産函

개과정에서 유익한 조언과 정보를 제공해 주신 미국 Harvard大의 Caves 교수, 鳥居昭夫 교수, 영국 NIESR의 Mayes 박사와 통계작업을 도와주신 李在亨 주임연구원께도 감사드린다. 통계이용에 적극 협조해 주신 경제기획원 조사통계국 여러분께도 깊은 사의를 표한다.

1) 費用制約下에서의 生産量 極大化와 一定生産量의 실현에 요구되는 費用의 最小化는 利潤을 極大化하는 企業에 있어서는 동일한 문제이다. 이는 二重性(duality)에 관한 理論이 밝힌 바와 같다. Nadiri(1982)를 참조할 것.

數에 해당하는 境界生産函數가 존재한다고 볼 수 있다[2]. 技術的 非效率性(technical inefficiency)이란 經驗的으로 境界生産函數와 平均生産函數間의 乖離에 해당하는 개념인데 이에 관한 理論的 論議는 Farrell(1957) 이후 발전되어 왔다. 技術的 非效率性은 效率性의 상이한 諸概念과 밀접하게 관련되어 있으므로 諸概念의 차이점에 관한 이해가 중요하다.

企業 혹은 工場 단위의 生産에 있어서 Farrell(1957)은 技術的 非效率性과 價格非效率性(price inefficiency)의 두가지 개념을 구분하고 있다[3]. 價格非效率性은 生産要素의 相對價格이 주어졌을 때 要素結合의 선택과 관련되는 概念으로서 각 生産要素의 限界生産力을 該當要素의 價格으로 나눈 값이 要素間에 동일하면 價格效率性이 존재하며 그렇지 않을 경우 價格非效率性이 존재한다. 반면에 技術的 非效率性은 주어진 投入量으로써 최대의 産出量을 생산하지 못할 경우에 발생하기 때문에 生産函數의 理論的 定義는 단순히 가정으로써 그 가능성을 배제하는 것이다(附錄 I에는 技術的 非效率性과 價格非效率性에 대한 자세한 논의를 수록하였다).

本 論文에서 推定하고자 하는 境界生産函數는 산업내에서 가장 效率的인 生産方法을 지칭한다. 平均生産函數가 境界生産函數와 동일시되기 위해서는 平均生産函數를 벗어나는 모든 觀測値들이 단순한 確率誤差(random error)임을 가정해야 하기 때문에 적절하지 못한 것이다. 따라서 한 産業의 境界生産函數는 技術的 效率性과 價格效率性을 모두 성취하는 企業 혹은 工場에 있어서 발견되는 生産方法이며, 境界生産函數가 나타내는 效率性을 달성하지 못하는 企業 혹은 工場은 技術的으로 非效率的이거나 價格非效率的일 수밖에 없다(따라서 附錄 I의 A, B, C 중 A만이 境界生産函數上에 위치할 것이며 B와 C는 境界生産函數를 下廻하는 점으로 표시될 것이다).

境界生産函數를 下廻하는 관측치들이 價格非效率的인지 혹은 技術的으로 非效率的인지에 대한 事前的인 情報가 없을 경우 주어진 統計만으로 두가지 非效率性을 분리하는 것은 매우 어려운 작업이다[4]. 이에 관한 논의는 II章에서 계속할 것이나 여기에서 중요한 점은 價格非效率性과 技術的 非效率性의 결합인 總體的 非效率性은 Leibenstein(1966)의 X-非效率性(X-inefficiency)에 해당한다는 것이다[5]. 즉 境界生産函數를 下廻하는 企業 혹

2) 理論的인 生産函數에 해당하는 概念이 境界生産函數라는 점에는 대부분 동의하면서도 실제 統計値를 사용하여 '境界'(frontier)를 推定함에 있어서는 方法論의 차이가 존재한다. 이에 관해서는 Forsund et al. (1980)과 Schmidt(1985-86) 등의 「서베이」논문을 참조할 것.

3) 價格非效率性의 '價格'이란 生産要素의 價格(input price)을 지칭한다.

4) 技術的 效率性에 대한 초기의 연구(예컨대 Carlsson(1972))는 이러한 分離作業이 불가능하다고 주장했으나 確率的 境界生産函數에 관한 Aigner et al. (1977)과 Meeusen and van den Broeck(1977) 등의 연구를 응용한 Schmidt and Lovell(1979, 1980)은 生産函數와 費用函數間의 二重性(duality)을 고려하여 費用最小化가 이루어져 技術的 非效率性만이 문제시되는 경우와 費用最小化가 이루어지지 않아서 두가지의 非效率性이 모두 문제시되는 경우를 구분하여 각각의 推定된 確率的 境界費用函數로부터 두가지의 非效率性을 분리·측정할 수 있음을 보이고 있다.

5) Schwartzman(1973)의 주장에 대한 답변에서 Leibenstein(1973)은 X-效率性을 Farrell(1957)의 技術的 效率性과 동일시하고 있다. 이와 같은 초기의 혼란은 Carlsson(1972), Forsund et al. (1980), Siegfried and Wheeler(1981), Schmidt (1985-86) 등을 거치면서 X-非效率性을 價格非效率性과 技術的 非效率性의 兩者를 모두 포함하는 개념으로 인식함으로써 해소되고 있다.

은 工場은 모두 X-非效率的이다[6].

生産非效率性(production inefficiency)이란 費用非效率性(cost inefficiency)과 동일시되는 개념으로서 最小生産費用의 기준을 長期平均費用曲線으로 볼 때 그 最低點에서 生産이 이루어지지 않는 경우에 非效率性이 존재한다고 볼 수 있다. Siegfried and Wheeler(1981)에 의하면 生産非效率性 혹은 費用非效率性은 X-非效率性, 過小規模(suboptimal capacity)의 非效率性 및 過大規模(excess capacity)의 非效率性이라는 세가지 요소로 구성된다. 즉 價格非效率性과 技術的 非效率性을 포함하는 X-非效率性 이외에도 生産의 規模와 관련된 規模의 非效率性(scale inefficiency)이 존재한다는 것이다[7]. 이는 生産과 관련된 效率性의 諸概念간의 관계를 더욱 분명하게 만들어 주는 적절한 지적이다[8].

이상의 諸概念이 生産과 관련된 效率性인 반면 經驗的 産業組織論이 獨寡占的 市場構造와 연관시켜 온 配分非效率性(allocative inefficiency)은 商品市場에 해당하는 개념이라고 할 수 있다[9]. 즉 市場支配力을 가진 獨寡占企業의 利潤을 極大化하는 價格은 競爭的 企業의 경우보다 높으며 이는 社會的 生産費用을 적절히 반영하지 못하므로 商品間의 交換關係(trade-off)에 대한 그릇된 信號(signal)를 제공하고 消費者厚生이 감소하는 만큼의 配分非效率性이 야기된다. 이는 Harberger(1954)가 측정한 資源配分歪曲의 費用인데 Carlsson(1972)이 지적한 바와 같이 獨寡占企業의 平均費用이 競爭企業의 平均費用보다 높을 경우에는 費用非效率性이 配分非效率性보다 훨씬 클 가능성이 있다.

配分非效率性은 앞서 설명한 價格非效率性과 유사한 개념으로 취급되어 混用되기도 한다[10]. 이러한 혼동은 Forsund and Hjalmarsson(1974)이 분류하는 效率性의 세가지 상이한 차원을 무시함에서 비롯된 것이라고 판단된다[11]. 利潤을 極大化하는 企業은 반드시 最

---

6) Siegfried and Wheeler(1981)는 Schmidt and Lovell(1979)을 인용하면서 "어떤 企業이 確率的 生産境界 이하의 점에서 생산한다면 技術的으로 非效率的이며 最小費用擴張經路를 벗어나서 생산한다면 價格非效率的이다"라고 말함으로써 技術的으로 效率的이기만 하면 境界生産函數關係를 충족시킨다는 오해를 일으킨다. Schmidt and Lovell은 上記 引用文의 前提條件으로서 該當企業이 確率的 生産境界를 制約條件으로 하여 總生産費用을 最小化한다고 가정하고 있음에 유의한다.

7) 본문에서의 논의와 姜明憲(1988, p. 5)에서의 논의간의 차이점에 유의한다.

8) 附錄 I 에서와 같이 1次同次의 生産函數가 아니라 規模의 經濟와 不經濟가 존재하는 U字型 長期平均費用曲線의 경우에는 附錄 I 의 圖의 A가 X-效率性을 이루지만 規模의 效率性은 이루지 못하는 상태일 수 있다. 즉 規模에 대한 收穫이 可變的일 경우에는 A에서 生産이 이루어지더라도 生産의 規模가 最適規模(optimal scale)에 비하여 크거나 작기 때문에 生産單位當 最小費用이 실현되지 않는 것이다.

9) 生産非效率性 혹은 費用非效率性은 工場단위의 개념이지만 獨寡占力이란 企業單位의 概念이며 여기서 야기되는 配分非效率性은 商品市場 單位의 概念이다. 따라서 자연히 Leibenstein(1966) 등에서와 같이 獨寡占的 市場構造가 生産非效率性에 미치는 영향이 흥미있는 연구대상이 되기 마련인데 이는 本 論文 이후에 계속될 연구의 주제가 될 것이다. 다만 本 論文에서는 生産非效率性을 논의함에 있어서 企業과 工場을 엄격히 구분하지 않았다. 本 論文의 經驗的 硏究에서는 事業體(工場)를 分析對象으로 하고 있다.

10) Schmidt and Lovell(1979, 1980), Forsund et al.(1980), Schmidt(1985-86) 등은 本 論文에서 價格非效率性이라고 정의한 개념을 配分非效率性이라고 일컫고 있다.

11) Forsund and Hjalmarsson(1974)은 效率性이 적용되는 차원을 巨視的 次元(macro level), 産業次元(industry level) 및 微視的 次元(micro

適의 要素結合方法을 선택할 것이므로 價格效率的이지만 그 企業이 獨占企業일 경우 소비자 입장에서 볼 때 配分非效率性이 존재한다. 따라서 價格效率性은 商品市場에서의 配分效率性(output allocative efficiency)과는 背馳될 수 있으며 다만 企業內의 要素配分效率性(input allocative efficiency)과 동일한 개념이라는 뜻에서만 用語의 混用이 가능할 뿐이다.

II章에서는 이와 같은 논의를 바탕으로 技術的 效率性을 推定함에 있어서 어떠한 假定에 근거한 計量模型과 推定方法들이 적절한지에 대하여 검토한 후 각 방법의 장단점을 파악함으로써 確率的 境界生產函數를 修正最小自乘法으로 추정함이 타당하다는 결론을 유도하였다. 또한 제시된 計量模型과 推定方法을 토대로 하여 실제로 技術的 效率性 내지 非效率性을 측정하는 척도를 소개하고 각각의 의미에 대하여 검토한 후 回歸分析을 위하여 사용된 超越로그生產函數의 구체적 유형을 제시하였다.

III章에서는 從屬變數와 諸說明變數의 定義와 測定方法을 설명하고 回歸分析에 사용된 統計를 편집한 방법을 소개하며 推定結果를 여러 각도에서 분석하여 示唆點을 도출한 후 IV章에서 本 論文의 論議를 요약하고 向後研究課題를 제시하였다. 특히 本 論文이 韓國製造業의 技術的 非效率性에 관한 研究시리즈의 시작인 점을 감안하여 금후의 展開方向에 대하여 간략히 논의하였다.

本 論文은 Caves and Barton(1990)이 美國製造業의 技術的 效率性에 관하여 다년간 수행해 온 연구를 효시로 英國(Green and Mayes, 1988), 日本(植草益·鳥居昭夫, 1985), 濠洲(Harris, 1987)에서 제각기 진행되고 있는 研究들과 함께 技術的 非效率性에 관한 國際研究프로젝트의 일환이기도 하다.

II. 技術的 效率性의 推定方法

境界生產函數의 槪念은 많은 연구자들에 의하여 각종 統計에 응용되어 왔다[12]. 이러한 연구들의 주된 동기는 技術的 非效率性을 推定하고 推定結果를 企業의 특성과 연계시켜 분석하는 것이었다[13]. 일부에서는 동일한 統計資料를 사용하여 상이한 計量模型의 推定結果를 비교한다든지 일정한 計量模型에 대한 상이한 推定方法을 비교하는 등 方法論에 대한 연구가 이루어지기도 하였다. Caves and Barton(1990) 등에서와 같이 技術的 效率性의 產業間 比較를 궁극적인 목표로 설정하고 이에 필요한 產業別 技術的 效率性을 추정하는 것은 새로운 시도로서 本 論文의 研究動機이기도 하다.

---

level)으로 분류하고 있다. 配分非效率性은 巨視的 次元, 生產非效率性은 產業 혹은 微視的 次元에 각각 해당된다.

12) 境界生產函數를 응용한 主要研究로서는 Aigner et al.(1977), Meeusen and van den Broeck (1977), Lee and Tyler(1978), Kopp and Smith (1980), Pitt and Lee(1981), Huang and Bagi (1984), Green and Mayes(1988), Caves and Barton(1990), 植草益·鳥居昭夫(1985) 등을 들 수 있다. 보다 완벽한 「서베이」를 위해서는 Schmidt(1985-86, pp.315~320)를 참조할 것.

13) 여기에서 말하는 企業의 特性이라 함은 所有形態(公企業 對 民間企業 혹은 國內企業 對 多國籍企業), 歷史, 規模 등을 포함한다.

境界生產函數를 이용하는 技術的 效率性의 연구는 計量模型과 推定方法에 따라서 분류되는데 計量模型의 경우에는 生產函數의 形態와 生產境界(production frontier)에 대한 統計學的 假定(즉 境界가 確率的인지 決定的인지에 대한 假定)에 따라 상이한 模型이 설정된다. 일단 설정된 計量模型에 대해서도 상이한 推定方法이 가능하다.

1. 確率的 境界生產函數

生產函數의 구체적 형태에 관한 논의는 뒤로 미루고 產出量(y)과 投入量(x) 사이에 존재하는 이론적인 關係를 $y=f(x)$로 나타낸다. 실제로 관측되는 統計値(x, y)는 상당부분 이러한 關係式을 충족시키지 못할 것이기 때문에 決定的 境界生產函數(deterministic frontier production function)는 다음과 같은 計量模型을 제시하고 있다[14].

$$y=f(x)\cdot exp(-u),\quad u>0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(1)$$

式(1)의 計量模型이 決定的(deterministic)이라 함은 生產境界인 $f(x)$가 事前的으로 아무런 任意性(randomness)을 갖지 않음을 말한다. 따라서 事後的으로 관측되는 產出量(y)은 "$u>0$"의 가정에 따라 生產境界 $f(x)$를 언제나 下廻한다는 것이 式(1)의 요체이다[15].

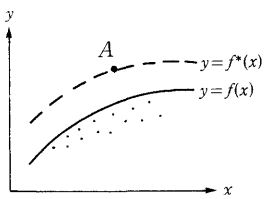
決定的 境界生產函數는 I 章에서 지적된 平均生產函數의 결점을 보완하고 理論的 生產函數를 복원할 수 있는 計量模型이긴 하지만 經驗的 硏究를 위해서는 부적절하다고 판단된다. 產業內의 모든 企業 혹은 工場에게 공통된 生產境界를 式(1)에서와 같이 가정하는 것은 個別企業 혹은 工場의 非效率性이 때로는 제어할 수 없는 요인들에 의하여 야기되는 현실적 가능성을 무시하는 것이다. 즉 外生的인 要因이나 測定誤差(measurement error)의 효과를 순수한 非效率性과 함께 묶어서 一方偏重分布(one-sided distribution)를 갖는 誤差項(error term) u로서 나타내는 것이 문제시된다[16]. 이러한 문제점은 모든 計量模型의 설정에서 발견되는 白色誤差(white noise 혹은 statistical noise)가 變數의 測定誤差와 模型의 불완전한 具體化(specification)에 의하여 필연적으로 야기된다는 점을 고려하면 더욱 심각해진다. 즉 非效率性을 순수한 白色誤差와 구분해야 할 것이며 白色誤差가 一方偏重分布를 갖는다고 가정함은 부적절한 것이다.

---

14) Forsund et al.(1980)에 의하면 境界生產函數를 推定하기 위한 計量模型은 첫째, 生產境界(production frontier)를 生產要素의 母數的 函數(parametric function)로 취급하느냐 혹은 非母數的 函數(non-parametric function)로 취급하느냐에 따라서, 둘째 관측된 產出量(y)과 生產境界($f(x)$)간에 특정한 統計的 關係式을 설정하느냐에 따라서, 셋째 生產境界 자체가 決定的이냐 確率的이냐에 따라서 분류됨을 보여주고 있다. 이러한 분류에 의하면 Farrell(1957)의 生產境界는 決定的·非母數的인 것이며 Aigner and Chu(1968)의 生產境界는 決定的·母數的인 것인데 本 論文에서는 이 두가지 計量模型은 언급하지 않고 있다.

15) 실제로 u의 確率分布에 대하여 어떠한 假定을 부여하느냐에 따라서 推定結果에 영향을 미칠 것인데 이에 관한 논의는 確率的 境界生產函數의 計量模型인 式(2)에서 자세히 언급하고 있다.

16) 예컨대 그림의 A가 從屬變數의 測定誤差 때문에 특별히 높은 y값을 가진다면 $f(x)$가 올바른 生產境界임에도 불구하고 추정된 境界生產函數는 $f^*(x)$로 나타날 것이다.



確率的 境界生產函數(stochastic frontier production function : 以下 *SFPF*)는 이러한 문제점을 해결하기 위하여 두가지의 상이한 誤差項을 가정하고 다음과 같은 計量模型을 제시하고 있다[17].

$$y = f(x) \cdot exp(v-u)$$
$$= f(x) \cdot exp(\varepsilon), \ \varepsilon = v-u; \ u > 0 \cdots\cdots(2)$$

式(2)에서 u는 式(1)에서와 같이 正의 방향으로 一方偏重分布를 갖는 誤差項으로서 非效率性을 나타내며, v는 0을 중심으로 對稱的 分布(symmetric distribution)를 갖는 誤差項으로서 각 企業 혹은 工場의 生產境界가 變數의 測定誤差, 白色誤差, 제어불가능한 外生的 要因 등에 의하여 확률적으로 움직이는 것을 허용하기 위하여 도입된 것이다. 式(2)의 計量模型이 確率的 境界生產函數라고 함은 生產境界에 해당하는 $f(x) \cdot exp(v)$가 v의 確率分布에 따라 企業 혹은 工場간에 상이한 위치를 가질 수 있기 때문이다. 이 경우 個別企業 혹은 工場에 있어서는 "$u>0$"의 조건에 따라 產出量(y)은 確率的 生產境界를 下廻하게 될 것이다[18].

式(2)의 計量模型에 있어서도 몇가지 결점이 발견된다. 첫째, 式(1)에서와 마찬가지로 v와 u에 관하여 事前的으로 어떠한 確率分布를 가정해야 하는가에 대한 해답이 불분명하므로 그 선택이 恣意的일 수밖에 없다. 둘째, 生產境界의 決定的 核(deterministic kernel)에 해당하는 $f(x)$를 추정한 후에도 產出量(y)과 $f(x)$의 차이를 v와 u로 분리하여 측정함이 불가능하다. 이는 결국 式(2)의 경우 技術的 非效率性의 產業別 平均만이 측정가능하며 個別企業 혹은 工場의 技術的 非效率性을 일일이 측정함이 불가능한 것을 의미한다[19]. 마지막으로 중요한 결점은 I章에서 언급한 技術的 非效率性과 價格非效率性의 구분이 어렵다는 점이다. 이는 Schmidt and Lovell(1979, 1980)이 지적한 바와 같이 計量模型 자체의 문제라기보다는 生產要素價格에 대한 統計의 미비로 要素需要境界(input demand frontier)를 추정할 수 없을 경우에 式(2)만으로 技術的 效率性을 추정하기 때문에 발생하는 현실적인 문제이다. 이 경우 推定된 非效率性이 技術的 非效率性과 동일시되기 위해서는 모든 企業 혹은 工場이 價格效率的인 要素結合方法을 택하고 있다는 비현실적인 假定이 필요하다.

2. 修正最小自乘法에 의한 *SFPF*의 推定

式(2)의 計量模型은 "最尤法"(maximum likelihood method)이나 "修正最小自乘法"(corrected ordinary least squares method : 以下 *COLS*)으로써 추정할 수 있다. 最尤法의 경우 式(2)의 v와 u에 대한 確率分布를

17) 式(2)의 계량모형은 Aigner et al.(1977)과 Meeusen and van den Broeck(1977)에 의하여 제시된 것으로서 "合成誤差模型"(composed error model)이라고 불리기도 한다.

18) *SFPF*를 가정한 式(2)의 計量模型은 자연히 變數의 測定誤差를 보다 용이하게 해소하는 장점을 지닌다. 또한 v와 u의 確率分布에 관한 假定이 주어질 경우 修正最小自乘法이라는 간편한 推定方法의 사용이 가능해진다.

19) Jondrow et al.(1982)은 이러한 결점을 보완하기 위하여 $\varepsilon = (v-u)$가 주어졌을 경우 u의 條件附確率分布(conditional distribution of u given ε)를 이용하여 $(v-u)$를 v와 u로 분리할 수 있음을 보인다.

가정하면 이에 따라 尤度函數(likelihood function)가 정의되고 最尤推定量(maximum likelihood estimator)이 계산될 것이다[20]. 따라서 最尤推定量은 v와 u에 대하여 어떠한 確率分布를 가정하느냐에 의하여 좌우될 것인데 誤差項의 確率分布에 관한 事前的인 選別基準이 없기 때문에 문제시된다.

*COLS*는 Richmond(1974)에 의하여 고안된 것으로서 Caves and Barton(1990) 등의 經驗的 硏究에 사용되고 있다[21]. 式(2)의 u는 正의 방향으로 一方偏重分布를 가지므로 "$\mu \equiv E(u)>0$"일 것이다. 式(2)의 양변에 로그를 취하면 아래와 같다.

$$\begin{aligned} ln\ y &= ln[f(x)] + v - u \\ &= -\mu + ln[f(x)] + (v - u + \mu) \cdots\cdots (3) \end{aligned}$$

u와 v의 관측치들이 각각 독립적이며 동일하게 분포되고(independently and identically distributed) x가 u와 v에 대하여 독립적이라고 가정할 때 式(3)은 正規分布條件을 제외한 最小自乘法의 모든 조건을 만족시킨다[22]. $ln[f(x)]$가 母數(parameters)에 관한 한 線型이며 $ln[f(x)]$의 常數項을 α_0라고 할 때 最小自乘法에 의한 式(3)의 推定은 α_0를 제외한 $ln[f(x)]$의 모든 母數에 대한 最良線型不偏推定量(best linear unbiased estimator)을 제공할 것이며 常數項에 대해서만 $-\mu$에 해당하는 偏倚(bias)가 존재한다. 이는 最小自乘法이 常數項에 대해서는 $(\alpha_0 - \mu)$에 대한 不偏推定量을 제공하기 때문이다.

*COLS*에 의한 *SFPF*의 推定은 결국 v와 u의 分布에 대한 假定을 이용하여 μ의 一致推定量(consistent estimator)을 제시함으로써 $ln[f(x)]$의 모든 母數에 대한 一致推定量을 구하는 방법을 말한다. Olson et al. (1980)은 *COLS*推定量이 最尤推定量 못지 않게 바람직한 통계적 특성을 가진 것임을 보여주는 Monte Carlo 실험을 하고 있는데 本 論文에서는 계산의 편의상 *COLS*를 선택하기로 한다.

*COLS*에 의한 *SFPF*의 推定을 위하여 다음과 같은 假定을 추가한다[23].

$$v \sim N(0,\ \sigma_v^2)$$
$$u \sim |N(0,\ \sigma_u^2)|$$
$$E(vu) = E(xv) = E(xu) = 0 \cdots\cdots\cdots (4)^{24)}$$

*COLS*에 따라 μ의 一致推定量은 式(4)에 주어진 情報를 사용하여 $\varepsilon = (v-u)$의 中心積率(central moment)에 관한 식을 풀어서 구할 수 있다[25]. Weinstein(1964)은 式(4)에서 주어진 가정하에서 $\varepsilon = (v-u)$의 確率密度函數를 구하고 이로부터 式(5)를 도출하고 있다.

---

20) 이렇게 계산된 最尤推定量의 漸近的 特性(asymptotic properties)에 대해서는 Aigner et al.(1977)과 Olson et al. (1980)을 참조할 것.

21) 修正最小自乘法(*COLS*)이란 용어는 Forsund et al. (1980)이 최초로 사용하고 있다.

22) "$E(u)=\mu$"이므로 "$E(v-u+\mu)=0$"이다.

23) 最尤法이나 *COLS*는 모두 v와 u의 分布에 대한 가정을 요구한다. 특히 u에 관한 가정은 다양하기 마련인데 Aigner et al. (1977) 등은 指數分布(exponential distribution)와 半正規分布(half-normal distribution)를 가정하고 있다. Stevenson(1980)은 이를 일반화하여 切斷正規分布(truncated normal distribution)와 감마分布(gamma distribution)를 가정하고 있다.

24) $N(0, \sigma_v^2)$은 平均 0, 分散 σ_v^2의 正規分布를 말하며 $|N(0,\ \sigma_u^2)|$은 $N(0, \sigma_u^2)$의 正規分布를 0에서 切斷(truncate)한 半正規分布를 말한다.

25) 確率變數 X의 r次 中心積率(r-th central moment)은 $E[(X-E(X))^r]$으로 정의된다(r은 陽의 整數).

$$\mu = E(\varepsilon) = E(-u) = -\sigma_u\sqrt{\frac{2}{\pi}} \cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

附錄II에서는 標本中心積率을 이용하여 σ_u^2과 σ_v^2에 대한 一致推定量 ($\hat{\sigma}_u^2$, $\hat{\sigma}_v^2$)를 구할 수 있으며 μ에 대한 一致推定量으로서 $\hat{\sigma}_u\sqrt{\frac{2}{\pi}}$를 사용할 수 있음을 보여준다.

이상과 같은 과정으로 *COLS*에 의하여 *SFPF*를 推定할 경우 標本에 따라서는 *COLS*推定量이 존재하지 않을 수 있다는 문제가 발생한다. 이러한 문제는 統計의 特性에 따라 두가지 형태를 취하고 있는데 첫번째 類型('I型실패')은 3次 標本中心積率 $\hat{m}_3$가 陽의 부호를 갖는 경우로서 附錄II 式(1)에 따라 "$\hat{\sigma}_u<0$"의 결과를 야기하므로 *COLS*推定量은 존재할 수 없다[26]. I型실패가 발생할 確率(즉 "$\hat{m}_3>0$"일 確率)은 결국 母集團에서 3次 中心積率 $m_3(\varepsilon)$이 갖는 값이 0에 가까울수록 클 것이다. $m_3(\varepsilon)$이 0에 근접하려면 附錄II에서 보듯이 σ_u의 값이 작아야 하는데 이는 最小自乘法이 추정할 平均生產函數와 確率的 生產境界間의 乖離($\sigma_u\sqrt{\frac{2}{\pi}}$에 해당)가 작음을 의미하므로 技術的 非效率性이 심각하지 않은 標本(產業)에서 일어날 것이다. I型실패가 있을 경우에는 "$\hat{\sigma}_u=0$"이라고 간주한다[27].

두번째 유형('II型실패')은 附錄II 式(2)에서 "$\hat{m}_2<(\frac{\pi-2}{\pi})\hat{\sigma}_u^2$"일 경우에 "$\hat{\sigma}_v^2<0$"의 결과를 야기하여 *COLS*推定量이 존재할 수 없기 때문에 발생하는 문제이다. 이는 $\hat{m}_2$에 비하여 $\hat{\sigma}_u^2$이 상대적으로 큰 값을 가질 경우에 발생하는 것으로서 I型실패와는 대칭되는 유형의 문제이다. 결국 母集團에서 2次 中心積率 $m_2(\varepsilon)$에 비하여 σ_u^2이 상대적으로 클수록 II型실패가 일어날 確率은 높아지는데 이는 技術的 非效率性($\sigma_u\sqrt{\frac{2}{\pi}}$에 해당)이 심각한 企業 혹은 工場이 標本內에 많다는 것을 의미한다. II型실패가 있을 경우에는 "$\hat{\sigma}_v=0$"이라고 간주한다[28].

3. 技術的 效率性의 尺度

*COLS*에 의한 *SFPF*의 推定은 결국 最小自乘法으로 계산한 平均生產函數의 常數項을 回歸分析殘差의 標本中心積率에서 도출된 $\hat{\sigma}_u\sqrt{\frac{2}{\pi}}$만큼 상향조정하는 것이므로 常數項의 이동거리 $\hat{\sigma}_u\sqrt{\frac{2}{\pi}}$는 개념적으로 標本(產業)內의 企業 혹은 工場이 평균적으로 얼마나 非效率的인지를 나타내는 尺度라고 할 수 있다. 그러나 이 값은 $\hat{\sigma}_v$를 고려하지 않으며 또한 產業間 產出量의 隔差에 따라서 같은 수치도 상이한 非效率性의 정도를 나타낼 것이기 때문에 Caves and Barton(1990) 등은 *SFPF*의 推定結果를 이용하여 產業間 效率性의 比較가 가능하도록 다음과 같은 네가지의 상이한 效率性(혹은 非效率性)의 尺度를 제시하고 있다.

---

26) 附錄II에서 3次 中心積率 $m_3(\varepsilon)$에 대한 式으로부터 母集團의 $m_3(\varepsilon)$은 항상 陰의 부호를 가짐에 유의한다.

27) σ_u가 0에 접근하면 I型실패의 確率은 0.5에 접근할 것이다. I型실패의 경우 "$\hat{\sigma}_u=0$"라고 간주하는 것은 非效率性이 존재하지 않는다고 말하는 것이므로 문제시된다.

28) II型실패는 이어서 소개되는 非效率性의 尺度 중 $\lambda=\frac{\sigma_u}{\sigma_v}$를 규정할 수 없게 한다.

Lee and Tyler(1978)는 平均的인 技術的 效率性의 尺度로서 다음의 *EFF*(efficiency)를 제시하고 있다[29].

$$EFF = 2 \cdot exp(\sigma_u^2/2) \cdot \{1-\Phi(\sigma_u)\} \cdots (6)$$

*EFF*는 式(2)의 計量模型에서 y의 실제관측치인 $f(x) \cdot exp(v-u)$와 確率的 生產境界인 $f(x) \cdot exp(v)$의 關係에 착안하여 前者를 後者로 나눈 比率($exp(-u)$)의 期待値인 $E[exp(-u)]$를 계산한 값이다. 따라서 y의 실제관측치가 確率的 生產境界에 가까운 標本(產業)일수록, 즉 σ_u가 작을수록 平均的인 技術的 效率性이 높을 것이며 *EFF*는 1에 가까운 값을 가지게 될 것이다. 실제 推定에 있어서는 式(6)에서 σ_u의 推定量인 $\hat{\sigma}_u$를 사용할 것인데 前述한 I型실패가 발생할 경우에는 "$\hat{\sigma}_u=0$"이므로 *EFF*는 1의 값을 갖게 된다. *EFF*는 σ_u에만 의존하며 產出量 y의 平均이나 σ_v와는 무관하다.

두번째의 척도인 *ATI*(average technical inefficiency)는 *COLS*에 의한 常數項의 상향이동거리인 $\sigma_u\sqrt{\frac{2}{\pi}}$가 平均的인 技術的 非效率性과 비례한다는 점에 착안하여 다음과 같이 技術的 非效率性을 측정하고 있다.

$$ATI = (\sigma_u\sqrt{\frac{2}{\pi}}) / (\bar{y}+\sigma_u\sqrt{\frac{2}{\pi}}) \cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

式(7)에서 $\bar{y}$는 y의 평균인데 $(\bar{y}+\sigma_u\sqrt{\frac{2}{\pi}})$는 產出量에 관한 한 確率的 生產境界의 平均을 의미하므로 式(7)은 결국 平均的인 技術的 非效率性($\sigma_u\sqrt{\frac{2}{\pi}}$)이 그 중 얼마만큼의 比重을 차지하는지를 나타내는 指數이다[30]. $\bar{y}$가 클수록, σ_u가 작을수록 非效率性의 尺度인 *ATI*는 작은 값을 가질 것이다. 실제 推定에 있어서 $\hat{\sigma}_u$을 사용할 경우 I型실패가 발생하면 *ATI*는 0의 값을 갖는다. 式(6)과 (7)의 비교에서 알 수 있듯이 *EFF*와 *ATI*는 상호 負의 關係를 가질 것으로 기대된다.

EFF 및 *ATI*와는 달리 나머지 두가지의 尺度는 技術的 (非)效率性을 나타냄에 있어서 u뿐만 아니라 v에 관한 정보를 동시에 사용하고 있다. 세번째의 척도인 λ는 u와 v의 標準偏差인 σ_u와 σ_v의 相對的 比率로써 技術的 非效率性을 측정하고 있다.

$$\lambda = \sigma_u/\sigma_v \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

u에 대해서는 半正規分布를, v에 대해서는 正規分布를 가정했기 때문에 λ는 결국 $\varepsilon=(v-u)$가 어느 정도 非對稱的인 分布를 갖느냐를 말해준다. σ_u는 순수한 技術的 非效率性과 관련되어 있지만 σ_v는 技術的 非效率性과 무관하므로 σ_u를 σ_v로 나눈 이유는 아무리 σ_u가 크더라도 確率的 生產境界의 變動(variation) 자체가 클 경우에는 技術的 非效率性이 상대적으로 작다고 보아야 할 것이기 때문이다. 즉 λ는 生產境界의 決定的 核에 해당하

29) 式(6)에서 $\Phi(\cdot)$는 標準正規分布(standard normal distribution)의 分布函數(distribution function)이다. 式(6)에 주어진 *EFF*의 式은 $E[exp(-u)]$를 구함에 있어서 正規分布를 가정한 u의 確率密度函數를 이용한다. Lee and Tyler(1978)를 참조할 것. 이론적으로 *EFF*는 0과 1 사이의 값을 갖는다.

30) *EFF*와 마찬가지로 *ATI* 또한 σ_v와는 무관하다. 실제 推定에 있어서는 $\bar{y}$ 대신 $\bar{y}$의 절대값인 $|\bar{y}|$를 사용한다. 이는 III章에서 y에 해당하는 $ln(GO/L)$이나 $ln(VA/L)$이 陰의 값을 가질 경우에는 *ATI*의 값을 왜곡할 수 있기 때문에 이러한 오류를 시정하기 위하여 절대값을 사용하고 있다.

는 $f(x)$와 실제관측치 y 사이의 괴리가 技術的 非效率性(u)에 의한 것인지 아니면 단순한 白色誤差(v)에 의한 것인지를 상대적으로 표시한 指數라고 해석된다.

λ와 밀접히 관련된 技術的 效率性의 尺度로서는 다음과 같이 最小自乘法이 추정한 回歸分析殘差의 分布가 갖는 歪度(skewness) S가 제시된다[31]

$$S=m_3(\varepsilon)/\{m_2(\varepsilon)\}^{3/2} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

式(2)의 計量模型에서 v와 u의 차이점은 前者는 對稱的 分布를 갖는 데 비하여 後者는 一方偏重分布를 갖는다는 것이었다. 誤差項의 合인 $\varepsilon=(v-u)$를 두고 볼 때 技術的 非效率性(u)이 白色誤差(v)에 비하여 상대적으로 크면 클수록 ε의 분포에서 발견되는 陰의 歪度는 더욱 큰 絶對値를 갖게 될 것이다. 따라서 式(9)에서 주어진 S의 값은 技術的 效率性의 尺度로서 사용할 수 있다[32]. λ와 S가 갖는 관계는 附錄II의 (1)과 (2)의 두 式에서 구체적으로 결정된다. 植草益·鳥居昭夫(1985)는 간단한 계산결과, [-0.9968, 0]의 구간에서 λ와 S가 負의 關係를 가짐을 보여주고 있다.

式(8)에 주어진 λ의 定義에서 알 수 있듯이 λ는 I型실패와 II型실패 모두와 관련된다. 推定後 I型실패가 발생할 경우에는 "$\hat{\sigma}_u=0$"로 처리되어 "$\lambda=0$"이지만 II型실패가 발생할 경우에는 λ가 규정되지 않는다. 그러나 S의 경우에는 어떠한 標本이든 標本中心積率 $\hat{m}_2(>0)$와 $\hat{m}_3$가 계산되므로 I型실패 내지 II型실패와 무관하게 항상 어떤 수치를 가질 것이다. 다만 I型실패에 해당하는 "$\hat{m}_3>0$"의 경우("$\lambda=0$"의 경우) S가 陽의 부호를 갖게 되므로 해석상의 문제가 남는데, 첫째 "$\hat{m}_3>0$"의 모든 數値를 동등하게 취급하여 S의 값이 技術的 效率性과는 무관하다는 해석과, 둘째 S의 값이 技術的 效率性과 비례한다는 해석이 가능하다.

이상의 논의를 종합해 볼 때 EFF는 이론적인 근거에서 적합한 尺度인 반면 ATI는 $COLS$에 의한 常數項의 調整이 非效率性을 의미한다는 뜻에서 經驗的인 측면을 중시한 尺度라고 할 수 있다. 또한 λ와 S는 u에 관한 情報뿐만 아니라 v에 관한 情報도 중시하는 尺度이다. 따라서 事前的으로 어떠한 尺度를 선택하기보다는 네가지 尺度 모두에 대한 測定을 시도하기로 한다. 단, EFF와 S는 技術的 效率性의 尺度인 반면 ATI와 λ는 技術的 非效率性의 尺度임에 유의한다.

4. 回歸分析式의 設定

$COLS$로써 $SFPF$를 추정하기 위해서는 計量模型 (2)의 $f(x)$에 관한 구체적 함수형태를 결정하여야 할 것이다. 生產函數의 어떠한 형태가 바람직한 것인가에 관한 논의는 生產理論의 중심적인 主題인 동시에 生產函數에 관한 實證分析을 위해서도 매우 중요한 과정이다. 生產函數의 구체적인 형태를 선택할 때

31) 歪度란 確率分布의 非對稱 程度를 나타내는 척도로서 單峰分布(unimodal distribution)에서 긴 왼쪽꼬리를 가지면 陰의 歪度, 그 반대의 경우 陽의 歪度를 가진다. 式(9)에 주어진 歪度의 定義와 測定式에 대해서는 Hogg and Tanis(1983, pp. 69~70)의 설명을 참조할 것.

32) 歪度 S에 관한 한 Caves and Barton(1990)은 式(9)의 右邊에 -1을 곱한 값을 S라 정의하고는 S가 技術的 效率性의 指標라고 말하는 誤謬를 범하고 있다.

에는 生産技術의 理論的 特性과의 符合性, 推定할 母數의 '節約'(parsimony in parameters)可能性과 解析의 簡便性, 計算의 容易性 및 時間·觀測値의 변화에 대한 函數의 安定性 등이 選擇의 基準이 되어야 할 것이다.

Nadiri(1982)는 生産函數의 형태를 ① 1次同次 生産函數, ② 可變代替彈力性(*VES*) 生産函數, ③ 相似擴大的(homothetic) 生産函數, ④ 非相似擴大的(non-homothetic) 生産函數의 네가지로 분류하고 각각에 속하는 生産函數의 구체적 형태를 소개하고 있다. 論議의 展開를 간략히 하기 위하여 資本(K)과 勞動(L)의 두가지 生産要素를 사용하여 産出量(Q)을 생산하는 函數關係를 가정할 때 超越로그生産函數(translog production function)는 다음과 같이 정의된다.

$$ln(Q/L)=a_0+a_1 ln(K/L)+a_2\ ln\ L+a_3(ln(K/L))^2+a_4(ln\ L)^2+a_5(ln(K/L))(ln\ L)+v-u \cdots\cdots (10)$$

式(10)에 주어진 超越로그生産函數는 "$a_4=a_5=0$"일 경우 *CES* 生産函數가 되며 "$a_3=a_4=a_5=0$"일 경우 Cobb-Douglas生産函數가 되기 때문에 生産函數의 가장 일반적인 형태이다[33]. 따라서 事後的으로 a_3, a_4, a_5의 推定値가 갖는 統計的 有意性에 따라서 어느 형태의 生産函數가 가장 적절한가를 살펴보는 것도 가능할 것이다. 그러나 本 論文에서는 각 細細分類産業別로 별도의 回歸分析을 행하고 있기 때문에 이러한 選擇方法이 큰 의미를 갖지 못한다.

따라서 超越로그生産函數를 선택하는 先驗的인 근거를 찾는다면 母數의 節約可能性이 배제되기 때문에 推定値의 정확성이 결여되고 自由度의 制約으로 표본크기가 작은 産業이 누락된다는 단점에도 불구하고 Cobb-Douglas 生産函數나 *CES* 生産函數가 표방하는 生産技術을 가정할 경우 假定上의 誤謬로 인하여 效率性의 推定誤差가 발생할 수 있기 때문이다. 이와 같은 이유 이외에도 Caves and Barton(1990)은 超越로그生産函數를 선호하게 되는 經驗的 根據를 제시하고 있는데 상당히 적절한 論議라고 판단된다[34].

III. 變數의 測定과 推定結果의 分析

1. 變數의 測定과 測定式

本 論文의 推定에 사용된 統計資料는 經濟企劃院 調査統計局이 보유하고 있는 1978년 鑛工業센서스의 原資料(raw data)이다. 總 389개 細細分類産業을 대상으로 각 産業別로 産業內 事業體들이 回歸分析의 觀測單位(unit of observation)인데 總 29,864개의 事業體가

33) 超越로그生産函數는 Christensen, Jorgenson and Lau(1973)에 의하여 고안된 것이다. Denny and Fuss(1977)는 超越로그生産函數가 $lnQ=F(ln\ K,\ ln\ L)$의 형태를 갖는 모든 生産函數를 式(10)의 형태로 접근시킬 수 있음을 보여준다.

34) 超越로그生産函數를 선택함에 있어서 Caves and Barton(1990)이 제시하는 經驗的인 근거는 첫째 生産規模의 增加에 따라 資本과 勞動間의 適正比率이 增加한다는 점, 둘째 Cobb-Douglas가 가정하는 生産要素그룹간의 分離性(separability)이 입증되지 않는다는 점, 셋째 生産規模의 增加에 따라 規模의 經濟의 정도가 변한다는 점, 넷째 Cobb-Douglas나 *CES*의 경우 단순히 決定係數(R^2)의 차이 때문에 技術的 非效率性이 낮은 값을 가질 수 있다는 점 등이다.

原資料에 포함되어 있다[35].

式(10)의 超越로그生産函數를 실제로 推定함에 있어서는 從屬變數의 測定과 說明變數의 測定·選擇이 요구된다. 먼저 標本(産業)內 각 事業體의 産出量을 측정하는 變數로서 總生産額(GO)과 附加價値額(VA)을 사용하였다[36].

總生産額(GO)=出荷額(S)+完製品年末在庫額($INV1b$)-完製品年初在庫額($INV1a$)

附加價値(VA)=生産額-直接生産費(MC)

投入量을 측정하는 變數 중 勞動要素投入은 年平均從業員數(N)와 年平均勞動投入時間(L)을 사용하는데 이는 生産職從業員의 年平均勞動投入時間(LP)과 非生産職從業員의 年平均勞動投入時間(LNP)의 合으로서 LP와 LNP는 각각 다음과 같이 정의된다.

LP=生産職從業員 1인당 年間勞動投入時間($LPHR$)×生産職從業員數(NP)

LNP=非生産職從業員 1인당 年間勞動投入時間($LNPHR$)×非生産職從業員數(NNP)[37]

資本要素投入은 資本스톡(K)을, 生産要素로서의 原料投入은 原材料費(M)를 다음과 같이 측정하였다.

資本스톡(K)=年平均有形固定資産(0.5 $ASSETa$+0.5$ASSETb$)+年平均在庫額(0.5$INVa$+0.5 $INVb$)

原材料費(M)=直接生産費(MC)-原材料在庫增減額($INV2b$-$INV2a$)-半製品·製工品增減額(WPb-WPa)

産出量과 投入量에 관한 變數 이외에도 다음의 變數들이 추가적인 說明變數로 사용되었다.

$X1$=總從業員數 중 非生産職從業員의 비율(NNP/N)

$X2$=直接生産費 중 煙料費의 비율($MCFE/MC$)

$X3$=資本스톡 중 平均在庫額의 비율($1/2(INVa+INVb)/K$)

$X4$=總出荷額 중 主産業品目出荷額의 비율(SP/S)[38]

35) 技術的 效率性을 측정하기 위한 實證分析에서 觀測單位는 事業體(工場) 또는 企業이 모두 이용될 수 있으나 $SFPF$의 推定은 觀測單位가 事業體일 때 더 큰 의미를 가지기 때문에 事業體를 分析基準으로 하였다.

36) 여기에서 주어진 각 變數의 定義는 調査統計局의 鑛工業統計의 原資料에서 직접 사용이 가능한 項目들로 주어졌다. 영어 표기 끝에 a, b를 더한 것은 각각 年初, 年末의 값을 의미한다.

37) NP의 경우 鑛工業統計의 생산직종업원수(A), 자영업주·무급종사자수(B), 사무·기타종업원수(C)의 합계가 별도로 주어진 종업원수(N)와 차이를 나타내므로 $NP=N\times(A/A+B+C)$로, $NNP=N-NP$로 측정되었다. $LPHR$의 경우 鑛工業統計의 생산직종업원 1인당 월간평균노동투입시간의 12개월 합계는 연간 1일 평균노동투입시간(分)이므로 60으로 나누어 시간으로 변환하고 12로 나누어 1일 평균노동투입시간(時間)을 구한 후 여기에 生産職從業員操業日數를 곱한 값이다. $LNPHR$은 鑛工業統計에 포함되어 있지 않으므로 $LPHR$을 非生産職從業員의 年間給與額($LNPPAY$)과 生産職從業員의 年間給與額($LPPAY$)의 比率로써 조정한 값이다. 즉 $LNPHR=LPHR\times(LNPPAY/LPPAY)$.

38) $X4$는 事業體 單位에서의 商品特化比率로서 多邊化指數와 逆의 關係를 갖는다.

$X5$=非生產職從業員 1인당 年平均賃金 $(LNPPAY/NNP)$

$X1 \sim X5$의 變數들은 주로 生產要素의 構成이나 동일한 產業에 속한 각 事業體들의 異質性을 살펴보기 위한 變數들이다. 이들 變數들은 상호 代替關係에 있지 않으며 또한 企業의 環境變化에 따라 단기적으로 쉽게 조정될 수 있는 變數들이 아니기 때문에 각각의 母數들에 대한 推定値가 統計的으로 有意性을 갖는다면 K, L, N, M 등을 위에서와 같이 측정함에 오류가 있음을 의미하게 된다.

이상과 같이 정의된 產出量과 投入量에 관한 變數와 $X1 \sim X5$의 추가적인 說明變數를 사용할 때 式(10)의 超越로그生產函數는 다음과 같이 實際推定을 위한 回歸分析式으로 표현된다.

$$\begin{aligned} ln(GO/L) = & a_0 + a_1 ln(K/L) + a_2 ln(M/L) \\ & + a_3 lnN + a_4 (ln(K/L))^2 \\ & + a_5 (ln(M/L))^2 + a_6 (lnN)^2 \\ & + a_7 (ln(K/L))(ln(M/L)) \\ & + a_8 (ln(K/L))(lnN) \\ & + a_9 (ln(M/L))(lnN) \\ & + \sum_{i=1}^{5} a_{i+9} Xi + v - u \\ & \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (11) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} ln(VA/L) = & a_0 + a_1 ln(K/L) + a_2 \ ln L \\ & + a_3 (ln(K/L))^2 + a_4 (ln L)^2 \\ & + a_5 (ln(K/L))(ln L) \\ & + \sum_{i=1}^{5} a_{i+5} Xi + v - u \ \cdots (12) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} ln(VA/L) = & a_0 + a_1 ln(K/L) + a_2 \ ln L^* \\ & + a_3 (ln(K/L))^2 + a_4 (ln L^*)^2 \\ & + a_5 (ln(K/L))(lnL^*) \\ & + \sum_{i=1}^{5} a_{i+5} Xi + v - u \cdots\cdots (13) \end{aligned}$$

式(11)과 式(12)는 勞動要素投入으로 N과 L 중 무엇을 사용하느냐와 (M/L)을 說明變數로 포함시키느냐에 따라서 상이한 형태를 취한다. Caves and Barton(1990)은 (11)과 (12)의 형태를, 植草益·鳥居昭夫(1985)는 (13)의 형태를 취하고 있는데 本 論文에서는 이들과의 비교를 위하여 모두 推定하기로 한다. 단, (13)의 L^*는 앞서 정의된 年平均 勞動投入時間(L) 대신 年間 總給與額으로 정의된다[39].

2. 統計의 編輯·加工

技術的 效率性의 推定値는 測定誤差에 매우 민감하다. 技術的 效率性의 尺度는 誤差項의 推定値로부터 계산되기 때문에 사용되는 統計가 비정상적이거나 변수의 계산과정에서 오류가 발생하면 誤差項에 큰 영향을 미치게 된다. 예컨대 統計 자체 또는 계산상의 오류에 의하여 특정 事業體의 產出量이 실제보다 낮게 측정되었다면 이로부터 계산되는 技術的 非效率性의 推定値는 실제보다 높게 평가될 것이다. 生產要素의 投入量이 실제보다 높은 수준으로 測定되었을 경우에도 유사한 결과가 나타나게 될 것이다.

따라서 각 變數를 정의하고 계산하는 과정에서 이러한 統計의 誤謬를 야기할 가능성이 높은 事業體의 原資料를 수정하거나 제외하는 것이 매우 중요하다. 그러나 수정되거나 제외

39) 植草益·鳥居昭夫(1985)와의 비교를 위하여 L 대신 L^*를 사용하고 있다. 註 37)에 의하면 $L^* = (LNPPAY + LPPAY)$로 정의된다.

되는 事業體가 실제로 매우 非效率的이거나 매우 效率的이라면 그러한 事業體를 제외한 效率性의 推定은 産業의 진정한 平均效率性을 왜곡하게 될 것이므로 統計를 編輯하는 基準을 설정함에 있어서 신중한 자세가 요구된다. 本 論文에서는 〈附表 1〉의 16개 基準을 통해서 原資料를 편집하였다. 이는 우선 24개의 基準을 先驗的으로 설정한 후 原資料에 적용해 본 결과에 따라 선택한 것이다.

技術的 效率性은 分析對象期間 동안 계속해서 操業을 실시한 事業體에 대해서 의미를 가질 것이기 때문에 主要 投入量과 産出量을 0이라고 보고한 事業體는 分析對象에서 제외하였다. 이러한 경우는 原資料 자체의 오류 또는 이들 事業體의 불성실한 報告를 의미하거나 分析對象期間 동안 새로이 新設된 事業體나 倒産한 事業體, 季節的으로만 操業을 실시하는 事業體, 규모가 지극히 영세하여 製造業體로서 지속적으로 操業을 계속할 가능성이 낮은 事業體 등을 의미하는데 〈附表 1〉의 (1)~(9)가 이에 해당한다.

또한 週當 生産職從業員의 勞動時間이 90時間(50週 基準) 이상인 事業體는 제외하였다. 非生産職從業員의 賃金에 있어서도 지극히 낮거나 높은 수준의 1人當 年間給與額을 나타낸 事業體를 제외하였다. 〈附表 1〉에서 (11)의 기준을 原資料에 그대로 적용하는 경우에 全體事業體의 37%에 해당하는 11,186개의 事業體가 제외된다. 이러한 事業體는 生産職從業員을 고용하고 있더라도 事務職從業員은 고용하지 않고 自營業主 및 無給從事者가 '非生産職 勞動'을 投入하고 있는 경우이므로 自營業主 및 無給從事者의 賃金을 非生産職 從業員의 賃金으로 환산하여 기준(11)을 적용한 경우에는 〈附表 1〉에서 보듯이 529개의 事業體가 제외된다. 단, 기준(12)의 경우에는 이와 같은 調整過程이 불필요하다고 판단되므로 原資料의 非生産職從業員에 관한 統計를 그대로 사용했다.

또한 調査對象의 事業體들이 報告한 數値들이 어느 정도 신뢰할 만한 범위내에 있지 않는 경우도 존재한다. 計量模型의 推定에 직접 사용될 변수값의 變動이 너무 크면 回歸分析의 誤差項에 큰 영향을 미치므로 이를 제외하였다. 특히 *COLS*에 의하면 비정상적으로 높은 값을 갖는 正의 殘差는 $\hat{m}_3$을 0보다 크게 만들 가능성이 있으며 이는 그만큼 技術的 效率性의 推定을 불가능하게 한다. 각각의 기준에 따라 제외된 事業體의 數는 〈附表 1〉에서와 같으며 16개 기준을 동시에 적용할 경우에 제외되는 事業體는 7,854개로서 전체의 26%에 해당한다. 〈附表 1〉에 의하면 基準 (3)~(5)가 상대적으로 중요한 역할을 하고 있음을 알 수 있다.

이상의 統計編輯基準들을 적용할 때 總 389개의 산업 중 1개 이상의 事業體라도 남는 産業數는 365개(94%)이며 남는 事業體數는 22,010개(74%)이다. 365개의 産業과 22,010개의 事業體를 대상으로 각 産業別로 生産函數를 推定함에 있어서 自由度의 確保라는 문제를 해결하기 위하여 編輯基準의 적용후 産業別 事業體數가 20개 미만인 産業을 分析對象에서 제외시켰다. 그 결과 최종적으로 分析對象이 되는 産業의 數는 215개(55%)이며 事業體數는 20,664개(69%)이다. 〈附表 2〉에서 보는 바와 같이 中分類産業 36을 제외하고는 모두 60% 이상의 事業體를 分析對象으로 하고 있으며 대부분의 中分類産業에 걸쳐 거의

〈表 1〉 I型실패와 II型실패의 産業數

回歸分析式	I型실패	II型실패	小計	推定産業數
式(11)	108	22	130	85
式(12)	81	15	96	119
式(13)	89	18	107	108

註 : 推定産業數는 分析對象인 215개 産業에서 I型 및 II型실패를 제외한 産業의 數임.

비슷하게 統計의 誤謬를 야기할 가능성이 높은 事業體가 제외되었음을 알 수 있다[40].

3. 推定結果의 分析

II章에서 설명한 바와 같이 *SFPF*를 *COLS*로써 推定할 경우 標本(産業)에 따라서 推定된 標本中心積率 $\hat{m}_2$, $\hat{m}_3$의 값이 I, II型실패를 야기할 수 있다. 통계의 편집후 최종적으로 얻은 215개 分析對象産業을 각각 표본으로 하여 (11), (12), (13)의 回歸分析式을 추정한 결과 I型 및 II型실패를 나타낸 産業의 數와 그렇지 않은 産業數는 〈表 1〉과 같다.

〈表 1〉에서와 같이 어떠한 回歸分析式을 선택하더라도 非效率的 産業임을 의미하는 II型실패의 産業數는 效率的 産業임을 의미하는 I型실패의 産業數보다 훨씬 적음을 알 수 있는데 이는 日本의 경우에 관한 植草益·鳥居昭夫(1985) 및 英國의 경우에 관한 Green and Mayes(1988) 등과 상반된 결과이다. 前者의 경우 II型실패의 産業數가 오히려 I型실패보다 많게 나타나며 後者의 경우 비록 I型실패의 産業數가 많지만 韓國의 경우에서와 같이 뚜렷한 차이를 나타낸 것은 아니다[41]. I型 및 II型실패에 해당하는 産業들은 사업체의 수가 적은 산업부터 큰 산업에 이르기까지 골고루 분포하고 있으며 또한 어느 中分類産業에 편중되지 않고 거의 全製造業에 걸쳐 비교적 골고루 분포하고 있다.

Caves and Barton(1990)은 I型 및 II型실패가 존재하는 산업과 그렇지 않은 産業間의 차이에 대하여 주목하면서 從屬變數의 변동정도가 결국 이러한 구분과 매우 밀접한 관련이 있다고 주장하고 있다. 즉 I型실패의 경우에는 技術的 效率性이 매우 높은 産業일 것이므로 從屬變數의 變動이 크지 않지만 I, II型실패가 없고 技術的 效率性이 성공적으로 추정되는 産業(表 1의 推定産業에 해당)의 경우에는 從屬變數의 變動이 크게 나타날 것이며 II型실패의 경우 從屬變數의 變動은 더욱 크게 나타난다는 것이다. 〈表 2〉는 이러한 주장이 한국의 경우에도 어느 정도 뚜렷이 적용되고 있음을 보여주고 있지만 미국의 경우에

40) 분석대상에 포함된 215개 산업과 분석대상에서 제외된 산업의 차이는 결국 事業體數일 것인데 이는 다음과 같이 市場集中率의 격차로 설명된다.

	産業數	*CR*3(平均)	*H*(平均)
分析對象産業	215	0.445	0.116
제외된 産業	174	0.777	0.374

註 : *CR*3는 상위 3사집중률, *H*는 허핀달지수임.

41) 미국에 대한 Caves and Barton(1990)의 硏究結果에서는 I型실패와 II型실패를 뚜렷이 구분하지 않고 있기 때문에 혼동을 야기하고 있다.

〈表 2〉 失敗産業과 推定産業의 比較 : 式(12)의 경우[1)]

(VA/L)의 (最大値/最小値)	I型실패	推定産業	II型실패	計
0~15	38(46.9)	28(23.5)	0(0)	77(35.8)
15~50	36(44.4)	52(43.7)	2(13.3)	90(41.9)
50 以上	7(8.6)	39(32.8)	13(86.7)	48(22.3)
計	81	119	15	215

註 : 1) 첫번째 數値는 産業數이며 ( )안의 수치는 I · II型 失敗産業, 推定産業의 個別 合計에 대한 百分率임.

대한 硏究結果만큼 뚜렷하지는 않다[42)].

가. 우리나라 製造業의 平均非效率性

〈表 3〉은 세세분류산업별로 技術的 效率性을 推定한 結果를 요약하고 있는데 우리나라 製造業의 平均的인 技術的 (非)效率性의 정도는 ATI와 EFF를 통해 쉽게 살펴볼 수 있다. 즉 ATI는 生産額을 基準으로 하였을 경우 약 33%의 非效率性을 나타내고 있으며 附加價値額을 基準으로 하였을 경우 약 68%의 非效率性을 나타내고 있다[43)]. 또한 EFF는 生産額基準의 경우 약 82%, 附加價値額基準의 경우 약 68% 정도의 效率性을 나타내고 있다[44)].

λ와 S를 통해서는 ATI 및 EFF에서와 같이 직접적인 情報를 얻을 수 없으나 EFF 및 ATI의 경우와는 대조적으로 附加價値額基準의 경우 오히려 더욱 작은 非效率性의 推定値를 나타낸다. 그러나 이는 産業數의 차이에 기인한 것에 불과하다[45)]. 또한 式(13)의 경우에는 그 推定結果가 式(12)와 매우 유사함을 알 수 있다.

각 效率性 測定値의 分布를 〈表 3〉의 標準偏差와 〈表 4〉의 測定値 分布上의 百分位數를 통해서 살펴보면 EFF와 ATI의 분포가 비슷한 형태를 나타내고 있다. 이는 ATI는 平均非效率性을, EFF는 平均效率性을 각각 나타내고 있으므로 ATI의 평균값 이하는 EFF의 평균값 이상과, ATI의 평균값 이상은 EFF의 평균값 이하와 각각 상응할 것으로 기대되기 때문이다.

42) Caves and Barton(1990)은 NA産業(실패産業)과 TI産業(推定産業)으로 이를 분류하고 있는데 이들이 지칭하는 NA産業이 I型 및 II型실패를 모두 포함하는 것인지는 분명하지 않으나 문맥상 I型실패만을 포함한 것으로 간주된다. Caves and Barton은 또한 推定産業의 決定係數(R^2)가 실패산업보다 낮은 값을 갖는 것으로 나타내고 있는데 한국의 경우 推定産業의 R^2平均은 0.298, I型실패는 0.237, II型실패는 0.198로서 미국의 경우와 상반된 결과가 주목된다.

43) ATI의 경우 附加價値額을 기준으로 하였을 때의 測定値가 生産額基準보다 큰 것은 生産額의 경우 $\bar{y}$가 附加價値額基準의 $\bar{y}$보다 클 것이기 때문이다.

44) EFF와 ATI의 推定値를 해석함에 있어 "%" 라고 말하는 의미는 단순한 百分率이기보다는 EFF 및 ATI의 推定式 (6)과 (7)을 통하여 해석해야 할 것이다.

45) 실제로 式(11)과 (12)를 추정한 후 I型 및 II型 실패 산업을 다같이 제외한 52개 산업을 두고 λ와 S의 平均을 비교하면 다음과 같다.

	式(11)	式(12)
λ	1.826	2.231
S	-0.280	-0.399

〈表 3〉 技術的 (非)效率性에 대한 推定結果의 要約

效率性尺度	產業數[1]	平均[1]	標準偏差	最小値	最大値
		式(11) : 生產額 基準			
EFF	85(215)	0.817(0.885)	0.092	0.441	0.972
ATI	85(215)	0.325(0.189)	0.224	0.028	0.97
λ	85(193)	2.023(0.891)	2.568	0.291	16.869
S	215	-0.12	0.86	-5.166	3.016
		式(12) : 附加價値額 基準			
EFF	119(215)	0.676(0.783)	0.09	0.451	0.861
ATI	119(215)	0.676(0.431)	0.188	0.238	0.998
λ	119(200)	1.875(1.116)	1.404	0.50	10.604
S	215	-0.211	0.589	-2.866	2.48
		式(13) : 附加價値額 基準			
EFF	108(215)	0.685(0.797)	0.104	0.417	0.957
ATI	108(215)	0.665(0.401)	0.197	0.218	0.997
λ	108(197)	2.038(1.117)	2.478	0.135	16.323
S	215	-0.196	0.601	-2.784	2.504

註 : 1) *EFF, ATI* 및 λ의 경우 產業數 및 平均의 첫번째 數値는 Ⅰ, Ⅱ型실패를 제외한 것이며 ( )안의 數値는 全標本產業에 해당하지만 λ의 경우 Ⅱ型실패는 제외함. *S*의 경우는 全標本產業을 대상으로 함.

〈表 4〉 效率性尺度의 分布 : 式(12)의 경우[1]

	百分位數(percentile)						
	0%	10%	25%	50%	75%	90%	100%
EFF	0.451	0.564	0.614	0.69	0.737	0.791	0.861
ATI	0.238	0.455	0.529	0.683	0.834	0.912	0.998
λ	0.5	0.735	1.127	1.426	2.226	3.182	10.604
S	-2.867	-0.825	-0.428	-0.154	0.144	0.312	2.48

註 : 1) *EFF, ATI,* λ의 경우는 Ⅰ, Ⅱ型실패를 모두 제외했기 때문에 119개 산업을 대상으로 百分位數를 구한 것이며 *S*의 경우는 全標本產業을 대상으로 함.

그러나 이러한 기대는 *EFF*와 *ATI*가 높은 상관관계를 가질 경우에만 가능하다. λ와 S의 比較에 있어서도 〈表 3〉과 〈表 4〉를 함께 분석함으로써 유사한 논리로 分布上의 特性을 설명할 수 있을 것이다.

그러나 보다 중요한 점은 각 效率性尺度의 推定値들이 그 평균값 및 분포를 어느 정도 달리하고 있어서 本 硏究의 다음 단계인 效率性의 產業間 隔差에 대한 回歸分析에 이용할 從屬變數로서 서로 다른 統計的 意味를 가질 수 있기 때문에 어느 尺度를 從屬變數로서 이용할 것인가 또는 어느 推定式을 선택할 것인가에 대한 판단기준을 제시하여야 한다는 것이다.

나. 效率性尺度間의 關係

技術的 效率性의 상이한 尺度들은 각 產業의 平均的 非效率性의 水準에 대해 각각 나름

〈表 5〉 效率性 尺度間의 Spearman 相關係數[1)]

	EFF	*ATI*	λ	*S*	사업체수
			式(11) : 生產額 基準 (85개산업)		
EFF	1.00	-0.769	-0.815	0.815	-0.24
		(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.027)
ATI		1.00	0.614	-0.614	0.305
			(0.0001)	(0.0001)	(0.005)
λ			1.00	-1.00	0.232
				(0.00)	(0.033)
S				1.00	-0.232
					(0.033)
사업체수					1.00
			式(12) : 附加價値額 基準(119개산업)		
EFF	1.00	-0.371	-0.831	0.831	-0.048
		(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.606)
ATI		1.00	0.354	-0.354	0.124
			(0.0001)	(0.0001)	(0.179)
λ			1.00	-1.00	0.125
				(0.00)	(0.177)
S				1.00	-0.125
					(0.177)
사업체수					1.00

註 : 1) 相關係數 아래 ( )안의 수치는 相關係數에 대한 假說檢定에 있어서의 有意水準(significance level)임. Spearman 相關係數는 두 變數의 서열(order)에 대한 相關係數임.

대로의 情報를 포함하고 있다. 그러면 이들 推定値들이 나타내는 각 產業의 平均的 非效率性은 어느 정도의 相關關係를 갖고 있는가? 이에 대한 해답을 얻기 위해 效率性尺度間의 Spearman 相關係數(correlation coefficient)를 구한 결과 각각의 尺度들은 〈表 5〉에서와 같은 相關關係를 나타내고 있다. 우선 모든 推定式에서 λ와 *S*의 相關係數가 -1로 나타나는 것은 II章에서 제시한 效率性尺度의 推定式으로부터 귀결되는 당연한 결과이다. 生產額基準의 경우 *EFF*와 *ATI*간의 相關係數를 비롯하여 모든 效率性尺度間의 相關係數는 그 절대치와 有意水準이 상당히 높게 나타나 產業間 平均的 (非)效率性의 序列은 어느 尺度를 사용하더라도 크게 차이가 없음을 알 수 있다. 따라서 〈表 3〉의 각 尺度間 平均값의 差異는 큰 의미를 갖지 못하며 效率性의 產業間 隔差에 대한 橫斷回歸分析을 위한 從屬變數로서 어느 尺度를 사용하더라도 그 결과에는 큰 質的인 차이가 없을 것이라는 점을 시사해 주고 있다.

그러나 附加價値額基準의 경우에는 *ATI*와 나머지 尺度間의 相關係數가 生產額基準의 경우보다 훨씬 낮음을 알 수 있다. 〈表 5〉의 결과는 美國에 대한 Caves and Barton(1990)의 硏究結果와 상반된다. 美國의 경우에는 무엇을 從屬變數로 하든지간에 (*EFF, ATI*) 및 (λ, *S*)는 각각 -1에 가까운 相關係數를 나타

내는데 韓國의 경우 附加價値額基準의 相關係數에는 이러한 관계가 적용되지 않는다. 따라서 〈表 5〉만으로 판단할 경우에는 附加價値額보다 生産額을 기준으로 하는 것이 다음 단계의 연구를 위하여 보다 좋다는 결론을 내릴 수 있다[46].

〈表 5〉에서는 *SFPF*의 推定에 사용된 産業別 事業體數와 각 效率性尺度와의 相關關係에 대한 情報를 나타내 주고 있다. 産業別 事業體數는 비록 절대치는 매우 낮으나 *EFF*와 *S*에 대해서는 負의 相關關係를, *ATI*와 λ에 대해서는 正의 相關關係를 나타낸다. 事業體數와 企業의 數가 매우 밀접한 關係에 있고 또한 企業의 數와 각 産業의 競爭條件이 밀접한 關係를 가질 것이므로 이 分析結果는 흥미로운 결과를 보여주고 있다. 이에 관한 분석은 다음 단계의 횡단분석에서 보다 자세히 하고자 한다.

式(11)과 式(12)를 추정한 效率性尺度 *EFF*(11)과 *EFF*(12)간의 相關係數를 〈表 6〉에서 살펴보면 그 절대치와 有意水準이 매우 낮음을 알 수 있다. 그러나 式(13)을 추정한 *EFF*(13)과 *EFF*(12)의 경우 두 式이 단지 說明變數의 사용에만 차이가 있기 때문에 그 相關係數는 *EFF*(11)과 *EFF*(12)간의 相關係數에 비해서는 상당히 높게 나타나고 있다. 그러나 이 결과는 다음 단계의 橫斷分析

〈表 6〉 相異한 推定式으로부터 추정한 效率性尺度間의 相關分析(*EFF*의 例)[1)]

	EFF(11)	*EFF*(12)	*EFF*(13)
EFF(11)	1	0.098 (0.492)	0.298 (0.04)
EFF(12)		1	0.837 (0.0001)
EFF(13)			1

註： 1) *EFF*(11), *EFF*(12) 및 *EFF*(13)간의 相關係數는 각각 I, II型실패를 제외한 産業을 대상으로 함. 따라서 *EFF*(11)과 *EFF*(12)의 경우 52개, *EFF*(12)와 *EFF*(13)은 98개, *EFF*(11)과 *EFF*(13)은 48개의 산업을 대상으로 함. 相關係數는 Spearman方式에 따른 것이며 ( )안은 假說檢定의 有意水準을 나타냄.

模型에서 이용할 推定式의 選擇에는 신뢰할 만한 정보를 제시해 주고 있지 못한다. 따라서 동일한 推定式을 사용한 相異한 尺度間의 選擇보다도 어느 推定式을 선택할 것인가라는 문제가 더욱 심각한 것이라고 볼 수 있다.

産業間 效率性의 격차에 대한 후속연구의 관점에서 이상의 논의를 종합해 볼 때 産業間 橫斷面分析의 從屬變數(技術的 效率性)로서 무엇을 사용할 것인가가 관심의 대상이 될 것이다. 첫째, 式(11)～(13) 중 어떠한 式을 사용한 效率性 推定値가 가장 적절한가라는 의문에 대해서는 〈表 1〉에서와 같이 式(12)가 가장 많은 수의 推定産業을 제공하지만 〈表 5〉에서와 같이 式(11)이 상관계수가 높은 效率性 推定値를 제공한다는 사실이 부분적인 해답이 될 것이다. 그러나 특정 효율성 척도에 관한 한 式(11)～(13)은 〈表 6〉에서와 같이 거의 무관한 推定値를 제공한다는 심각한 문제를 제기한다. 둘째, *EFF*, *ATI*, λ, *S* 중 어느 척도가 가장 적절한가에 대해서는 아직

46) 式(13)의 경우에는 式(12)의 경우와 비교하여 相關係數의 符號 및 絶對値水準이 매우 유사함을 발견할 수 있어서 〈表 5〉에서 제외되고 있다. 또한 각 序列에 관한 Spearman相關係數 이외에 각 尺度의 값에 대한 Pearson相關係數를 구해본 결과 〈表 5〉와 매우 유사한 결과를 발견할 수 있었다.

도 적절한 기준이 발견되지 않았다.

다. 事業體의 規模가 갖는 意味

〈表 7〉은 각 産業에서 從業員이 20人 이상인 事業體만을 分析對象으로 하여 *SFPF*를 추정하여 구한 效率性尺度와 全事業體를 대상으로 추정한 尺度와의 相關係數를 나타내고 있다. 〈表 7〉의 대각선에 위치한 數値는 동일한 推定式(12)에서 규모가 상대적으로 큰 사업체만을 대상으로 한 경우와 全事業體를 대상으로 한 경우간의 동일한 效率性尺度에 대한 相關係數를 나타낸다. *EFF*와 *ATI*의 경우 각각 0.603과 0.755로서 그 절대치가 크지 않은 것을 알 수 있다. 이는 종업원 20人 미만의 사업체가 全事業體를 대상으로 한 産業의 平均的 非效率性에 큰 영향을 미치고 있음을 시사한다. 특히 중요한 점은 〈表 7〉의 각 相關係數의 부호는 기대하는 바와 일치하지만 〈表 8〉에서도 살펴볼 수 있듯이 종업원 20人 이상의 경우가 *EFF* 및 *ATI*를 통해 공히 더 效率的임을 나타내고 있으며 이는 事業體의 규모와 效率性의 관계를 나타내는 중요한 사실이다. 規模의 效果에 대한 보다 본격적인 硏究 또한 다음의 硏究段階에서 보다 심도있게 취급될 것이다.

〈表 7〉 從業員이 20人 이상인 경우와의 相關係數 : 式(12)의 경우[1)]

	EFF	*ATI*	λ	*S*
EFF^*	0.603	-0.277	-0.39	0.39
	(0.0001)	(0.037)	(0.0003)	(0.0003)
ATI^*	-0.277	0.755	0.243	-0.243
	(0.037)	(0.0001)	(0.069)	(0.069)
λ^*	-0.383	0.159	0.422	-0.422
	(0.003)	(0.237)	(0.001)	(0.001)
S^*	0.383	-0.159	-0.422	0.422
	(0.003)	(0.238)	(0.001)	(0.001)

註 : 1) EFF^*, ATI^*, λ^*, S^* 등은 從業員이 20人 이상인 事業體를 대상으로 하여 추정한 效率性尺度를 나타냄. 종업원 20人 이상인 사업체만을 대상으로 할 때 20개 이상의 사업체를 가진 産業은 143개이나 I, II型실패를 제외한 후 〈表 1〉의 推定産業과 비교가능한 57개 산업을 대상으로 함.

IV. 結論 및 向後課題

本 論文에서는 기존의 經驗的 産業組織論에서 소홀히 취급한 技術的 效率性의 문제에 대한 분석을 시도함에 있어서 技術的 效率性의 理論的인 槪念을 소개하고 이를 우리나라 製造業을 대상으로 경험적으로 살펴보기 위한

〈表 8〉 從業員 20人 이상인 경우의 主要統計値[1)]

	産業數	平均	標準偏差	最小値	最大値
EFF	57	0.672	0.079	0.506	0.823
EFF^*	57	0.694	0.089	0.484	0.909
ATI	57	0.664	0.184	0.303	0.996
ATI^*	57	0.602	0.196	0.161	0.990

註 : 1) EFF^*, ATI^*는 〈表 7〉에서와 동일함. *EFF*, *ATI*의 경우에도 비교를 위하여 공통적인 57개 산업을 대상으로 계산되었음.

計量模型과 推定方法을 제시하였다. 生産函數를 추정하는 計量模型으로는 決定的 境界生産函數가 이론적인 장점에도 불구하고 현실의 관측치가 갖는 測定誤差 혹은 단순한 統計的 誤差에 매우 민감하게 반응할 수밖에 없는 決定的 脆弱點을 갖기 때문에 이론적인 生産函數를 표방하면서 현실적으로도 바람직한 確率的 境界生産函數에 바탕을 둔 計量模型이 제시되었다. 確率的 境界生産函數를 推定함에 있어서는 最尤法과 修正最小自乘法 등의 방법이 동원될 수 있으나 本 論文에서는 계산상의 편의 및 海外硏究結果와의 比較分析 때문에 修正最小自乘法을 사용하였다.

確率的 境界生産函數를 修正最小自乘法으로 추정한 결과 나타나는 각종 推定値들은 자연히 標本(産業)別로 평균적인 技術的 非效率性을 나타낼 것인데 本 論文에서는 각 標本別로 技術的 非效率性의 평균적인 수준을 나타내는 尺度로서 네가지의 상이한 유형을 제시하고 이들 모두에 대한 推定을 시도하였다. 실제의 回歸分析에 있어서는 선택된 計量模型이 推定을 위한 回歸分析式으로 표현되어야 하는데 이는 결국 生産函數의 구체적 형태를 어떻게 나타낼 것인가의 문제로 귀착되어 本 論文에서는 生産函數의 가장 일반적인 형태라고 할 수 있는 超越로그生産函數를 가정하였다. 그러나 從屬變數 및 說明變數의 선택에 있어서는 海外硏究結果와의 비교가 가능하도록 세가지의 상이한 超越로그生産函數를 제시하여 이를 모두 推定하였다.

變數의 測定을 위해서는 1978년 鑛工業센서스의 事業體 原資料를 이용하여 총 389개 細細分類製造業에 포함된 29,864개의 事業體를 대상으로 하였다. 이는 이론적인 生産函數에 가장 근접한 관측단위는 製造業部門의 個別事業體들이며 가장 세분된 産業分類인 細細分類産業은 공통된 生産技術의 사용이라는 조건을 어느 정도 만족시킬 수 있기 때문이었다. 따라서 本 論文은 韓國 製造業의 技術的 非效率性에 관한 가장 微視的 次元의 經驗的 硏究結果라는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다.

原資料에 내재된 測定誤差와 硏究의 趣旨와 상반되는 統計資料를 배제하고 보다 정교한 統計資料를 얻기 위하여 事前的인 合理性에 근거한 編輯基準을 적용하여 原資料를 가공한 후 回歸分析의 自由度를 확보하기 위하여 事業體數가 20개 미만인 産業을 제외한 결과 총 215개 産業의 20,664개 事業體에 대한 분석이 가능하게 되었다. 특히 사업체수가 20개 미만인 독과점적인 産業이 다수 제외되었기 때문에 다수 제조업에 대한 분석이 불가능했다.

推定結果는 여러 측면에서 分析·檢討되었다. 效率性 尺度間의 相關關係는 生産額을 기준으로 한 경우가 附加價値額基準의 경우보다 다소 높은 것으로 나타났다. 따라서 Caves and Barton(1990)이 美國의 경우에 대해서 附加價値額基準의 推定結果를 선호한 근거와는 상반되는 결과를 제시하고 있다. 그러나 附加價値額을 기준으로 한 경우가 실패산업수를 현저히 줄인다는 장점을 갖기 때문에 더욱 적절하다고 판단되었다. 또한 效率性尺度間의 相關關係가 높더라도 特定尺度를 後續硏究인 效率性의 産業間 差異에 관한 橫斷面分析에서 從屬變數로 사용함에 있어서는 합리적인 選別基準을 제시하지 못했다.

效率性尺度間의 相關關係가 높은 반면에 각 效率性尺度의 평균값은 상당한 차이를 나타내기 때문에 特定 效率性尺度의 평균값을 각 産

業別 平均的 技術的 效率性으로 해석하는 것은 상당한 오류를 포함할 것이라고 판단된다. 그러나 이러한 결론의 不確實性이 크게 문제시되지 않는 이유는 效率性尺度間의 相關關係가 적당히 높기만 하면 다음 段階의 橫斷分析에서 產業間 隔差를 설명함에 있어서 效率性尺度의 평균값은 문제가 되지 않기 때문이다.

동일한 回歸分析式에 근거한 상이한 效率性尺度間의 相關關係는 높지만 상이한 回歸分析式에 근거한 特定 效率性尺度間의 相關關係는 매우 낮은 것으로 나타나기 때문에 상이한 척도간의 선택보다는 상이한 推定式間의 選擇이 더욱 심각한 문제점으로 부각되었다. 특히 生產額基準과 附加價値額基準을 대비할 때 문제는 더욱 심각한데 이는 기본적으로 단위노동시간당 生產額과 附加價値額 사이의 相關關係가 낮기 때문이라고 볼 수 있으며 어느 變數를 回歸分析式의 從屬變數로 사용하느냐는 문제로 귀착된다.

상당수의 產業에 있어서는 만족할 만한 效率性 推定値를 구할 수 없었다. 특히 I型실패에 해당하는 產業이 많았는데 이러한 產業들이 모두 상당히 높은 水準의 技術的 效率性을 나타내고 있다고 해석하기에는 문제점이 따를 것이다. II型실패에 해당하는 產業의 경우에 있어서도 技術的 非效率性이 심각하다는 해석이 가능한가에 대한 경험적 증거가 부족하다. 다행히도 分析의 관점에서 볼 때 적당한 정도의 技術的 非效率性을 나타낸 推定產業이 多數를 차지한 사실은 고무적이라고 판단된다. 그리고 從業員規模가 영세한 사업체들이 상대적으로 비효율적임을 알 수 있었는데 이는 후속연구에서 더욱 세밀하게 분석되어야 할 것이다.

本 硏究는 技術的 效率性에 관한 國際硏究 프로젝트의 일환으로서 技術的 效率性의 產業間, 國家間 隔差를 어떻게 설명하느냐를 궁극적인 과제로 삼고 있다. 따라서 향후의 硏究에 있어서는 本 論文의 硏究結果를 이용하여 產業間 橫斷分析을 수행하고 가능한 國家間 比較도 시도하고자 한다. 우선 技術的 效率性의 產業間 隔差에 대한 分析을 위해서는 理論的 假說이 선행되어야 할 것이며 이러한 假說에 근거한 說明變數의 選擇과 測定이 바람직할 것이다.

技術的 效率性의 產業間 隔差를 설명하는 理論的 根據는 獨寡占的 市場構造가 競爭的 市場構造에 비하여 상대적으로 價格談合을 용이하게 하며 치열한 非價格競爭 때문에 費用最小化가 이루어지지 않는 등 결국 市場構造的 特性의 차이 때문에 效率性의 產業間 隔差가 야기된다는 가설을 포함하여 실로 다양하게 전개될 수 있다. 이러한 논의는 후속연구에서 보다 심도있게 다루어질 것이지만 市場失敗에 근거한 가설 이외에도 商品差別化의 정도, 資本의 「빈티지」效果(capital vintage effect) 등 技術的 效率性에 영향을 미치는 요인들이 모두 고려되어야 할 것이다.

향후의 硏究에 있어서는 技術的 效率性의 產業間 隔差에 대한 分析 못지않게 事業體間의 隔差에 관한 硏究 또한 중요하다고 판단된다. 이와 관련된 과제로서는 技術的 效率性의 수준이 事業體의 規模, 多國籍企業 對 國內企業, 輸出企業 對 內需企業, 公企業 對 民間企業 등의 구분과 갖는 관계가 보다 심도있게 분석되어야 할 것이다. 그러나 이러한 연구는 사업체에 관한 포괄적이고 매우 상세한 통계를 요구하기 때문에 어려울 것으로 예상된다.

또한 特定時點에 국한된 硏究에서 탈피하여 우리나라 製造業의 技術的 效率性이 시간이 경과함에 따라 어떠한 動態的 變化를 나타내는지를 살펴보는 것도 매우 중요할 것이다. 이를 위하여 本 論文과 동일한 分析方法을 1978년 이후의 10년에 걸친 鑛工業統計에 적용함으로써 技術的 效率性의 動態的 變化를 분석할 계획이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

姜明憲, 「X-非效率에 대한 小考」, 韓國産業組織學會, 모노그래프 No.8, 1988. 7.

植草益・鳥居昭夫, 「Stochastic Production Frontierち用いた日本の製造業にあけろ技術非效率度の計測」, 『經濟學論集』, 51卷 3號, 1985. 10.

Aigner, D.J. and S.F. Chu, "On Estimating the Industry Production Function," *American Economic Review*, 58, Sep. 1968, pp.826~839.

Aigner, D.J., C.A.K. Lovell, and P. Schmidt, "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics*, 6, July 1977, pp.21~37.

Carlsson, Bo, "The Measurement of Efficiency in Production: An Application to Swedish Manufacturing Industries, 1968," *Swedish Journal of Economics*, 74, Dec. 1972, pp.468~485.

Caves, Richard E. and David R. Barton, *Efficiency in U.S. Manufacturing Industries*, The MIT Press, 1990.

Christensen, L.R., D.W. Jorgenson, and L. J. Lau, "Transcendental Logarithmic Production Functions," *Review of Economics and Statistics*, 55, 1973, pp.28~45.

Denny, Michael and Melvin Fuss, "The Use of Approximation Analysis to Test for Separability and the Existence of Consistent Aggregates," *American Economic Review*, 67, June 1977, pp.404~418.

Farrell, M.J., "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society*, 120, Part 3, 1957, pp. 253~282.

Forsund, Finn R. and Lennart Hjalmarsson, "On the Measurement of Productive Efficiency," *Swedish Journal of Economics*, 76, June 1974, pp.141~154.

———, and Eiley S. Jansen, "On Estimating Average and Best Practice Production Functions via Cost Functions," *International Economic Review*, 18, June 1977, pp.463~476.

Forsund, Finn R., C.A.K. Lovell, and P. Schmidt, "A Survey of Frontier Production Functions and of Their Relationship to Efficiency Measurement," *Journal of*

Econometrics, 13, May 1980, pp.5~25.

Green, Alison J. and David G. Mayes, *The Measurement of Technical Inefficiency of U.K. Manufacturing Industry*, unpublished mimeo., 1988.

Harberger, Arnold C., "Monopoly and Resource Allocation," *American Economic Review*, 44, May 1954, pp.77~87.

Harris, C.M., *Technical Inefficiency of Australian Manufacturing Industry*, Bureau of Industry Economics, Occasional Paper 4, Canberra, 1987.

Hogg, R. V. and E. A. Tanis, *Probability and Statistical Inference*, 2nd ed., Macmillan Publishing Co., 1983.

Huang, C. J. and F. S. Bagi, "Technical Efficiency on Individual Farms in Northwest India," *Southern Economic Journal*, 51, 1984, pp.108~115.

Jondrow, James, C.A.K. Lovell, Ivan S. Materov, and P. Schmidt, "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function," *Journal of Econometrics*, 19, Aug. 1982, pp.233~238.

Kopp, Raymond J. and V. Kerry Smith, "Frontier Production Function Estimates for Steam Electric Generation: A Comparative Analysis," *Southern Economic Journal*, 47, Apr. 1980, pp.1049~1059.

Lee, Lung-Fei and William G. Tyler, "The Stochastic Frontier Production Function and Average Efficiency: An Empirical Analysis," *Journal of Econometrics*, 7, June 1978, pp.385~389.

Leibenstein, Harvey, "Allocative Efficiency vs. 'X-Efficiency'," *American Economic Review*, 56, June 1966, pp.392~415.

Leibenstein, Harvey, "Competition and X-Efficiency: Reply," *Journal of Political Economy*, 81, May 1973, pp.763~777.

Meeusen, W. and J. van den Broeck, "Efficiency Estimation of Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error," *International Economic Review*, 18, June 1977, pp.435~444.

Nadiri, M. Ishaq, "Producers Theory," K.J. Arrow and M.D. Intriligator (eds.), *Handbook of Mathematical Economics*, Vol.II, North-Holland Publishing Co., 1982.

Olson, Jerome A., P. Schmidt, and Donald M. Waldman, "A Monte Carlo Study of Estimators of Stochastic Frontier Production Functions," *Journal of Econometrics*, 13, May 1980, pp.67~82.

Pitt, M. M. and L. F. Lee, "The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry," *Journal of Development Economics*, 9, 1981, pp.43~64.

Richmond, J., "Estimating the Efficiency of Production," *International Economic Review*, 15, June 1974, pp.515~521.

Schmidt, Peter, "Frontier Production Functions," *Econometric Reviews*, 4, 1985~86, pp.289~328.

——— and C.A. Knox Lovell, "Estimating

Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers," *Journal of Econometrics,* 9, Feb. 1979, pp.343～366.

———, "Estimating Stochastic Production and Cost Frontiers When Technical and Allocative Inefficiency Are Correlated," *Journal of Econometrics*, 13, May 1980, pp.83～100.

Schwartzman, David, "Competition and Efficiency: Comment," *Journal of Political Economy*, 81, May/June 1973, pp. 756～764.

Siegfried, John J. and Edwin H. Wheeler, "Cost Efficiency and Monopoly Power: A Survey," *Quarterly Review of Economics and Business*, 21, Spring 1981, pp.25～46.

Stevenson, R. E., "Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation," *Journal of Econometrics*, 13, May 1980, pp.57～66.

Uekusa, Masu and Akio Torii, "A Monte Carlo Examination of Indexes of Technical Inefficiency," unpublished mimeo., Aug. 1985.

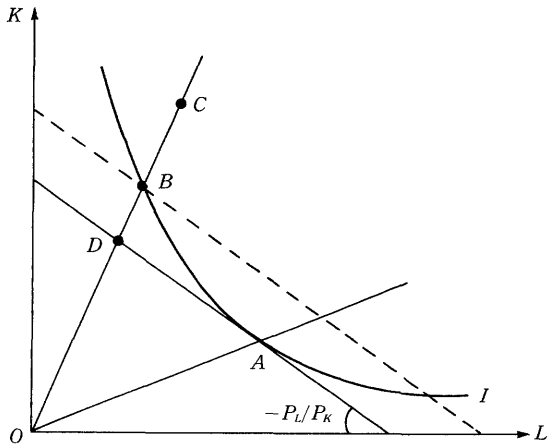
Weinstein, M. A., "The Sun of Values from a Normal and a Truncated Normal Distribution," *Technometrics*, 6, 1964, pp. 104～105(with additional material, pp. 469～470).

附錄 I : 技術的 非效率性과 價格非效率性

圖에서는 資本(K)과 勞動(L)의 두가지 生産要素를 사용하여 産出量을 생산하는 세 企業(혹은 工場) A, B, C의 價格非效率性과 技術的 非效率性을 각각 나타내고 있다. 1次同次(linearly homogeneous)의 生産函數를 가정할 때 生産의 規模(scale)는 문제시되지 않으므로 특정 等量曲線(圖의 I)만으로 분석이 가능할 것이다. 要素價格이 P_K, P_L로 주어졌을 때 A와 B는 技術的으로 效率的이지만 C는 技術的으로 非效率的이며 A는 價格效率的이나 B, C는 價格非效率的이다.

C의 경우 Farrell(1957)이 제시한 技術的 非效率性의 尺度는 (OB/OC)이다. 주어진 要素結合으로써 B와 같이 생산할 수 있음에도 불구하고 이에 실패한 非效率性이 技術的 非效率性에 해당한다고 보는 것이다. 그러나 B에서와 같이 技術的 效率性을 성취하더라도 여전히 새로운 종류의 非效率性이 발견된다. 즉 O와 D를 잇는 要素結合方法은 O와 A를 잇는 最適要素結合方法에 비하여 價格非效率的인 것이다. A에서 等量曲線을 따라 B로 움직일 경우 等費用線과의 거리가 멀어짐에 착안하여 價格非效率性의 尺度로서 (OD/OB)가 제시되었다*. 이처럼 구분된 價格非效率性과 技術的 非效率性의 結合은 C의 總體的 非效率性(overall inefficiency)을 나타내는데 이는 (OD/OC)로 정의되며 (OB/OC)와 (OD/OB)를 곱한 결과이다.

〈技術的 非效率性과 價格非效率性〉



費用으로 해석할 경우 技術的 非效率性은 주어진 要素結合에서 가능한 最小費用(feasible minimum cost : C의 경우에는 B를 통과하는 等費用線에 해당함)을 上廻하는 追加費用을 지칭하는 한편 價格非效率性은 부적절한 要素結合方法에 의하여 야기되는 追加費用을 지칭한다고 볼 수 있다. C의 總體的 非效率性인 (OD/OC)를 비용으로 해석할 경우 D에서의 平均費用(즉 A에서의 平均費用)을 C에서의 平均費用으로 나눈 값이다.

* Caves and Barton(1990)은 C와 관련된 技術的 非效率을 (BC/OB)로서, 價格非效率을 (BD/OD)로서 규정하고 總體的 非效率을 (CD/OD)로서 규정하고 있는데 이는 여기에서의 논의와 대동소이하다.

附錄 II : σ_u^2, σ_v^2, μ의 一致推定量

$m_r(\varepsilon)$을 確率變數 ε의 第r次 中心積率이라고 할 때 $m_r(\varepsilon)$의 定義를 이용하여 다음을 구할 수 있다.

$$m_1(\varepsilon)=0$$

$$m_2(\varepsilon)=\sigma_v^2+\frac{\pi-2}{\pi}\sigma_u^2$$

$$m_3(\varepsilon)=\frac{2}{\pi}\cdot(1-\frac{4}{\pi})\cdot\sigma_u^3$$

$m_3(\varepsilon)$을 σ_u^2에 대하여 풀면;

$$\sigma_u^2=\{\frac{\pi}{2}\cdot(\frac{\pi}{\pi-4})\cdot m_3(\varepsilon)\}^{2/3} \quad \cdots\cdots (1)$$

式(1)의 σ_u^2을 $m_2(\varepsilon)$에 대입하여 σ_v^2에 대하여 풀면;

$$\sigma_v^2=m_2(\varepsilon)-(\frac{\pi-2}{\pi})\cdot\sigma_u^2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

σ_u^2과 σ_v^2에 대한 式(1), (2)의 결과로부터 $m_2(\varepsilon)$와 $m_3(\varepsilon)$에 대한 標本中心積率($\hat{m}_2$, $\hat{m}_3$)을 이용하여 σ_u^2과 σ_v^2에 대한 一致推定量 ($\hat{\sigma}_u^2$, $\hat{\sigma}_v^2$)을 구할 수 있으며 μ에 대한 一致推定量으로서 $\hat{\sigma}_u\sqrt{\frac{2}{\pi}}$을 사용한다.

本文의 式(3)을 最小自乘法으로 推定한 回歸分析의 殘差를 $e_i\,(i=1, 2, \cdots, N)$라고 할 때 $m_2(\varepsilon)$과 $m_3(\varepsilon)$에 대한 標本中心積率은 다음과 같이 계산되어야 한다.

$$\hat{m}_2=\frac{1}{N-k}\sum_{i=1}^{n} e_i^2$$

$$\hat{m}_3=\frac{(N-k+1)}{(N-k)\ (N-k-1)}\sum_{i=1}^{n} e_i^3$$

(단, N은 표본크기이며 k는 常數項을 포함한 說明變數의 數를 나타냄)

〈附表 1〉 統計資料의 編輯基準과 排除된 事業體數[1)]

編輯基準(editing rules)	排除된 事業體數
(1) $N<5$	67
(2) $NP=0$	173
(3) $LPHR=0$	3,986
(4) $S=0$	3,714
(5) $GO=0$	3,660
(6) $LPPAY=0$	173
(7) $MC=0$	21
(8) $K=0$	104
(9) $VA=0$	179
(10) $LPHR>4,500$	56
(11) $LNPPAY/NNP<300,000$	529
(12) $LNPPAY/NNP>10,000,000$	1
(13) $(GO/L)>MEAN(GO/L)+4.5\cdot STD(GO/L)$[2)]	168
(14) $(VA/L)>MEAN(VA/L)+4.5\cdot STD(VA/L)$	180
(15) $(K/L)>MEAN(K/L)+4.5\cdot STD(K/L)$	182
(16) $(M/L)>MEAN(M/L)+4.5\cdot STD(M/L)$	170
(1)~(16)을 동시에 적용할 경우	7,854

註 : 1) 編輯基準에 나타난 각 變數의 定義는 본문에서 나타난 바와 같음. *LNPPAY*는 非生產職從業員의 年間給與額임(註 37 참조).
2) *MEAN*(·)은 標本平均(sample mean)이며 *STD*(·)는 標本에서 계산된 標準偏差(sample standard deviation)임.

〈附表 2〉 分析資料의 構成 : 中分類產業別 槪要[1)]

產業分類	全 體 (A)	編輯基準에 따라 제외	事業體數가 20개 미만	分析對象 (B)	B/A (%)
31	4,448(46)	1,315(6)	134(16)	2,999(24)	67.4(52.2)
32	7,990(57)	2,760(1)	163(17)	5,067(39)	63.4(68.4)
33	2,388(20)	382(1)	111(11)	1,895(8)	79.4(40.0)
34	2,001(25)	465(2)	62(6)	1,474(17)	73.7(68.0)
35	2,737(62)	492(4)	208(28)	2,037(30)	74.4(48.4)
36	2,314(28)	880(2)	122(12)	1,312(14)	56.7(50.0)
37	835(13)	134(0)	54(4)	647(9)	77.5(69.2)
38	6,123(116)	1,145(5)	426(48)	4,552(63)	74.3(54.3)
39	1,028(22)	281(3)	66(8)	681(11)	66.2(50.0)
計	29,864(389)	7,854(24)	1,346(150)	20,664(215)	69.2(55.3)

註 : 1) 첫번째 數値는 事業體에 해당하며 ( )안의 數値는 產業에 해당함.

不法去來行爲와 輸入制限政策

李 弘 求

本稿는 密輸나 暗市場(black market)과 같은 不法去來行爲가 發生하는 원인이 制限的 輸入政策에 있다는 主張의 妥當性에 대하여 分析하고 있다. 暗去來商品과 合法交易商品이 똑같은 價格으로 거래되는 경우에는, 輸入自由化 結果로 輸入單價가 하락하면 國內生産供給과 暗去來가 감소하고 輸入量이 증가하여 合法交易의 暗去來 代替效果가 발생한다. 그러나 暗去來와 合法去來가 二元的으로 運用되는 경우에는, 暗去來商品과 合法交易商品 사이의 相對價格變化는 두 商品需要에 대한 代替效果와 所得效果를 유발한다. 따라서 輸入價格下落으로 合法交易商品의 相對價格이 하락하면 合法交易商品에 대한 需要가 증가하나 暗去來商品의 需要에 대해서는 負의 代替效果와 正의 所得效果가 발생하는데, 代替效果를 所得效果가 相殺하는 경우에는 輸入政策緩和의 暗去來抑制效果가 나타나지 않는다. 반면 직접적인 暗去來規制强化는 暗去來行爲의 危險費用을 증가시키므로 暗市場價格이 상승하고 暗去來行爲가 萎縮되는 效果가 발생한다. 이와 같은 결과는 制限的 輸入政策이 유발하는 潛在的 超過需要뿐만 아니라 免稅輸入增加에 따르는 潛在的 超過供給이 暗市場의 生成을 유발한다는 前提로부터 도출되었다.

I. 序 論

開發途上國에 있어서는 密輸나 暗市場(black market)을 통한 不法去來行爲가 경제전체에서 큰 比重을 차지하면서 종종 중대한 경제·사회문제로 擡頭되곤 한다[1]. 한국의 경우에는 不法去來의 比重은 크지 않은 것으로 推定되고 있지만, 최근 駐韓美軍의 물자보급소(commissary)와 구매부(exchange)를 통해서 駐韓美軍 및 同伴家族들을 위해 免稅로 輸入되는 商品들의 상당 부분이 한국의 暗市場으로 流出되고 있다고 해서 美國上院에서

筆者：本院 專門硏究員

* 草稿를 읽고 유익한 비평을 해주신 兪正鎬, 李元暎博士께 감사드리고 模擬實驗을 도와준 宋尙勳, 洪聖薰씨와 原稿를 정리해준 朴恩姬양에게 감사드린다.

1) 동남아시아제국·아프리카제국들 중의 여러 국가들이 대표적인 예. 특히 60년대의 인도네시아.

論難이 된 적이 있다[2]. 즉 한국에서 不法去來가 창궐하는 것은 合法的 貿易을 통해서 외국 상품이 한국시장에 수입되는 것을 제한하는 한국정부의 무역정책 때문이라는 주장이 강력하게 제기되었으며, 한국에서 不法去來行爲가 축소되고 不法去來에 附隨되는 經濟的·社會的 損失이 減少되기 위해서는 包括的이고 迅速한 市場開放이 필요하다는 것이다.

여기서 제기될 수 있는 문제는 不法去來가 經濟全體에 有益한가 하는 것과 輸入自由化가 不法去來를 감소시킬 수 있는가 하는 것이다. 不法去來가 그것이 행해지는 經濟의 厚生을 增進시킬 것인가 아니면 減少시킬 것인가 하는 질문에 대한 해답은 不法去來에 따르는 費用을 어떻게 상정하느냐에 따라 서로 다를 수 있다. Bhagwati-Hansen(1973)은 密輸行爲의 經濟的 效果分析에서 밀수행위는 交易可能財(輸入可能財와 輸出可能財)에 配分될 資源을 비효율적으로 사용하는 것으로, 수입가능재의 수출가능재 변환비율을 감소시켜 經濟全體의 厚生을 減少시킨다고 주장한다. 따라서 密輸와 合法交易이 並存하는 경우 밀수의 규모를 줄이면 經濟全體의 厚生이 增進된다는 것이다.

Bhagwati-Hansen의 연구결과는 Sheikh(1974)의 연구에 의해서 그것의 妥當性이 어느 정도 유보되지 않을 수 없게 되었다. 不法去來에 소요되는 자원이 交易可能財가 아니고 交易不可能한 財貨生產에 사용되는 것이라면 밀수행위는 不法去來에 사용되는 交易不可能財 生產에 필요한 자원만큼을 불법거래비용으로 流出되게 하여서 국내 생산변환곡선(transformation curve)을 밀수행위가 없을 때보다 더 안쪽으로 移動하게 한다. 따라서 密輸行爲가 있는 경우의 생산변환곡선과 밀수행위가 없는 경우의 생산변환곡선은 窮乏化成長(immiserizing growth)의 成長前과 成長後의 狀況과 유사하게 된다. 이 경우 밀수행위 억제가 국내생산변환곡선을 輸出財生產 成長으로 치우친 방향으로 이동시킨다면 窮乏化成長의 效果가 유발되며 交易條件의 惡化를 초래하여 經濟全體의 厚生이 減少하게 된다는 것이다.

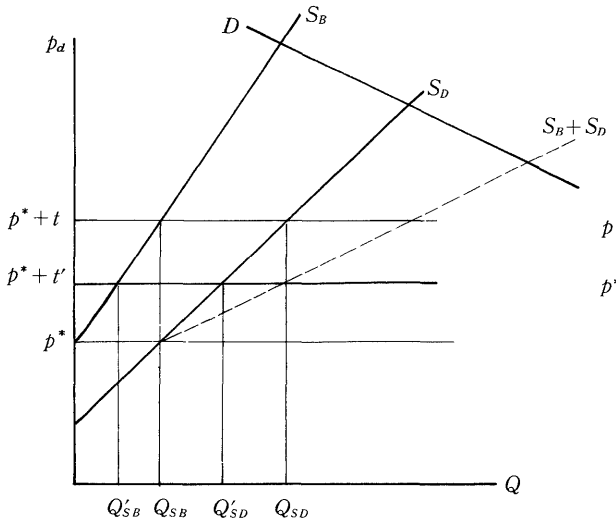
Falvey(1978)의 연구는 貿易制限이 關稅의 형태를 취하지 않고 數量制限의 형태를 취할 때 Bhagwati-Hansen의 結論이 妥當하지 않다는 것을 보여 주었다. 즉 輸入物量制限이 있을 때 密輸는 "實質"輸入量을 增加시키는 效果가 있으며, 이 경우 輸入品의 國內價格은 密輸가 없을 때보다 下落하게 되기 때문에 國內厚生은 增進된다는 것이다.

그런데 종전의 연구에서는 Falvey를 제외하고는 Bhagwati-Hansen-Sheikh 모두 不法去來市場의 均衡價格을 合法市場의 價格과 同一한 것으로 看做했으며, 또 이들은 모두 不法去來市場에서 주종을 이루는 상품들을 생산하는 국내기업들의 行態가 不完全競爭的임을 看過했다. 그러나 불법거래가격과 합법거래가격이 서로 다른 것이 정상이며, 불법거래가 이루어지는 분야가 주로 寡占의 영향이 큰 산업들임을 고려할 때 종전의 Bhagwati-Hansen-Sheikh-Falvey 계열의 연구는 재시도해야 할 필요가 있을 듯하다.

한편 輸入自由化가 不法去來를 減少시킬 수

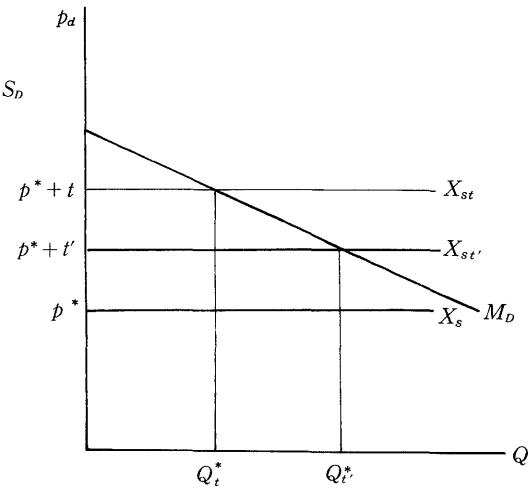
2) 1989년 10월말에 열린 美國上院 行政委員會(Governmental Affairs) 소속 行政運營監督小委員會의 "暗去來와 韓國의 貿易政策"에 관한 청문회자료 참조.

〔圖 1〕 國內需要와 供給曲線



D : 需要曲線
S_D : 國內供給曲線
S_B : 不法流出供給曲線
t : 初期關稅率
t' : 인하된 關稅率
p^* : 國際市場價格

〔圖 2〕 輸入需要와 輸出供給曲線



M_D : 輸入需要曲線
X_s : 輸出供給曲線
t : 初期關稅率
t' : 인하된 關稅率
p^* : 國際市場價格

있는가 하는 질문에 대한 해답은 不法去來와 合法去來가 二元的으로 運用되는 경우와 구별되지 않는 경우에 따라서 서로 다를 수 있다. 왜냐하면 불법거래시장의 균형가격이 合法市場의 균형가격과 동일한 경우 合法交易의 增加는 불법거래량을 감소시키나, 그렇지 않은 경우는 상대가격 변화에 따르는 대체효과와 소득효과의 크기에 따라 合法交易의 增加가 불법거래량을 增大시킬 수 있기 때문이다.

불법거래시장의 가격과 합법시장의 가격이 동일하다는 것은 不法流出商品과 合法交易商品이 同一한 시장에서 완전대체재로 거래된다는 것과 마찬가지이다. 이 경우 합법교역이 증가하면 불법교역량이 감소한다는 것을 輸入需要曲線과 輸出供給曲線을 사용하여 분석할 수 있다.

不法流出商品과 合法交易商品이 동일한 시장에서 거래될 때 국내공급은 특정상품의 不法流出이 없는 경우는 국내기업의 생산량과 동일하고, 불법유출이 있는 경우는 국내생산량과 불법유출량의 합과 같다. 이 경우 특정상품에 대한 輸入需要曲線은 〔圖 1〕에서 볼 수 있는 것처럼 특정상품에 대한 수요에서 국내공급을 뺀 것과 같으므로 가격에 대한 輸入需要曲線은 〔圖 2〕에서와 같이 右下向할 것이다. 〔圖 1〕과 〔圖 2〕는 消費者價格과 數量과의 關係를 보여주고 있는데, 關稅率이 t이고 국내생산이 있으며 동시에 불법유출이 있을 때 特定輸入商品의 國內價格과 輸入量은 각각

(p^*+t)와 Q_t^*에서 결정된다. 그리고 특정상품의 不法流出(不法供給)曲線이 국내 공급곡선보다 非彈力的이라고 가정하면 (p^*+t)가 국내가격일 경우 國內企業은 Q_{SD}만큼을 공급하고 Q_{SB}만큼은 不法流出이 충당할 것이다. 여기서 貿易自由化의 일환으로 關稅率이 引下되면 輸出供給曲線은 下向移動하고 이에 따라 국내가격은 (p^*+t)에서 (p^*+t')으로 하락할 것이다. 이 경우 不法去來量은 Q_{SB}에서 Q'_{SB}로 감소하고 國內供給도 Q_{SD}에서 Q'_{SD}로 축소될 것이나 輸入量은 Q_t^*에서 $Q_{t'}^*$로 증가하게 된다. 따라서 關稅率引下는 輸入量의 증가와 아울러 不法去來量의 감소를 유발할 것이다. 즉 국내공급과 해외공급이 代替關係에 있기 때문에 國內價格이 하락하면 國內供給이 줄고 海外供給이 증가하는 것이다.

그러나 이와 같은 결과는 不法市場價格과 合法市場價格이 상이한 경우에는 타당하지 않은 것으로 나타난다. 두 시장이 서로 구분되는 경우 關稅率引下는 먼저 輸入單價를 하락시켜 합법시장가격을 인하시키기 때문에 합법거래물량의 증가를 유발한다. 아울러서 합법시장의 가격하락은 합법거래상품과 代替關係에 있는 暗去來商品에 대한 需要曲線과 限界輸入曲線도 移動시킨다. 합법거래가격이 하락할 때 합법거래량이 증가하는 것을 합법거래가격 하락의 代替效果와 所得效果로 설명할 수 있는 것처럼, 특정상품(합법으로 거래되는 것과 불법으로 거래되는 것을 모두 포함)에 대한 지출이 변하지 않는다고 하면 합법거래가격 하락에 따르는 暗去來商品에 대한 수요변화도 대체효과와 소득효과의 합으로 표시할 수 있다. 합법시장가격이 하락하면 合法去來商品과 暗去來商品의 상대가격 변화에 따르는 합법거래의 暗去來 代替效果와 가격하락에 따른 所得效果가 동시에 발생하기 때문이다. 즉 수입가격 하락의 暗去來商品需要에 대한 효과는 負의 代替效果와 正의 所得效果로 구성되는데 負의 대체효과를 正의 소득효과가 상쇄할 수 있기 때문에 합법거래가격이 하락할 때 暗去來價格의 상대가격 변화가 유발하는 소득효과의 정도에 따라서 합법거래와 불법거래가 모두 증가할 수 있는 것이다. 따라서 이 경우 關稅率引下는 暗去來 抑制에 효과가 없게 되는 것이다.

본 논문은 輸入政策緩和의 不法去來 抑制效果에 대한 분석을 중심으로 위에서 제기된 문제를 論議하기 위하여 暗去來行爲와 수입정책의 관계를 模擬實驗(simulation)을 통해서 照明해 보고자 한다. II章에는 分析模型이 제시되었으며, III章에는 세가지 제조업분야를 대상으로 시행한 모의실험을 바탕으로 輸入自由化 및 規制措置强化의 暗去來行爲 抑制效果와 資源配分 및 厚生效果가 제시되었고, IV章에는 結論이 수록되었다.

II. 分析模型

分析模型은 個別產業을 대상으로 한 부분균형모형에 기초한다. 不法去來가 이루어지는 分野가 주로 寡占의 영향이 큰 산업들이고, 불법거래규모가 경제전체에서 차지하는 비중이 크지 않은 경우에는 부분균형적 접근방식이 典型的인 2×2 貿易模型보다 유용하기 때문이다.

1. 假 定

不法去來行爲를 分析하기 위해서는 몇가지 假定이 필요하다.

(1) 불법거래행위자들은 유출상품의 獨占的 供給者로 간주된다. 불법거래에 따르는 不法去來費用은 危險費用과 生產費用으로 나눌 수 있는데, 生產費用은 상품구입비용으로 관세가 부과되지 않은 상품의 국제가격과 동일하고, 危險費用은 불법거래행위 규제로 인해서 적발되어 상품들을 沒收당하거나 罰金刑 등을 당할 때 부수되는 것이다.

(2) 不法去來에 따르는 危險費用은 상품의 不法流出이 증가함에 따라 증가한다. 왜냐하면 불법거래의 규모가 커질수록 적발될 가능성도 커지기 때문이다. 이것을 공급자의 비용측면에서 고려한다면, 불법거래에는 "規模의 非經濟"가 존재한다고 가정할 수 있다.

(3) 合法輸入은 海外輸出業者의 供給과 일치하며, 海外輸出業者는 경쟁적 供給者로 간주된다. 한편 國內市場은 寡占的 構造를 가지고 있으며, 국내 생산업자들은 輸入品과 競爭可能한 商品을 生產한다고 가정한다.

(4) 消費者는 國內에서 生產된 商品과 輸入品을 구별하지 않지만, 이들과 不法流出商品은 서로 구별한다. 그 이유는 合法輸入品과 國內生產品은 똑같은 國內價格에서 去來되지만 不法으로 去來되는 상품은 이들과 다른 價格에서 거래되기 때문이다.

2. 分析模型

(1) 不法去來者 : 暗市場에 특정상품을 유출시키는 불법거래자의 수는 극히 제한되어 있고 물품구입이 排他的이기 때문에 이들은 마치 獨占供給者처럼 행동하며 暗市場으로의 供給規模를 利潤極大化하는 水準에서 결정한다고 가정한다. 그리고 不法去來費用은 去來規模의 增加函數라고 가정한다. 이 경우 暗市場에 공급되는 특정상품의 규모는 다음의 利潤函數를 極大化하는 수준에서 결정된다.

$$\pi_B = p_B \cdot B - p^* \cdot \frac{B^k}{k} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

여기서 p_B : 暗市場 去來價格

B : 暗去來規模

p^* : 國際均衡價格

k : 常數이며 $(k>1)$을 만족시킨다.

(2) 國內生產者 : 該當產業에는 특정상품과 동일한 상품(또는 유사품)을 생산하는 n개의 동일한 기업(또는 플랜트)이 있으며, 개개의 기업은 독립적으로 利潤極大化를 추구한다고 가정한다. 이 경우 대표기업의 利潤函數는 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$\pi_X = p \cdot X - c \cdot X \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

여기서 p : 販賣價格

X : 개개 기업의 生產供給量

c : 單位生產費를 나타낸다.

(3) 海外供給者 : 國內로 輸入되는 商品은 다수의 海外輸出業者에 의해 공급된다. 해외공급업자가 다수인 경우 개별 해외공급자는 국내시장 지배력을 갖지 못하나, 이들의 존재는 貿易制限政策의 형태에 따라 국내생산자의 시장지배력에 영향을 미칠 수 있다. 貿易制限이 없는 경우 自由貿易은 국내기업의 獨占力을 약화시킨다는 것은 널리 알려져 있다. 그러나 무역제한이 있는 경우에는 貿易의 국내시장 지배력에 미치는 효과가 무역제한이 數

量制限(quota)의 형태를 취할 때와 價格制限(關稅 : tariff)의 형태를 취할 때가 서로 다르다.

輸入制限이 가격제한(관세부과) 형태를 취할 경우에는 獨寡占企業이 해외경쟁자를 의식하지 않고 임의로 가격을 올릴 수가 없다. 즉 關稅를 이용한 무역제한은 국내가격을 국제균형가격보다 관세만큼 인상시키지만 獨寡占企業으로 하여금 가격을 獨寡占價格까지 인상시키지는 못하게 한다. 왜냐하면 국내가격이 국제가격과 관세의 합보다 크게 되면 소비자들은 당연히 국내상품보다는 輸入品을 購買할 것이기 때문이다. 따라서 국내가격은 국제가격과 관세의 합과 같게 되고 국내생산업자는 完全競爭市場의 생산업자들처럼 행동하게 된다.

그러나 수입제한이 수량제한의 형태를 취할 때는 國內 獨寡占業體들은 市場支配力을 계속 유지할 수 있다. 수입량이 제한된 경우에는 국내 독과점업체가 판매가격을 국제가격과 관세의 합 이상으로 올린다 하여도 고객 모두를 잃어버리지는 않는다. 왜냐하면 국내수요 중에서 수입량으로 충족되는 것을 제외한 부분에 대해서는 獨寡占價格을 계속해서 부과할 수 있기 때문이다.

(4) 消費者 : 소비자는 특정상품이 동질적인 경우 어느 것을 소비하든지 똑같은 效用을 얻는다. 따라서 국내에서 생산된 상품이나 수입된 상품 그리고 불법으로 유출된 상품이 서로 대체될 수 있는데, 이들 사이의 代替彈力性은 不變이라고 가정한다. 이 경우 다음과 같은 效用函數를 가정할 수 있다.

$$U=\hat{Q}^{\frac{1}{L}} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

$$\hat{Q}=nX^L+M^L+B^L$$

$$L=1-\frac{1}{\delta}$$

여기서 n : 국내기업의 수

M : 輸入量

δ : 代替彈力性으로 ($\delta>0$)을 만족시킨다.

아울러서 소비자는 效用極大化를 추구하며, 소비자의 예산제약식(budget constraint)은 다음과 같다고 가정한다.

$$p\cdot n\cdot X+p\cdot M+p_B\cdot B=1 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

(5) 厚生效果 : 經濟政策效果分析을 위해 厚生效果를 推定하는 경우, 總厚生은 소비자잉여, 이윤, 관세 및 조세수입의 합으로 나타낼 수 있다. 위에서 주어진 가정대로 生產者, 不法去來者, 海外供給者, 消費者가 행동한다면 國內에 귀속되는 厚生水準은 다음 식으로부터 추정될 수 있다.

$$W=V(p',\ p'_B)-V(p,\ p_B)+n\alpha p'X' -n\alpha pX+M'\cdot(t'+s)-M\cdot(t+s) \cdots (5)$$

여기서 V : 間接效用函數

p', p'_B : 정책변화 이후의 均衡價格

p, p_B : 정책변화 이전의 均衡價格

$\alpha=\frac{p-c}{p}$: 가격-비용 마진율

X', M' : 정책변화 이후의 生產量, 輸入量

X, M : 정책변화 이전의 生產量, 輸入量

t' : 정책변화 이후의 關稅率

t, s : 정책변화 이전의 關稅率과 國內稅率을 나타낸다.

여기서 不法去來地代는 불법거래자(외국인)에게 귀속되는 것으로 간주하여 국내에 귀속되는 厚生에는 포함하지 않았다.

3. 均衡條件

(1) 輸入制限이 關稅의 形態를 취할 경우 : 우선 式 (3), (4)로부터 逆需要函數를 도출하면 다음과 같다.

$$p=\frac{X^{L-1}}{\hat{Q}}=\frac{M^{L-1}}{\hat{Q}} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

$$p_B=\frac{B^{L-1}}{\hat{Q}} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

이 경우 式 (6)에서 $X=M$임을 유도할 수 있으며, 이것을 式 (1), (2)에 대입하여 수입량, 국내생산량, 불법거래량의 공급규모를 도출하는 데 이용할 수 있다. 즉 式 (1)에서 不法去來者의 利潤極大化條件을 유도하면 불법거래공급규모가 도출된다. 여기서 不法去來者의 利潤極大化 必要條件은 다음 식으로 표현될 수 있다.

$$\frac{p_B}{p^*}=\frac{B^{k-1}\hat{Q}}{L\hat{Q}-LB^L} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

한편 式 (2)에서 國內企業이 利潤極大化를 이루기 위한 必要條件을 구하면,

$$p=(p^*+t+s)=MC \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

와 같이 유도된다. 여기서 MC는 限界生產費用을 의미한다. 상수와 외생변수의 값이 주어지면 式 (6), (7), (8), (9)로부터 $X(M)$, p, B, p_B의 관계를 다음의 연립방정식 형태로 도출할 수 있다.

$$X=\left[\frac{p^*\ B^{k-1}}{(n+1)(p_BL-p^*\ B^{k-1})}\right]^{\frac{1}{L}}B \cdots (10)$$

$$p=p^*+t+s \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

$$B=\left[\frac{(n+1)\ p_B\ L}{p^*\left(\left(\frac{p_B}{p^*+t+s}\right)^{\frac{L}{L-1}}+n+1\right)}\right]^{\frac{1}{k-1}} \cdots (12)$$

$$p_B\left[1+(n+1)\left(\frac{p_B}{p^*+t+s}\right)^{\frac{L}{1-L}}\right]=\left[\frac{p^*\left(\left(\frac{p_B}{p^*+t+s}\right)^{\frac{L}{L-1}}+n+1\right)}{(n+1)\ P_B\ L}\right]^{\frac{1}{k-1}} \cdots\cdots\cdots\cdots (13)$$

(2) 輸入制限이 數量制限의 形態를 취할 경우 : 關稅와 數量制限의 比較를 용이하게 하기 위하여 기준시점의 수량제한규모가 기준관세율을 부과했을 때의 수입량과 같은 수준인 것으로 가정한다. 이 경우에도 不法去來者의 利潤極大化條件은 式 (8)과 같다. 즉

$$\frac{p_B}{p^*}=\frac{B^{k-1}\hat{Q}}{L\hat{Q}-LB^L} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

그러나 국내기업이 이윤극대화를 이루기 위한 必要條件은 다음 式으로 표현될 수 있다.

$$\frac{p-c}{p}=-\frac{(L-1)\ \hat{Q}-L\ (1+v)\ X^L}{\hat{Q}} \cdots\cdots\cdots\cdots (14)$$

여기서 v는 특정기업이 가지고 있는 다른 기업의 행태에 대한 추측변수(conjectural variation)를 나타내는데, 이것은 特定企業이 生產量을 증가시켰을 때 다른 기업들이 생산량을 얼마나 변화시킬 것인가에 대한 특정기업의 추측을 의미한다. 따라서 輸入許可量이 M으로 제한되어 있는 경우 내생변수 X, B, p, p_B의 값은 다음의 연립방정식에서 도출될 수 있다.

$$X=\left[\frac{(\alpha+L-1)\ p_B}{(1+v)\ p^*\ B^{k-1}-n(\alpha+L-1)\ p_B}\right]^{\frac{1}{L}}M \cdots\cdots\cdots\cdots (15)$$

$$B=\left[\frac{(1+v)\ (p_BL-p^*\ B^{k-1})}{(1+v)\ p^*\ B^{k-1}-n(\alpha+L-1)\ p_B}\right]^{\frac{1}{L}}M \cdots\cdots\cdots\cdots (16)$$

$$p=p_B\left[\frac{(1+v)\ (p_B L-p^*\ B^{k-1})}{(\alpha+L-1)\ p_B}\right]^{\frac{1-L}{L}} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(17)$$

$$p_B=\frac{(p_B L-p^*\ B^{k-1})}{p_B\ LB} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(18)$$

위의 均衡條件은 II節에서 상정한 특수한 모형에서 도출된 것이기는 하지만, 몇가지 제약을 제거하여도 결과는 質的으로 크게 달라지지 않을 것이다. 우선 不法去來者가 獨占的 供給者라는 가정을 완화시켜도, 暗去來行爲에 "規模의 非經濟"가 存在하는 한 暗市場으로 유출되는 供給函數는 式 (8)과 같이 유도될 것이다. 輸入商品의 價格과 國內生産品의 價格이 서로 다른 경우도 생각할 수 있는데, 이 경우는 국내생산업자의 市場支配力과 해외공급업자의 市場支配力 등이 모형설정에 문제가 될 수 있으나 연립방정식의 크기가 확장된다는 것을 제외하고는 기본적 형태는 II節의 모형과 유사할 것이다.

III. 模擬實驗結果

상수 및 외생변수의 값이 주어진 경우 式 (10)～(13)과 (15)～(18)을 이용하여 模擬實驗을 실시할 수 있다. 모의실험의 목적은 현재의 상태를 기준으로 가공적 정책변화가 여러 內生變數들과 厚生水準을 나타내는 指標들을 어떻게 변화시키는가를 비교하는 것이다. 여기서 대상이 되는 품목들로는 暗去來市場에서 주종을 이루고 있는 상품들 — 가공음식료품, 기호식품, 양주, 가전제품들 — 중에서 세탁기, 냉장고, 전자제품 등이 선택되었다. 이들 산업들의 국내시장구조는 寡占的이며 국내기업들은 不完全市場의 경쟁전략에 따라 행동하는 것으로 알려져 있다.

모의실험에서는 현재의 상태를 기준으로 하고 輸入政策이 緩和되는 경우와 規制措置가 强化되는 경우로 구분되었다. 수입정책의 완화는 關稅率을 인하하는 경우와 數量制限을 완화시키는 경우로 구분되었으며, 비교를 위해 수량제한은 관세율이 인하되었을 때 늘어나는 수입량과 동일한 수준으로 완화되는 것으로 가정하였다. 關稅賦課에 의한 輸入制限의 경우 국내기업은 完全競爭企業처럼 행동할 수밖에 없지만, 수량제한에 의한 수입제한의 경우 국내기업은 寡占에 따르는 市場支配力을 행사할 수 있게 된다. 이 경우 국내기업들의 競爭行態는 여러 형태를 취할 수 있으나, 여기서는 두가지 극단적인 경우가 想定되었다. 첫째는 국내 생산기업들이 「쿠르노」식의 競爭을 하는 경우를 가정하는 것이고, 둘째는 국내 생산기업들이 談合을 하는 경우를 가정하는 것이다. 市場構造가 과점적일 때 경쟁행태를 「쿠르노」식으로 가정하는 것은 통상적인 관행의 하나이고, 談合이 可能한 것으로 가정하는 것은 다른 쪽 극단인 것이다. 談合行爲를 확인하는 것이 용이하지는 않지만 실제 시장경쟁이 「쿠르노」식 競爭과 談合의 中間形態일 가능성이 크다는 전제하에 두가지 극단적인 경우를 상정하였다.

국내 생산업자의 가격-비용마진은 냉장고의 경우는 韓國鑛工業센서스資料에서 구했으나, 세탁기와 전자제품의 경우는 자료를 구할 수가 없어 전자제품의 경우는 터키의 電子産業 價格-費用마진을 원용하였고[3] 세탁기의 경우

3) Rodrik(1988) 참조.

는 架空數字를 사용하였다.

事業體數는 광공업센서스자료를 바탕으로 수입상품에 比肩되는 상품을 생산하는 사업체 수를 이용하였다. 消費者는 특정상품을 세 경로를 통해서 구입할 수 있는데 去來價格이 서로 다르면 가격이 낮은 쪽을 선택할 가능성이 크기 때문에, 특정상품이 동질적일수록 代替彈力性이 클 것이다. 이를 감안하여 關稅가 부과된 경우에는 不法流出商品과 合法輸入商品 또는 國內生産品과의 代替彈力性을 $\delta=10$과 $\delta=100$인 경우로 나누어 분석하였고, 수량제한이 있는 경우에는 代替彈力性을 대략 $\delta=6\sim8$ 이라고 가정하여 분석하였다.

기준으로 삼은 현재의 政策變數로는 주어진 關稅率을 사용하였는데, 세 품목 모두 30%였으며, 國內稅率은 70%로 가정하였다. 수입정책의 완화는 관세율이 33% 인하되는 것으로 가정하였다. 한편 單位生産費가 상수라고 가정하였기 때문에 관세율인하에 따라 국내기업의 價格競爭力이 상실되어 국내생산이 수입으로 전량 대체될 가능성을 배제하기 위하여 관세인하와 국내기업의 단위생산비 하락이 동시에 발생하는 것으로 가정하였다. 式 (8)에 나타나는 k값은 불법거래비용의 "規模의 非經濟"를 의미한다. 특정상품을 불법으로 한두 개 유출시키는 것이 수십 개를 한꺼번에 빼돌리는 것보다 용이한 것은 당연하며, 不法去來量이 증가함에 따라 危險負擔이 더 빨리 증가할 것이기 때문에 k값의 변화가 不法去來規制 强化의 정도를 대변한다고 가정하였다.

模擬實驗結果를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 특정상품이 거래되는 合法市場과 暗市場이 공존하며, 暗市場價格이 항상 合法市場의 均衡價格보다 낮았다. 특정상품의 暗市場이 存在하는 이유는 輸入을 제한하는 關稅나 數量規制뿐만 아니라 위에서 想定된 不法去來者의 특정상품 공급함수에서도 발견된다. 不法去來者가 免稅輸入된 특정상품을 暗市場으로 유출시킬 수 있으려면 우선 合法的으로 免稅輸入되는 상품의 수량이 적법한 수요자의 수요보다 많아야 한다. 이것은 물자보급소나 구매부를 운영하는 경영자가 수요측정을 정확히 못하거나, 수요와 공급에 시차가 존재하거나, 실수요보다 많은 물량이 면세수입될 때에 가능하다[4]. 이 경우 특정상품은 국제균형가격으로 적법한 수요자(美軍이나 同伴家族)에게 판매되거나 暗市場價格으로 國內消費者에게 판매되는 것이다.

<表 1>과 <表 2>에서 볼 수 있는 것처럼, 暗市場價格은 국제가격보다는 높고 국내가격보다는 낮았다. 暗市場價格이 국제가격보다 높은데도 면세수입상품이 모두 暗市場으로 流出되지 않는 이유는 적법한 수요자 없이는 不法流出이 불가능하기 때문이다. 즉 不法去來者의 立場에서는 국제가격으로 적법한 수요자에게 특정상품을 공급하는 것이 "損害"인 것으로 보일 수도 있으나, 국제가격으로 특정상품을 공급하는 것은 아직 실현되지 않은 暗市場에서의 利潤을 확보하기 위해 "去來費用"을 지불하는 것과 마찬가지인 것이다. 暗市場價格이 국내시장가격보다 낮다는 것은 暗市場이 존재하기 위한 필요조건이다. 왜냐하면 暗市場價格이 국내가격보다 높은 경우에는 合法

4) 駐韓美軍의 물자보급소는 獨立採算制로 운영되고 있으며, 물자보급소와 구매부로 수입되는 상품의 수량을 미리 제한하는 규정은 없고, 適法需要者에 대한 할당량준수도 심하지 않다고 한다. 美國上院 聽問會資料(1989) 참조.

〈表 1〉 國際價格, 國內價格과 暗市場價格
(貿易規制가 關稅賦課形態를 취할 경우)

	대체탄력성									
	$\delta=10$					$\delta=100$				
	국제가격	국내가격		암시장가격		국제가격	국내가격		암시장가격	
		$t=30\%$	$t=20\%$	$t=30\%$	$t=20\%$		$t=30\%$	$t=20\%$	$t=30\%$	$t=20\%$
냉장고	100	200	190	153.79	147.46	100	200	190	194.17	184.65
세탁기	100	200	190	156.94	150.49	100	200	190	194.60	185.06
전자제품	100	200	190	151.26	145.04	100	200	190	193.82	184.32

〈表 2〉 國際價格, 國內價格과 暗市場價格
(貿易規制가 數量制限形態를 취할 경우)

	쿠르노					담합				
	국제가격	국내가격		암시장가격		국제가격	국내가격		암시장가격	
		$\overline{M}=M_0$	$\overline{M}=M_1$	$\overline{M}=M_0$	$\overline{M}=M_1$		$\overline{M}=M_0$	$\overline{M}=M_1$	$\overline{M}=M_0$	$\overline{M}=M_1$
냉장고	100	371.25	362.97	207.90	203.59	100	679.74	655.37	292.23	282.19
세탁기	100	422.26	410.92	211.61	206.40	100	698.49	672.42	272.15	262.57
전자제품	100	323.44	317.40	201.64	198.10	100	638.94	616.13	310.44	299.69

M_0 : 관세율 $t=30\%$일 때의 수입량을 이용.
M_1 : 관세율 $t=20\%$일 때의 수입량을 이용.

去來가 不法去來를 代替할 것이기 때문이다. 흥미있는 점은 暗市場價格과 국제가격의 격차는 무역규제가 관세부과형태보다는 수량규제형태를 취할 경우, 대체탄력성이 높을 경우, 「쿠르노」경쟁형태보다는 談合形態의 경우에 더 커진다는 것이다.

둘째, 〈表 3〉~〈表 5〉에서 볼 수 있듯이 輸入制限의 緩和는 暗去來規模를 增加시킨다. 關稅率이 인하되면 국내생산품과 수입품의 국내가격이 하락하는데, 이 경우 이들과 대체관계에 있는 不法流出商品의 가격도 하락하지 않을 수 없다. 왜냐하면 국내가격의 하락은 국내생산품과 수입품에 대한 수요를 증가시키는데 暗去來價格이 변하지 않는다면 불법유출상품에 대한 수요가 감소할 것이기 때문이다. 그런데 暗去來價格마저 하락하면 특정상품에 대한 수요는 더욱 증가할 것인데, 이것은 국내생산의 증가와 수입의 증가뿐만 아니라 不法流出의 증가로도 충족될 것이다. 수량제한이 완화되어도 비슷한 현상이 발생한다. 특정상품의 수입허가규모가 증가하면 수입품과 국내생산품의 가격이 하락하고, 이것은 불법유출상품의 암거래가격하락을 유발시키기 때문에 암거래규모가 늘어날 것이다. 표현을 달리하면, 輸入制限의 緩和로 合法交易品과 국내생산품의 상대가격이 하락하면 우선 대체효과에

〈表 3〉 냉 장 고

	관 세 부 과					수 량 제 한				
	기 준	관 세 인 하		규 제 강 화		기 준	수량제한완화		규 제 강 화	
		$\delta=10$	$\delta=100$	$\delta=10$	$\delta=100$		쿠르노	담 합	쿠르노	담 합
외생변수										
가격-비용마진 $\left(\frac{p-c}{p}\right)$							0.175	0.175	0.175	0.175
사업체수(n)	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4
위험비용지표(k)	2	2	2	1.75	1.75	2	2	2	1.75	1.75
명목보호율(%) (t)	30	20	20	30	30					
국내세율(%) (s)	70	70	70	70	70	70	70	70	70	70
내생변수(변화율, %)										
생산량(X)		0.60	0.58	0.68	0.86		0.04	0.01	-0.18	-0.04
수입량(M)		0.60	0.58	0.68	0.86		0.81	0.90	-0.00	0.00
암거래량(B)		1.03	2.31	-5.85	-4.06		1.02	2.45	-9.80	-11.51
국내시장가격(p)		-5.00	-5.00	0.00	0.00		-2.23	-3.59	11.37	12.76
암시장가격(p_B)		-4.12	-4.90	2.06	0.24		-2.07	-3.44	11.60	12.99
후생효과(변화율, %)										
소비자잉여		4.08	4.77	-1.21	0.32		2.06	3.46	-8.28	-9.36
이 윤		0.34	0.43	0.43	0.77		0.00	0.00	0.00	0.00
관세, 조세수입		0.01	0.10	0.55	0.77		0.65	0.78	0.00	0.00
계		4.43	5.30	-0.23	1.86		2.71	4.24	-8.28	-9.36

〈表 4〉 세 탁 기

	관 세 부 과					수 량 제 한				
	기 준	관 세 인 하		규 제 강 화		기 준	수량제한완화		규 제 강 화	
		$\delta=10$	$\delta=100$	$\delta=10$	$\delta=100$		쿠르노	담 합	쿠르노	담 합
외생변수										
가격-비용마진 $\left(\frac{p-c}{p}\right)$							0.200	0.200	0.200	0.200
사업체수(n)	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
위험비용지표(k)	2	2	2	1.75	1.75	2	2	2	1.75	1.75
명목보호율(%) (t)	30	20	20	30	30					
국내세율(%) (s)	70	70	70	70	70	70	70	70	70	70
내생변수(변화율, %)										
생산량(X)		0.75	0.73	0.86	1.06		0.05	0.01	-0.16	-0.05
수입량(M)		0.75	0.73	0.86	1.06		1.03	1.08	0.00	0.00
암거래량(B)		1.13	2.35	-5.81	-4.11		1.22	2.33	-9.78	-10.97
국내시장가격(p)		-5.00	-5.00	0.00	0.00		-2.69	-3.73	10.94	12.07
암시장가격(p_B)		-4.11	-4.90	2.08	0.24		-2.46	-3.52	11.27	12.38
후생효과(변화율, %)										
소비자잉여		4.08	4.77	-1.21	0.23		2.48	3.56	-7.62	-8.54
이 윤		0.37	0.46	0.47	0.81		0.00	-0.01	0.00	0.00
관세, 조세수입		0.02	0.12	0.68	0.95		0.80	0.90	0.00	0.00
계		4.47	5.35	-0.06	1.99		3.28	4.45	-7.62	-8.54

〈表 5〉 電 子 製 品

	관 세 부 과					수 량 제 한				
	기 준	관 세 인 하		규 제 강 화		기 준	수량제한완화		규 제 강 화	
		$\delta=10$	$\delta=100$	$\delta=10$	$\delta=100$		쿠르노	담 합	쿠르노	담 합
외생변수										
가격-비용마진$\left(\frac{p-c}{p}\right)$							0.150	0.150	0.150	0.150
사업체수(n)	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5
위험비용지표(k)	2	2	2	1.75	1.75	2	2	2	1.75	1.75
명목보호율(%) (t)	30	20	20	30	30					
국내세율(%) (s)	70	70	70	70	70	70	70	70	70	70
내생변수(변화율, %)										
생산량(X)		0.50	0.49	0.57	0.68		0.04	0.01	-0.20	-0.03
수입량(M)		0.50	0.49	0.57	0.68		0.67	0.81	0.00	0.00
암거래량(B)		1.00	2.40	-5.89	-4.40		0.83	2.59	-9.65	-11.90
국내시장가격(p)		-5.00	-5.00	0.00	0.00		-1.87	-3.57	11.63	13.38
암시장가격(p_B)		-4.11	-4.90	2.05	0.24		-1.76	-3.46	11.79	13.54
후생효과(변화율, %)										
소비자잉여		4.18	4.98	-1.22	-0.19		1.74	3.49	-8.75	-10.03
이 윤		0.31	0.40	0.38	0.65		0.00	0.01	0.00	0.01
관세, 조세수입		1.01	0.09	0.45	0.62		0.55	0.72	0.00	0.00
계		4.50	5.47	-0.39	1.08		2.29	4.22	-8.75	-10.02

의해서 暗去來가 줄어드나 특정상품에 대한 지출이 변하지 않는 한 가격하락은 소득효과를 유발하여 合法交易品과 국내생산품에 대한 수요뿐만 아니라 暗去來商品에 대한 수요증가도 유발할 수 있는데 正의 所得效果가 負의 代替效果를 相殺하는 경우 〈表 3〉~〈表 5〉와 같은 결과가 나타나는 것이다.

한편 輸入制限이 완화되었을 때 국내생산량이 증가하는 효과는 關稅를 인하할 때가 數量制限을 완화할 때보다 큰 것으로 나타났는데, 이 결과는 수량제한이 관세와 비교했을 때보다 더 비효율적인 資源配分效果를 유발한다는 사실과 부합하는 것이다.

그리고 暗市場價格이 상승하는 경우 국내생산품과 수입품의 절대가격이 변하지 않아도 相對價格이 하락하기 때문에, 이들에 대한 수요가 증대되어 국내생산량과 수입량이 증가하는 것으로 나타났다.

여기서 주목할 만한 점은 관세인하나 수량제한완화로는 暗去來의 萎縮을 도모할 수 없다는 것이다. 이것은 〈表 3〉~〈表 5〉에 나타난 暗去來 規制强化效果를 보면 명백해진다. 즉 수입제한을 완화시키지 않고 法的規制만 강화했을 경우 불법거래자가 부담하는 위험비용이 증가하게 되고, 이것은 暗去來價格을 상승시키고 暗去來規模의 축소를 유발하는 것이

다. 따라서 暗市場價格과 合法去來價格이 상이한 경우 수입제한의 완화는 암거래규모를 축소시키지 않으나, 직접적인 암거래규제강화는 암거래행위의 위험비용을 상승시키고 암거래행위를 위축시키는 효과가 있는 것이다. 이것은 暗市場과 合法市場價格이 동일한 경우에 나타난 결과와는 상치되는 것으로 암거래행위를 위축시키기 위해서 市場開放을 확대해야 한다는 논리를 반박하는 것이다.

셋째, 關稅引下나 數量制限을 완화하면 국내에 귀속되는 厚生이 증진되나 규제를 강화하는 경우는 국내에 귀속되는 후생이 증진될 수도 있고 감소될 수도 있다. 관세인하나 수량제한 완화가 厚生水準을 제고하는 이유는 국내생산품, 수입품, 불법유출상품의 소비가 증가하기 때문이다. 그러나 法的規制가 강화되면 애초의 수입제한이 數量制限形態인 경우는 후생이 감소하나 수입제한이 關稅賦課形態인 경우는 후생효과가 불명확한 것으로 나타났다. 애초의 수입제한이 수량제한형태를 취할 경우 規制强化는 暗市場價格을 上昇시키고 이것은 國內商品價格의 上昇도 유발하여 불법유출상품과 국내생산품에 대한 수요를 감소시켜 最終消費가 감소하기 때문에 국내에 귀속하는 厚生이 감소한다.

그러나 關稅賦課로 수입이 제한되는 경우에는 規制强化는 암시장가격의 상승을 유발하나 국내시장가격을 변화시키지 않기 때문에 암시장가격과 국내시장가격 사이의 相對價格의 변화와 代替彈力性의 크기에 따라 국내에 귀속되는 厚生이 증진되기도 하고 감소되기도 하는 것이다. 즉 暗去來規制가 강화되어 暗市場價格이 상승하면 合法商品이 暗去來商品을 대체하는데, 대체효과가 暗去來減少를 충분히 상쇄하고도 남는 경우 '실질'소비의 증가를 유발하여 消費者厚生이 증가할 것이나 대체효과가 상대적으로 크지 않은 경우는 <表 3>~<表 5>의 관세부과시 規制强化($\delta=10$)의 경우에서 보는 것처럼 負의 消費者厚生變化를 경험할 수 있는 것이다.

IV. 結　　論

暗市場이 창궐하는 까닭은 合法交易을 통해 外國商品이 국내시장에 수입되는 것을 제한하는 무역정책에서 비롯되는 潛在的 超過需要에만 있는 것이 아니라 한국의 경우에서 볼 수 있는 것처럼 免稅輸入이 보장되어 있는 美軍物資補給所와 購買部가 존재하는 경우에 발생하는 潛在的 超過供給에도 있는 것이다. 暗市場이 生成되기 위해서는 合法的 免稅輸入이 가능해야 되기 때문에 暗去來市場과 合法市場이 共存하며, 暗市場價格이 合法價格보다 낮은 것으로 나타났다.

暗去來價格과 合法去來價格이 서로 다른 경우에는 關稅率引下나 數量制限緩和가 暗去來行爲를 抑制할 수 없는 것으로 나타났다. 本稿의 결과에 의하면 수입제한의 완화는 합법거래가격뿐만 아니라 암시장가격의 하락을 초래하면서 국내생산량, 수입량과 아울러서 暗去來量도 增加시키기 때문이다.

그러나 직접적인 暗去來規制强化는 암시장가격 상승과 암거래규모 축소를 유발하는데, 규제강화는 암거래의 危險費用을 상승시켜 암거래행위를 위축시키고 암시장가격을 상승시키는 효과가 있기 때문이다. 암거래억제효과

는 애초의 수입제한형태, 국내기업의 경쟁행태 그리고 합법거래상품과 불법거래상품 사이의 대체탄력성의 크기에 따라 다르게 나타났다. 즉 暗去來規制强化의 不法去來抑制效果는 애초의 輸入制限이 數量制限形態를 취했을 때가 관세부과 형태를 취했을 때보다, 국내생산자들의 競爭行態가 談合의 형태를 취할 때가 「쿠르노」경우보다, 代替彈力性이 낮을 때가 높을 때보다 큰 것으로 나타났다.

暗去來規制强化에 의한 暗市場價格上昇이 유발하는 合法商品의 不法流出品代替效果가 매우 큰 경우는 암거래가 축소되어도 消費者厚生이 증가하였으나, 대체효과가 상대적으로 크지 않은 경우나 가격상승이 유발하는 負의 所得效果가 커서 합법상품소비와 불법유출품 소비가 모두 감소하는 경우에는 消費者厚生이 減少하는 것으로 나타났다. 이것은 暗去來를 縮小시키는 것이 반드시 經濟의 厚生을 增加시키는 것은 아님을 보여주는 것이다.

이상의 논의를 종합해 볼 때 美國上院 聽問會에서 제기되었던 市場開放이 暗去來行爲를 抑制하는 효과가 있다는 주장은 타당성이 없음이 판명되었으며, 暗去來行爲가 결과적으로 '實質' 輸入量의 增加를 가져오기 때문에 암거래행위를 억제하는 것이 오히려 經濟的 損失을 가져오는 경우도 있음이 밝혀졌다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

Bhagwati, Jagdish N. and Bent Hansen, "A Theoretical Analysis of Smuggling," *Quarterly Journal of Economics*, 87(1973), pp.172～187.

Falvey, Rodney E., "A Note on Preferential and Illegal Trade Under Quantitative Restrictions," *Quarterly Journal of Economics*, 92(1978), pp.175～178.

Rodrik, Dani, "Imperfect Competition, Scale Economies and Trade Policy in Developing Countries," in Robert E. Baldwin, *Trade Policy Issues and Empirical Analysis*, Chicago: The University of Chicago Press, 1988, pp.109～143.

Sheikh, Munir A., "Smuggling, Production and Welfare," *Journal of International Economics*, 3(1974), pp.355～364.

US Senate, Hearing on the Black Market and South Korean Trade Practices, Oct. 19, 1989.

新株의 低價上場現象과 投資의 效率性에 대한 硏究

南 逸 聰

非上場企業이 최초로 株式市場에 발행하는 新株가 실제가치에 비해 낮은 價格에 上場되는 新株의 低評價現象이 빈번히 일어나고 있으나 아직 그 原因이 명확히 밝혀지고 있지 않다. 또한 新株發行을 통한 資本調達의 效率性에 관한 旣存의 연구도 前無하다.

本稿에서는 企業의 收益性에 관하여 企業主의 優越한 情報를 가정한 信號競技的 모델의 分析을 통하여 新株의 低價上場 原因을 밝혀내고 아울러 新株發行을 통한 資本調達의 效率性을 검토해 보았다.

모델의 分離均衡의 分析을 통해 밝혀진 주요 결과는 다음과 같다. 高收益性프로젝트를 가진 企業主는 프로젝트가 低收益性인 경우에는 선택할 誘因이 없는 발행조건 중 자신에게 가장 유리한 조건을 선택함으로써 투자자들에게 기업이 高收益性임을 立證하고자 하며 이 과정에서 선택된 高收益性企業의 발행조건의 성격은 다음과 같다. 첫째, 넓은 범위의 母數값에 대해 新株價格은 販賣代金이 企業에 流入된 이후 1株에 해당하는 企業의 가치에 미달한다. 둘째, 企業에 流入되는 資本은 프로젝트로부터의 潛在的 利潤을 極大化하는 액수에 미달한다. 따라서 新株의 低價上場은 高收益性企業主의 信號行爲의 결과이며 또한 新株의 低價上場은 低投資를 의미한다.

I. 序

資本主義 經濟에서 株式市場의 중요기능 중의 하나는 投資에 필요한 資本調達의 창구 역할이다. 많은 기업들이 초기에는 個人에 의해 所有, 經營되다가 株式市場을 통하여 新株(initial offering)를 발행하고 그 대금이 기업에 투자되는 新株販賣過程을 거쳐 株式市場에 등장하고 있다[1]. 新株가 금융학자들의 관심을 끌게 된 것은 미국 주식시장에 상장된 新株의 價格이 상장 직후 비정상적일 정도로 상승하는 경향이 있음이 밝혀지면서부터이다. 예컨대 1960~82년에 걸쳐 5,000여 新規上場

筆者 : 本院 硏究委員

* 筆者는 原稿를 읽고 유익한 助言을 해준 本院의 柳潤河박사와 柳一鎬박사께 감사드린다.

1) 本稿의 定理 및 補充定理의 증명은 지면관계상 대부분 생략하였다. 생략된 증명을 원하는 독자는 필자에게 요청하여 얻을 수 있다.

企業의 株價變動을 조사한 Ritter(1984)의 보고에 의하면 이 기간동안 新株價格은 상장직후 평균 18.8% 증가하였다. 더욱 흥미있는 것은 많은 경우 新株에 대한 超過需要가 상장당시 존재하여 新株가 割當(rationing)된다는 사실이다. Beatty and Ritter(1986)가 조사한 한 主要投資者의 기록에 의하면 新株의 경우 購買希望株式數의 5%미만을 배정받는 일이 빈번하다고 한다. 또한 「월 스트리트」에서 新株가 상장될 당시 워낙 큰 超過需要가 존재하여 新株販賣를 담당한 投資銀行(investment bank)이 특별한 관계에 있는 優待顧客(preferred clients)에게만 株式을 割當하는 일이 빈번히 일어나고 있다.

위에 열거한 사실들은 新株가 많은 경우 市場價格에 비해 低價에 상장되고 있음을 나타내는데 이러한 新株의 低價上場現象은 新株問題(initial offering problem)라는 이름으로 금융학자들에게 알려져 왔으며 그 원인이 여태껏 명확히 밝혀지고 있지 않다. 新株의 價格에 관한 중요한 사실은 발행후 新株價가 상승하는 것이 아니라 상장당시 上場價格下에서 超過需要가 존재한다는 것이다. 만일 상장당시 초과수요가 존재하지 않고 需要와 供給이 일치한다면 이는 상장당시의 情報下에서 新株價格이 市場價格과 일치함을 의미하며 따라서 低價上場이 아니다. 이후에 株價가 상승하는 것은 새로운 情報의 유입에 따른 價格의 變動으로 보아야 할 것이다. 반면 상장당시 超過需要가 존재한다면 이는 상장당시의 정보하에서 新株價格이 市場價格보다 낮음을 뜻하며 上場過程이 끝난 직후 그 가격이 상승하는 것은 당연히 예측되는 결과이다.

이러한 新株의 低價上場現象을 설명하기 위해서는 新株價格이 결정되는 「메커니즘」에 대한 분석이 선행되어야 하는데 新株問題를 설명하려는 대부분의 기존 논문들은 이 기본요건조차 갖추지 못한 채 단편적이고 즉흥적인 해답을 시도했을 뿐이며 均衡理論(equilibrium theory)으로 볼 수 있는 설명을 제시하지 못하였다. 예컨대 新株의 低價上場 이유는 新株販賣를 담당한 投資銀行이 長期的인 顧客確保戰略의 하나로서 자신을 통하여 新株를 사면 돈을 벌게 되어 있다는 名聲(reputation)을 유지하기 위해 고의로 실제가치 미만으로 新株價格을 책정하기 때문이라는 Beatty and Ritter(1986)의 주장 등이 이 범주에 포함된다. 新株의 低價上場이 新株價格決定모델의 均衡에서 나타날 수 있음을 보인 최초의 논문은 Rock(1986)인데 Rock의 모델에서 新株의 低價上場이 가능한 이유는 投資者 중 일부가 企業主나 他投資者보다 企業의 價値에 대해 우월한 情報를 가지고 있기 때문이다. Rock이 가정한 情報의 不均衡은 불합리할 뿐 아니라 문제의 핵심을 보지 못한 것이며 新株의 低價上場現象에 대해 상식에 벗어나는 설명을 유도하고 있다고 볼 수 있다. 新株 발행시 企業主가 投資者보다 자신의 企業의 價値에 대하여 열등한 情報를 가지고 있다는 것은 믿기 어려우며 설사 그러한 投資者가 존재한다 하더라도 눈에 띄는 규모의 低價上場을 위해서는 이러한 투자자의 수가 많아야 한다. 新株問題에 대한 올바른 접근방법은 企業主가 投資者들에 비해 우월한 情報를 가지고 있음을 인식하고 이를 모델에 반영하는 것이 될 것이다.

企業主가 企業의 價値에 대해 投資者들보다 우월한 情報를 소유하고 있는 점이 新株의 低

價上場과 관계가 있음을 증명했다고 주장하는 논문들은 Allen and Faulhaber(1988), Welch(1989) 등에 의해 나왔는데 이 논문들은 企業主가 新株發行 직후 자신의 잔여주식을 운용하는데 있어서는 백치가 되어야 한다는 가정에 결정적으로 의존하고 있으며 新株問題에 대한 해답을 주지 못하였다[2]. 이 논문들은 모델에 企業主가 우월한 情報를 가지고 있다는 요소를 포함시켰다는 점 이외에는 아무런 기여도가 없으며 결국 新株가 低價에 상장되는 이유는 企業主가 非理性的이기 때문이라는 한심한 결론을 담고 있다고 볼 수 있다.

Allen-Faulhaber와 Welch의 접근방법은 세 가지 면에서 결정적인 결함을 가지고 있다.

첫째, 그들이 新株發行의 動機를 投資에 의한 富의 極大化로 보고 있으면서도 그들의 모델에는 사실상 投資問題가 존재하지 않으며 따라서 그들이 企業主와 投資者間에 情報의 不均衡을 가정하였음에도 불구하고 다른 類型의 企業主間에 選好매핑(preference map)의 差異가 존재하지 않는다는 점이다[3]. 따라서 그들의 모델에는 근본적으로 低價上場現象이 발생할 여지가 없으며 低株價現象을 도출하기 위하여 新株發行企業의 企業主가 新株를 발행한 이후 자신의 지분을 관리하는 과정에서 백치가 되어야 한다는 가정을 추가할 수밖에 없게 되었다. 이 가정은 그들이 모델 전반에 걸쳐 사용하고 있는 企業主가 富(wealth)를 極大化한다는 가정과 정면으로 배치되므로 그들의 논리는 내부모순을 지닌 틀린 것이 될 뿐 아니라 均衡理論에서는 받아들일 수 없는 가정이며 따라서 Allen-Faulhaber와 Welch의 결과는 전혀 의미가 없다.

둘째, 新株上場過程에서 기업주의 선택변수는 가격과 판매주식수의 2차원 벡터이며 企業主가 이 두 변수를 동시에 결정한다는 사실은 현실과 부합될 뿐 아니라 新株問題를 연구할 때 반드시 고려해야 하는 필수사항인데 비해 Allen-Faulhaber와 Welch는 이 사실을 외면하고 企業主가 가격만을 결정하는 발행과정을 연구의 대상으로 하였다. Allen-Faulhaber나 Welch와 같이 新株發行의 動機를 投資資本의 調達이라는 측면에서 연구하는 데 있어서 企業主의 두 선택변수를 동시에 고려하는 것이 필수적인 이유는 新株發行後 企業主의 富는 일반적으로 販賣株式數와 株式價格 모두에 의존하기 때문이며 또한 그들 연구의 목표인 情報不均衡下에서 低價上場의 성격을 지닌 分離均衡이 존재하려면 企業主가 두 변수를 선택하는

2) Welch와 Allen and Faulhaber가 하고 있는 이 가정을 예를 들어 설명하자면 企業主는 新株發行後 자신이 보유하고 있는 잔여지분의 실제가치가 100,000,000,000,000,000원일지라도 新株發行過程에서 投資者들이 갖게 된 情報가 이를 1원으로 보고 있는 경우 100,000,000,000,000,000원의 가치를 가진 자신의 지분을 1원에 팔아야 한다는 것이다. 이는 명백히 불합리할 뿐 아니라 Welch와 Allen and Faulhaber가 그들의 모델에서 사람들이 富를 極大化한다고 한 가정과 정면으로 배치된다.

3) Welch는 기업이 실제로 추진할 프로젝트가 있거나 아니면 없으면서도 있는 척하는 경우를 고려하였다. 만일 실제로 추진할 프로젝트가 있는 경우에는 I라는 액수의 투자를 요하며 I미만을 투자할 경우에는 0을 투자한 것과 마찬가지로 아무런 효과가 없다. 실제로 투자할 프로젝트가 없으면서 있는 척하는 企業의 企業主는 投資者들을 속여 利潤을 취하고자 한다. 따라서 Welch가 고려하고 있는 프로젝트는 本稿에서 고려하고 있는 프로젝트에 비해 매우 제한적인 성격을 가지고 있다. 또한 Welch는 企業主가 新株發行過程以前에 I를 프로젝트에 투자한다고 가정함으로써 投資의 效率性을 분석할 기회를 사전에 봉쇄하였다.

것이 필요조건이기 때문이다. 만일 Allen-Faulhaber나 Welch의 모델에서와 같이 企業主가 판매하는 주식수가 고정되어 있고 기업주가 단순히 가격만을 결정하는 경우 均衡에서는 하나의 價格만이 선택되며 따라서 分離均衡은 존재하지 않게 된다[4].

셋째, Allen-Faulhaber와 Welch의 논문들은 많은 기술적 오류를 범했다. 즉, Allen-Faulhaber와 Welch는 發行企業의 企業主가 일반투자자에 비해 기업의 가치에 대해 우월한 정보를 가지고 있는 환경을 추상화한 信號競技的 모델(signalling game)을 다루는 과정에서 게임이론적 분석이 마땅히 갖추어야 할 명확한 均衡槪念의 定義 및 均衡의 도출을 기하지 못했으며 엄밀히 말할 때 자기들 나름대로의 균형조차 구하지 못했다고 볼 수 있다.

本稿에서 필자는 投資動因(investment motive)에 의한 신주발행과정에서 情報의 不均衡이 존재할 경우 均衡投資額 및 均衡新株價格을 구하고 이의 분석을 통해 低株價現像에 대한 설명을 시도하며 投資의 效率性을 밝혀보고자 한다. 이 논문이 新株發行에 대한 기존의 논문들과 구별되는 점은 情報不均衡下에서 新株發行過程을 均衡理論으로 분석하고 있다는 점과 投資의 效率性을 분석하고 있다는 점이다.

다음 章에서 설명된 본고의 모델은 수익성 있는 프로젝트의 개발을 위해 신주발행을 통한 재원조달을 시도하는 企業主가 프로젝트의 收益性에 관하여 일반투자자들보다 우월한 정보를 가진 상황을 상정하고 있다. 총발행주식수가 N일 때 企業主가 n주를 주가 p에 판매하면 기업에는 np의 자본이 유입되며 企業이 收益性 있는 프로젝트를 추진하고 있는 경우 이는 기업의 가치를 np보다 더 크게 증가시킨다. 新株發行이 성공할 경우 企業主는 기업의 소유지분 $(1-\frac{n}{N})$를 보유하게 되며 소유지분 $\frac{n}{N}$은 투자자에게 귀속된다. 企業主가 n주를 주당 p에 판매하겠다고 공고할 때 投資者들의 新株에 대한 需要는 np의 자본이 유입된 이후 기업의 가치에 대한 투자자들의 평가에 의존하게 되며 이 평가과정에서 투자자들은 企業主가 선택한 新株發行條件 (n, p)로부터 기업의 가치에 대한 정보를 추출하여 이를 이용하고자 하게 된다. 企業主가 선택하는 발행조건 (n, p)가 프로젝트의 수익성에 대한 企業主의 私有情報(private information)를 반영할 가능성이 존재하는 이유는 企業主의 選擇이 일반적으로 자신의 私有情報에 따라 달라질 수 있기 때문이다. 또한 均衡에서 기업주가 선택하는 발행조건으로서 프로젝트의 수익성을 반영하는 (n, p)를 분석함으로써 新株가 低評價되는지의 여부와 함께 投資의 效率性도 밝혀낼 수 있게 된다.

4) n이 고정되어 있고 企業主가 p만을 선택할 경우 하나의 均衡價格만이 존재하는 이유는 쉽게 보일 수 있다. Welch, Allen and Faulhaber 및 필자의 모델에서 공통으로 가정하고 있는 바와 같이 企業主는 자신의 企業이 高收益性인지 低收益性인지 알고 있으나 投資者들은 이를 정확히 모르고 있을 경우 만일 均衡에서 高收益性 企業主가 p_1의 가격을 선택하고 低收益性 企業主가 p_2의 가격을 선택하여 $p_1 \neq p_2$이면 p_1, p_2 중 낮은 가격을 선택한 企業主는 利益極大化를 하지 않고 있다. 예컨대 $p_1 > p_2$이면 低收益性 企業主는 p_2 대신 p_1을 선택하여 자신의 富를 증가시킬 수 있을 것이다. 따라서 均衡은 企業主가 收益性에 관계없이 같은 가격을 선택하는 混和均衡(pooling equilibrium)이 될 것이다. Welch와 Allen and Faulhaber는 이를 피하기 위해 企業主가 非合理的이라는 가정을 추가하였다.

이와 같은 新株問題에 대한 새로운 접근방식의 결과 本稿에서는 신주문제에 관한 기존의 연구결과와 크게 다른 결론을 도출하였는데 이를 간략히 소개하면 다음과 같다. 첫째, 어떤 新株가 實際價値에 비해 낮은 가격에 상장되는 이유는 收益性이 높은 프로젝트를 가지고 있는 기업의 기업주가 투자자들에게 이를 전달하기 위한 信號行爲(signalling activity)의 결과이다. 이 信號行爲는 프로젝트의 신주판매조건인 販賣株式數 n과 株當價格 p를 결정하는 과정에서 收益性이 높은 프로젝트를 가진 기업주가 자신의 프로젝트가 낮은 收益性을 가지고 있을 경우에는 택하기 어려운 販賣條件 (n, p)를 선택하여 企業의 收益性이 높다는 사실을 입증하는 것이며 그 결과 선택된 (n, p)가 신주의 실제가치에 비해 낮은 p를 수반함으로써 低評價現象이 빚어지게 된다. 여기에서 주의해야 할 점은 企業主가 n과 p를 동시에 결정한다는 것이다. 투자자의 입장에서 新株 1株의 가치는 n과 p에 모두 의존하며 新株가 低評價되었는가의 여부는 이 가치와 p의 상대적 크기에 의해 결정되는 것이다. 따라서 新株의 低評價는 기업주의 信號行爲의 결과이며 企業主가 선택하는 변수자체가 아니다. Welch는 p만을 企業主의 선택변수로 보았고 따라서 低評價 자체를 기업주의 선택변수로 파악하였는데 이는 명백히 어리석은 접근방식일 뿐 아니라 문제의 본질을 파악하지 못한 것이다. 本稿에서 밝혀질 두번째 주요결론은 위에 설명한 信號行爲의 결과 企業의 收益性이 높은 경우 항상 最適投資量 미만의 資本만이 조달되는 非效率的 低投資가 발생한다는 것이다. 다시 말하면 低新株價格은 항상 低投資를 의미한다는 것이다. 이 결론은 低價上場이 企業主에게 私的費用(private cost)을 발생시킬 뿐 아니라 經濟的 效率性의 低下(loss of economic efficiency)를 수반함을 뜻하며 情報의 不均衡에 따른 社會的 費用(social cost)이 投資面에서 존재함을 보여 주고 있다.

本稿는 기본적으로 美國의 株式市場을 대상으로 하여 쓰여진 것이기는 하나 문제의 성격, 접근방식, 그리고 결론에 있어서 미국의 주식시장뿐 아니라 기본적으로 市場原理에 의하여 움직이는 모든 株式市場에 적용될 수 있는 일반적인 내용을 담고 있다. 한국의 경우 과거에는 投資財源의 주요조달 창구가 銀行, 政府 및 社債였으나 경제가 양적, 질적으로 성장함에 따라 주식시장을 이용한 자본조달의 비중이 증가하고 있으며 시간이 흐름에 따라 이 현상은 가속화될 것으로 전망된다.

本稿의 내용은 주식시장을 통한 자본조달과정의 경제학적 이해를 높임으로써 韓國의 株式市場硏究 및 投資硏究에 기여할 여지가 없지 않다고 본다[5]. 이 논문의 구성은 다음과 같다. 다음의 第2章에는 新株公募過程을 추상화한 信號競技的 모델(signalling game model)이 주어져 있고 第3章에는 情報不均衡이 존재하지 않을 경우 新株發行過程에 대한 분석이 주어져 있다. 第4章에는 논문전반에 걸쳐 이용될 기본적 결과들이 설명되어 있다. 第5章에는 모델內에 존재하는 均衡이 설명되어 있고 第6章에는 第5章에서 찾아낸 均衡에 대

5) 최근 上場企業의 증자시 발생하는 각종 문제점은 기본적으로 情報의 不均衡下에서 주식발행을 통한 投資資本調達過程에 발생하는 것이며, 本稿의 主題와는 거리가 있으나 本稿에서 사용하고 있는 접근방법을 통해 분석할 수 있을 것으로 보인다.

한 經濟學的 分析이 담겨 있다. 끝으로 第7章은 結論과 未來의 硏究方向으로 구성되어 있다.

II. 모 델

본래 개인에 의해 소유·경영되어 왔으며 投資에 비해 높은 收益性이 예상되는 프로젝트를 가지고 있는 企業을 둘러싼 다음과 같은 상황을 생각해 보자. 企業主는 프로젝트를 추진할 자본이 없으며 株式市場에 新株를 발행하여 자본을 조달하려고 한다. 株式市場은 한 代表的 投資者로 대변된다고 가정하고 이 代表的 投資者(representative investor)를 R이라 부르고 企業主를 S라 부르기로 하자. S는 R에게 총발행 주식수 N주 중 n주를 株當 p의 가격에 살 것을 제안한다. R이 이 제안을 수락할 경우 R은 기업에 np를 지불하고 기업의 주식 중 n주를 소유하며 S는 $(N-n)$주를 소유한다. 이후 기업은 np의 資本을 企業의 價値를 極大化하는 방향으로 투자한다. R이 S의 제안을 거절하면 기업에는 투자가 이루어지지 않으며 프로젝트는 개발되지 않는다. S는 R에 비하여 프로젝트의 收益性에 대하여 우월한 情報를 가지고 있다. 구체적으로 k라는 자본이 프로젝트에 투자될 경우 프로젝트로부터의 粗收益(gross profit)은 $\phi(k, \theta)$의 형태를 취하며 여기서 θ는 收益性 母數(profitability parameter)로서 $\Theta=\{H, L\}$ 중의 한 값을 갖는데 S는 θ의 진짜 값을 알고 있으나 R은 θ가 $\{H, L\}$에 속하며 f의 確率分布에 따라 분포되었다고 믿고 있을 뿐이다[6]. S와 R은 모두 富의 期待値(expected wealth)를 極大化하며 끝으로 S는 新株發行의 機會를 단 한번만 갖는다[7]. 위에 설명한 모든 것은 S와 R간의 普遍的 常識(common knowledge)이다.

위에 설명한 상황은 新株公募過程을 추상화한 것으로 실제 현실에 존재하는 여러 중요한 점들이 생략된 단순화된 모형이나 신주발행과정에서 情報의 不均衡의 역할에 초점을 맞춘 분석의 첫 단계로서 필요한 부분들을 모두 갖추고 있으며 장차 더욱 일반적인 분석을 할 때 기초가 될 수 있는 시발점으로 볼 수 있을 것이다. 위에 설명한 상황은 S가 私有情報(private information)를 가지고 먼저 선택을 취하며 이 선택으로부터 R이 S가 소유한 私有情報를 추출하려고 노력하는 信號競技(signalling game)로 볼 수 있다. 이 信號競技를 公式化하기에 앞서서 S가 선택하는 변수 (n, p)를 企業의 所有持分 α와 R의 企業에 대한 投資額 K로 대치하여도 아무 차이가 없음을 독자들에게 주지시키고자 한다. N이 주어진 상태에서 $\alpha=n/N$, $K=np$이므로 (n, p)와 (α, K)는 1대 1 대응관계에 있으며 이에 따라 S가 선택하는 변수를 (α, K)로 가정하여도 아무 무리가 없다[8]. 즉 S는 R에

6) 일반적으로 프로젝트의 事後的 價値(ex post value)는 企業主와 投資者들에게 대칭적으로 알려진 다른 確率變數에도 의존한다. 본문의 $\phi(k, \theta)$는 이러한 외생적 확률변수에 대해 기대치를 취한 것으로 볼 수 있다. 本稿에서 선수들이 富를 極大化한다고 가정하고 있으므로 $\phi(k, \theta)$를 대칭적으로 알려진 확률변수에 대한 기대치로 해석하는 데 아무런 무리가 없다.

7) 이 가정은 매우 엄격한 듯이 보이나 p.8에 있는 바와 같이 $\phi(k, \theta)$를 해석할 경우 一般性의 缺如가 발생하지 않는다.

8) 물론 (K, α)를 사용할 경우 整數問題(integer problem)가 있으나 이는 본고의 목표를 고려할 때 중요한 문제가 아니다.

게 기업에 K의 투자를 행하는 대가로 기업의 所有持分 α를 줄 것을 제의하며 R은 이를 수락하거나 거부한다고 하자. 企業主가 (α, K)를 선택한다고 가정하는 것이 기술적 편의상 유리한 점이 많으므로 企業主가 (α, K)를 선택한다고 가정하기로 하자.

이 信號競技에서 S의 전략은 $\Theta=\{H, L\}$에서 $[0, 1]\times R^+$로 가는 매핑이며 $(\alpha(\theta), K(\theta))$로 표시할 수 있다[9]. 信號競技의 관례에 따라 $\theta=H$일 경우의 S를 유형 H인 S(S of type H)라 부르고 S_H로 표시하며 $\theta=L$일 경우의 S를 유형 L인 S(S of type L)라 부르고 S_L로 표시하기로 하자. 일반적으로 θ의 收益性을 가진 기업의 企業主 S를 유형 θ인 S(S of type θ)로 부르고 S_θ로 표시하자. R은 S가 선택한 新株發行條件 (α, K)를 본 뒤 수락 또는 거부하므로 R의 전략은 $[0, 1]\times R^+$에서 {受諾, 拒否}로 가는 매핑으로 볼 수 있으며 수락을 1, 거부를 0으로 표시하여 $r(\alpha, K)\in\{0, 1\}$로 표시할 수 있다. S가 (α, K)의 제안을 하고 R이 이를 수락할 경우 企業의 價値를 極大化하는 방향으로 K가 사용될 것이며 이에 따라 프로젝트에 투자할 액수가 결정될 것이다. 즉 기업은 $\max_{k\leq K}\{\phi(k, \theta)+(K-k)\}$의 해를 구하여 이를 프로젝트에 투자할 것이며 이에 따라 K의 資本이 유입된 상태에서 극대화된 기업의 가치를 $\nu(K, \theta)$로 부르기로 하자. (α, K)의 제안이 수락될 경우 유형 θ인 S에게 귀속되는 富(wealth)는 $(1-\alpha)\ \nu(K, \theta)$이며 R에게 귀속되는 富는 $E_\mu[\alpha\nu(K, \theta)-K]$이다. 여기서 $E_\mu[\alpha\nu(K, \theta)-K]$는 S가 (α, K)의 發行條件을 제시할 경우 R이 가지고 있는 θ에 대한 사후적 확률분포(posterior belief 또는 updated belief) $\mu(\theta\mid K, \alpha)$에 의해 기대치를 취한 것이다. 이 사후적 확률분포 $\mu(\cdot)$는 일반적으로 사전적 확률분포 $f(\cdot)$와 다르다. 물론 R이 (α, K)의 제안을 수락할 때에는 이 去來의 결과 자신의 豫想純收益 $E_\mu[\alpha\nu(K, \theta)-K]$가 正(positive)이어야 할 것이다. R이 (α, K)의 제안을 거부한다면 R의 利益(payoff)은 0이며 S_θ의 利益은 $\nu(0, \theta)=\phi(0, \theta)$이다.

모델內에 존재하는 均衡을 구하기에 앞서서 기업이 추진하고 있는 프로젝트 $\phi(\cdot)$의 성격에 대한 몇가지 가정을 다음과 같이 하고 이 가정들의 의미를 살펴보기로 하자.

(A 1) $\phi(k, \theta)$는 k에 대해 두번 미분가능하다.

(A 2) $\phi_k(k, \theta)>0,\ \forall k>0,\ \forall\theta\in\Theta$.

(A 3) $\phi_{kk}(k, \theta)<0,\ \forall k>0,\ \forall\theta\in\Theta$.

(A 4) $\phi_k(k, H)>\phi_k(k, L),\ \forall k>0$.

(A 5) $\phi(0, H)=\nu(0, H)>\nu(0, L)=\phi(0, L)$.

(A 6) $\phi_k(0, \theta)>1,\ \forall\theta\in\Theta$.

(A 1), (A 2), (A 3)는 가장 일반적인 가정이며 프로젝트로부터의 粗收益(gross profit)이 投資額의 單調增加函數이고 강오목성(strictly concave)임을 뜻한다. (A 4)는 信號競技에 흔히 사용되는 Spence-Mirrles 조건이며 高收益性 프로젝트의 粗收益의 증가율이 低收益性 프로젝트의 증가율보다 높음을 가정하고 있다. (A 5)는 프로젝트에 전혀 투자가 이루어지지 않는다 해도 高收益性 프로

9) S는 자신의 私有情報인 θ의 값의 함수로서 新株發行條件 (α, K)를 선택한다.

젝트를 가지고 있는 경우 기업의 가치가 低收益性 프로젝트를 가지고 있는 경우 기업의 가치보다 같거나 큼을 뜻한다.

이 가정은 그 자체로 그럴 듯할(plausible) 뿐 아니라 기업이 단 한번 新株發行을 할 수 있다는 가정에서 비롯되는 문제점을 해결해 주고 있다. 기업이 新株發行에 실패할 경우, 즉 R이 S가 제안한 $(\alpha,\ K)$의 新株發行 조건을 거부할 경우, 현실세계에서의 기업은 일반적으로 미래에 재차 신주발행을 시도할 수 있다. $\nu(0,\ \theta)$는 收益性 θ인 프로젝트를 가진 기업이 이번에는 新株發行에 실패했으나 미래에 재차 新株發行을 하여 성공할 가능성을 고려하여 결정된 기업의 가치로 해석할 수 있다. $\nu(0,\ \theta)$를 위와 같이 해석할 경우 企業이 新株發行의 기회를 한번만 갖는다고 한 가정은 아무런 일반성의 결여를 수반하지 않게 된다.

위의 가정하에서 $(\alpha,\ K)$의 조건으로 新株發行이 성공할 경우 확장된 기업의 가치는 다음과 같이 구할 수 있다. (A1), (A2), (A3)에 의해 θ가 주어진 상태에서 $\phi(k,\ \theta)$를 極大化하는 k의 값이 유일하게 존재하며 이를 $\bar{K}(\theta)$로 표시할 수 있다. $\bar{K}(\theta)$는 $\phi_k(k,\ \theta)=1$의 유일해이며, $\phi_{kk}(\bar{K}(\theta),\ \theta)<0$의 2차조건을 만족시킨다. 만일 R이 기업에 투자한 K가 $\bar{K}(\theta)$보다 같거나 클 경우 기업은 R이 투자한 K 중 $\bar{K}(\theta)$만을 프로젝트에 투자할 것이며 기업의 가치는 $\phi(\bar{K}(\theta),\ \theta)+K-\bar{K}(\theta)$가 될 것이다. $K<\bar{K}(\theta)$일 경우, 즉 기업이 프로젝트로부터 收益性을 極大化하는 액수의 자본 미만의 자본만을 조달할 경우 기업은 K 전액을 프로젝트에 투자할 것이며 이 결과 企業의 價値는 $\phi(K,\ \theta)$가 될 것이다. 이를 정리하면,

$$\nu(K,\ \theta)=\begin{cases}\phi(K,\ \theta), & K<\bar{K}(\theta)\text{일 경우,}\\ \phi(\bar{K}(\theta),\ \theta)+K-\bar{K}(\theta), & \\ & K\geq\bar{K}(\theta)\text{일 경우.}\end{cases}$$

프로젝트의 最適投資額 $\bar{K}(\theta)$는 물론 프로젝트의 收益性 θ의 함수이다. (A 4)에 의해 $\bar{K}(H)>\bar{K}(L)$임을 쉽게 보일 수 있다. 다시 말하면 프로젝트의 價値를 極大化하는 最適投資額(optimal investment in the project)은 收益性이 높은 경우($\theta=H$인 경우)에 더 크다. (A 6)에 의해 θ에 관계없이 $\phi_k(0,\ \theta)>1$이므로 收益性이 낮은 프로젝트의 경우, 즉 $\theta=L$인 경우에도 投資를 하는 것이 안하는 것보다 유리하다. 따라서 $K>0$인 資本이 기업에 유입될 경우 θ에 관계없이 항상 純附加價値(net surplus)를 생산하게 된다. 이 附加價値는 $\nu(K,\ \theta)-K-\phi(0,\ \theta)$인데 $K<\bar{K}(\theta)$인 모든 K에 대해 强增加(strictly increasing)이고 $K\geq\bar{K}(\theta)$에서 $\phi(\bar{K}(\theta),\ \theta)-\bar{K}(\theta)-\phi(0,\ \theta)$의 극대값을 상수로서 갖는다. 이 附加價値가 $K>0$인 모든 K에 대해 $\theta=H$일 경우 $\theta=L$일 경우에 비해 높은 것은 쉽게 보일 수 있다. $\theta=H$인 프로젝트를 高收益性프로젝트라 부르고 $\theta=L$인 프로젝트를 低收益性 프로젝트로 부르는 이유는 여기에 있다. 이 附加價値는 그것이 누구에게 귀속되느냐에 상관없이 경제전체적인 附加價値를 높이는 것이다. 따라서 經濟的 效率性을 極大化하는 投資額은 이 附加價値를 極大化하는 投資額이며 $K\geq\bar{K}(\theta)$인 모든 K는 效率的 投資額(optimal investment in the firm)이다. S가 $\bar{K}(\theta)$에 미달하는 資本밖에 조달하지 못할 경우 經濟的 效率性의 損失(loss of eco-

nomic efficiency)이 초래되며 이는 매우 심각한 문제이다. 第1章에서 기술한 바와 같이 이 논문에서 다루고 있는 중요 주제의 하나는 新株發行過程에서 效率的인 投資가 이루어지는가의 여부이다. 마지막으로 위에 열거한 가정 이외에 다음의 (A 7)을 추가하고자 한다.

(A 7) $K_\lambda > 0$인 어떤 K_λ에 대해 $\frac{\nu(K,\ H)}{\nu(K,\ L)}$은 $K < K_\lambda$인 구간에서 强增加函數이고, $K = K_\lambda$에서 극대값을 가지며 $K > K_\lambda$에서는 强減少函數이다.

(A1)~(A6)의 가정들의 결과 $\frac{\nu(K,\ H)}{\nu(K,\ L)}$은 미분가능하며 항상 1보다 크다. 또한 $K \geq \bar{K}(H)$인 모든 K에 대해 强減少函數이다. 따라서 $\frac{\nu(K,\ H)}{\nu(K,\ L)}$은 $[0,\ \bar{K}(H)]$의 구간에서 global maximum을 갖는다. (A 7)이 추가로 요구하는 것은 global maximum이 유일하며 또한 유일한 local maximum이라는 것이다. 물론 (A 7)에 있는 K_λ는 $\bar{K}(H)$보다 당연히 작다[10]. 이 가정을 사용하는 이유는 分離均衡의 설명을 용이하게 하기 위해서이다. 이 가정을 사용하지 않더라도 本稿의 결론에는 아무런 변화가 없으며 단지 설명하는 과정만이 더 복잡해질 뿐이다. 본론에 들어가 이 章에서 설명한 모델內에 존재하는 均衡을 구하고 해석하기에 앞서 情報不均衡이 존재하지 않는 경우의 균형을 살펴보기로 하자.

10) $\frac{\nu(K,\ H)}{\nu(K,\ L)}$이 $\bar{K} > \bar{K}(H)$에서 단조감소하므로 $K_\lambda < \bar{K}(H)$이다.

III. 完全情報下의 均衡 (Equilibrium under Full Information)

이 章에서는 企業主와 投資者間에 情報不均衡이 존재하지 않을 경우의 均衡을 고려하고자 한다. 完全情報下에서의 均衡을 고려하는 주된 이유는 이를 기준(benchmark)으로 삼아 第4章 이후에서 밝혀질 情報不均衡下에서의 均衡과 비교하기 위함이다. S와 R 사이에 情報不均衡이 존재하지 않는다면 두 선수(player) 모두 θ의 진짜값을 알고 있게 되며 이 경우 R은 S가 $(\alpha,\ K)$의 新株發行을 제안해 올 때 $\alpha\nu(K,\ \theta) - K \geq 0$일 경우 이 제안을 수락할 것이며 $\alpha\nu(K,\ \theta) - K < 0$이면 제안을 거부할 것이다. 따라서 이를 아는 S는 다음의 最適化問題의 解를 선택한다고 볼 수 있다.

$$max_{(K,\ \alpha)}(1-\alpha)\ \nu(K, \theta),$$
$$s.t.\ \alpha\nu(K, \theta) - K \geq 0.$$

즉 S는 R에게 귀속되는 純收益 $\alpha\nu(K,\ \theta) - K$가 負가 아닌 新株發行條件 $(\alpha,\ K)$중 新株發行後 자신의 몫이 되는 富 $(1-\alpha)\nu(K,\ \theta)$를 極大化하는 $(\alpha,\ K)$를 선택할 것이다. 위의 最適化問題의 解가 完全情報下에서의 均衡新株發行條件(equilibrium offering condition)이 될 것이다. 이 均衡新株發行條件은 다음과 같이 구할 수 있다. 첫째, $(\alpha,\ K)$가 均衡新株發行條件이라면 $\alpha\nu(K,\ \theta) - K = 0$이어야 한다. 다시 말하면 위의 最適化問題의 제약조건은 균형에서 등식으로 성립(binding)

해야 한다. 만일 (α, K)가 위의 最適化問題의 解이며 $\alpha\nu(K, \theta)-K>0$이라면 S는 (α, K) 대신 $(\alpha', K)=(\frac{K}{\nu(K, \theta)}, K)$를 제안하여 新株發行을 성공시키면서 자신의 富를 증가시킬 수 있다. 따라서 (α, K)는 위 最適化問題의 解가 될 수 없으며 이는 矛盾이 된다. 직관적으로 생각할 때 이 결과는 당연한데 그 이유는 R이 자신에게 0 以上의 純利益을 주는 新株發行條件을 수락할 의사가 있을 때 S의 입장에서 R에게 0을 초과하는 純利益을 줄 필요가 없기 때문이다. 따라서 $\alpha=\frac{K}{\nu(K, \theta)}$를 極大化되는 함수(maximand) $(1-\alpha)\ \nu(K, \theta)$의 α에 대입하면 이 함수는 $\nu(K, \theta)$가 된다. 이를 극대화하는 K의 값은 $K\geq\bar{K}(\theta)$인 모든 K이다. 즉 위의 極大化問題의 解는 $\bar{K}(\theta)$ 以上인 K의 投資를 R에게 요구하고 그 대가로 $\alpha=\frac{K}{\nu(K, \theta)}$의 소유지분을 R에게 주는 新株發行條件이다. 이 결과 또한 직관적으로 당연하다. 그 이유는 위에서 밝혀진 바와 같이 S가 R에게 0의 純利益만을 보장하면 될 경우 S는 投資로부터 발생하는 純附加價値(net surplus) 전체를 갖게 되며 따라서 S는 純附加價値를 極大化하는 投資額 K를 조달하는 것이 자신의 富를 極大化하는 것이 된다. $\bar{K}(\theta)$ 이상의 자본이 유입될 경우 유형 θ인 기업은 프로젝트로부터의 純附加價値를 극대화하는 투자액 이상을 資本市場으로부터 조달하므로 그 중 $\bar{K}(\theta)$를 프로젝트에 투자함으로써 純附加價値를 極大化할 수 있다. 따라서 完全情報下에서의 均衡은 무한히 많으며 $K\geq\bar{K}(\theta)$, $\alpha=\frac{K}{\nu(K, \theta)}$를 만족하는 모든 (K, α)의 집합이다. 이 경우 均衡이 無限하다는 것은 전혀 문제될 바 없는데 그 이유는 위의 조건을 만족하는 어떤 (K, α)를 선택하더라도 R은 0의 純利益을 얻으며 S는 $\nu(\bar{K}(\theta), \theta)-\bar{K}(\theta)-\phi(0, \theta)$의 純利益을 얻기 때문이다.

즉 均衡利益(equilibrium payoff)은 唯一(unique)하며 完全情報下에서 均衡은 사실상 唯一하다고 볼 수 있다. 균형에서 $\bar{K}(\theta)$를 초과하는 投資額 K가 조달될 때 그 초과액 $K-\bar{K}(\theta)$는 프로젝트에 투자되지 않고 단순히 기업의 현금보유만을 증가시킬 따름이다. 기업주의 입장에서 볼 때 $\bar{K}(\theta)$를 초과하는 액수는 단순히 기업에 대한 현금유입이며 그 대가로 기업주의 소유지분이 희석되는 것이다. 위에서 논의한 내용을 다음의 보충정리 1로써 정리하자.

補充定理 1

$f(\cdot)$가 退化(degenerate)하여 H 또는 L이 확률 1로 발생하는 경우 均衡의 集合은 $\{(K, \alpha) \mid K\geq\bar{K}(\theta),\ \ \alpha=\frac{K}{\nu(K, \theta)}\}$이다. 이 均衡集合에 속한 각 균형에서 S_θ의 利益은 $\nu(\bar{K}(\theta), \theta)-\bar{K}(\theta)-\nu(0, \theta)$이며 R의 이익은 0이다.

보충정리 1의 내용은 情報不均衡이 존재하지 않을 경우 新株發行을 통한 투자자본의 조달은 프로젝트의 수익성에 관계없이 항상 효율적이며 신주의 가격은 주식의 가치와 동일하여 新株의 低評價(undervaluation)現象이 일어나지 않음을 의미한다. 즉 θ의 收益性을 가진 기업이 항상 $\bar{K}(\theta)$ 이상의 자본을 조달하여 純附加價値를 極大化하는 資本을 조달하고 있기 때문에 투자가 효율적이며, 투자의 대가로 R이 얻는 지분 α의 가치가 $\alpha\nu(K, \theta)$

인데 $\alpha=\frac{K}{\nu(K,\ \theta)}$ 이므로 이 가치는 R이 기업에 지불하는 액수 K와 동일하므로 新株의 價格은 株式의 價値와 同一하다. 이 논문에서 S_θ가 完全情報下에서 얻는 이익 $\nu(\bar{K}(\theta),\ \theta)-\bar{K}(\theta)-\nu(0,\ \theta)$가 자주 언급될 것이므로 이를 간략히 $\bar{\pi}_\theta$로 표기하기로 하자. 또한 $\theta=H$일 경우 이를 $\bar{\pi}_H$로 표기하고 $\theta=L$인 경우 이를 $\bar{\pi}_L$로 표기하기로 하자.

IV. 新株發行모델의 均衡

이 장에서는 第II章에 설명된 新株發行 모델에 존재하는 균형을 구하고자 한다. 企業主의 문제는 가급적 자신에게 유리한 발행조건 $(K,\ \alpha)$로 투자자로부터 자본을 조달하는 것이며 投資者의 문제는 기업주가 $(K,\ \alpha)$라는 新株發行條件을 제시하였을 때에 과연 이 조건을 수락하고 K의 자본을 투자하는 것이 자신에게 이익이 되는지를 판단하는 것이다.

III章에서 보인 바와 같이 企業主와 投資者간에 情報의 不均衡이 존재하지 않는다면 K라는 자본이 기업에 유입되었을 때 기업의 가치가 얼마가 될 것인가에 대하여 기업주와 투자자는 같은 예측을 하고 있게 되며 이 결과 $(K,\ \alpha)$의 투자조건이 자신에게 유리한 것인가를 결정하는 투자자의 문제는 $\alpha\nu(K,\ \alpha)$와 K를 비교하는 단순한 문제가 된다. 한편 第II章의 모델에 설명된, 本稿에서 연구의 대상으로 삼고 있는 상황에서는 企業主는 자신의 회사의 수익성을 아는 반면 投資者는 이를 모르므로 企業主가 $(K,\ \alpha)$라는 제안을 해올 때 이 投資條件이 자신에게 유리한가를 결정하는 투자자의 문제는 간단하지가 않다. $(K,\ \alpha)$라는 제안을 수락할 경우 企業의 價値는 $\nu(K,\ \theta)$가 되며 投資者의 純收益은 $\alpha\nu(K,\ \theta)-K$인데 투자자가 θ의 진짜 값을 모르므로 K가 유입되었을 때 企業의 價値인 $\nu(K,\ \theta)$를 모르게 된다. 이에 따라 자신의 持分인 企業의 價値 $\alpha\nu(K,\ \theta)$의 진짜 값을 모르게 되고 이 결과 投資의 純收益 $\alpha\nu(K,\ \theta)-K$의 진짜 값을 알 수 없게 된다. 만일 (K,α)의 조건이 제안되고 이 제안의 타당성을 조사하는 시점에서 投資者가 가진 情報가 投資者가 초기에 가지고 있던 정보 f와 같다면 投資者는 投資로부터의 期待粗收益(gross return from investment) $E_f[\alpha\nu(K,\ \theta)]=\alpha[f\nu(K,\ H)+(1-f)\ \nu(K,\ L)]$를 K와 비교하여 投資決定을 할 것이다. 여기에서 f는 $K=H$일 사전적 확률이다.

일반적으로 投資者가 投資條件 $(K,\ \alpha)$의 타당성을 조사할 때 投資者는 사전적 정보보다는 우수한 정보를 갖게 되는데, (K,α)라는 新株發行條件으로부터 θ에 대한 추가적인 정보를 얻어낼 가능성이 존재하는 이유는 企業主는 θ의 진짜 값을 알고 있으므로 企業主가 선택한 新株發行條件 (K,α)가 企業主가 가지고 있는 θ의 진짜 값에 대한 私有情報(private information)를 반영할 가능성이 있기 때문이다. 企業主의 입장에서 보면 收益性이 높은 경우 이를 投資者에게 알려 가급적 자신에게 유리한 조건으로 新株를 발행하고자 하는 誘因(incentive)이 있으며 企業의 收益性이 낮은 경우 또한 이를 숨기고 企業의 收益性이 높은 것처럼 보이려는 유인이 존재한다. 따라서 收益性이 높은 企業의 企業主는

發行條件 (K, θ)를 선택할 때 企業의 收益性이 낮은 경우에는 자신이 취하기 어려운 發行條件, 즉 低收益性 企業主가 모방하기 어려운 發行條件 중에서 (K, θ)를 선택하고자 하는 유인이 존재한다. 本稿에서는 이러한 企業主의 信號行爲(signalling activity)의 結果 신주발행조건으로부터 기업의 수익성이 드러나는 分離均衡(separating equilibrium)을 구하고자 한다. 우선 本稿에서 사용할 均衡槪念(equilibrium concept)을 정의하기로 하자.

本稿에서는 Kreps 基準(Kreps' criterion)을 均衡槪念으로 사용하겠다. Kreps 基準은 Bayes Nash 均衡에 한가지 조건을 추가한 것이며 이에 대한 논의는 아래에 설명되어 있다[11]. 우선 Bayes Nash 均衡을 정의하자.

定義 : 純粹戰略 Bayes Nash 均衡은 다음의 (C_1), (C_2), (C_3)의 조건을 만족시키는 선수들의 戰略組合(strategy combination, 또는 profile)과 R의 事後的 確率分布의 벡터 $\langle (K^*(\theta), \alpha^*(\theta)), r^*(K, \alpha), \mu(\theta \mid K, \alpha) \rangle$이다.

(C_1) 각 θ에 대해 $((K^*(\theta), \alpha^*(\theta))$

$= \underset{(K, \alpha)}{argmax} \{\pi^s(K, \alpha, r^*(K, \alpha), \theta)\}$이다.

여기서 $\pi^s(K, \alpha, r^*(K, \alpha), \theta)$는 R이 $r^*(K, \alpha)$의 戰略을 사용할 때 S_θ가 (K, α)의 新株發行條件을 제안할 경우 S_θ의 利益(payoff)이며 $r^*(K, \alpha)=1$이면 $(1-\alpha)v(K, \theta)$이고 $r^*(K, \alpha)=0$이면 $\phi(0, \theta)$이다.

(C_2) $R^+ \times [0, 1]$에 속한 각 (K, α)에 대해 $r^*(K, \alpha)$

$$= \underset{r}{argmax} \{\pi^R(K, \alpha, r, \mu(\cdot)\},$$
$$r \in \{0, 1\}.$$

여기에서 $\pi^R(K, \alpha, r, \mu(\cdot))$는 R이 (K, α)가 주어진 상태에서 θ의 값에 대한 事後的 確率分布 $\mu(\theta \mid K, \alpha)$를 가지고 있을 때 R의 선택변수인 r에 의해 결정되는 R의 期待利益이다. $r=1$이면 $\pi^R(K, \alpha, 1, \mu(\cdot)) = E_\mu[\alpha v(K, \theta)] - K = \alpha[\mu v(K, H) + (1-\mu) v(K, L)] - K$이고 $r=0$이면 $\pi^R(K, \alpha, 0, \mu(\cdot))=0$이다.

(C_3) $\mu(\theta \mid K, \alpha)$는 $\{\theta \in \Theta \mid (K^*(\theta), \alpha^*(\theta)) = (K, \alpha)\} \neq \phi$일 경우 Bayes 법칙을 따른다.

(C_1)은 企業主의 戰略(strategy)이 최적(optimal)이어야 함을 의미한다. R이 $r^*(\cdot, \cdot)$라는 戰略을 사용하고 있을 때 S_θ는 $r^*(K, \alpha)=1$인 (K, α), 즉 R이 수락할 新株發行條件 중에서 자신의 이익을 극대화하는 발행조건이 $\phi(0, \theta)$ 이상의 이익을 줄 경우 이를 선택하고 R이 수락하는 어떠한 新株發行條件을 선택하더라도 新株發行을 안할 경우의 會社의 價値 $\phi(0, \theta)$ 미만의 이익만을 얻게 될 경우 $(0, 0)$의 新株發行條件을 택하는 것이 최적이 될 것이다[12]. (C_2)는 R의 선택이 最適이어야 함을 뜻한다. S가 (K, α)라는 新株發行條件을 제안해 왔으며 이 (K, α)가 제안된 상황에서 θ에 대한 R의 수정된 판단(updated belief)이 $\mu(\theta \mid K, \alpha)$의 事後

11) 이 均衡槪念은 대부분의 Bayes Nash 均衡의 精鍊(refinement)에 비해 약하며(weaker) 대부분의 정련들은 Kreps 기준을 만족하고 있다. Kreps (1984), 또는 Cho and Kreps(1987) 참조.

12) $(0, 0)$의 新株發行條件은 물론 新株發行을 하지 않기로 하는 企業主의 결정을 의미한다.

的 確率分布로 주어진다면 R은 이 事後的 確率分布에 의해 (K, α)를 수락할지의 여부를 결정할 것이다. $E_\mu[\alpha v(K, \theta)]-K \geq 0$이면 수락할 것이며 $E_\mu[\alpha v(K, \theta)]-K<0$이면 거부할 것이다.

따라서 어떤 (K, α)가 주어졌을 때 R의 수락여부는 R이 가지고 있는 θ에 대한 判斷(belief) $\mu(\theta \mid K, \alpha)$에 결정적으로 달려 있다. 즉 (K, α)가 제안되었을 때 R이 企業의 收益性에 대해 어떠한 판단을 하고 있는가에 따라 R의 의사결정이 이루어질 것이다. 이에 따라 당연히 제기되는 문제는 각 (K, α)에 대해 R이 어떠한 事後的 確率分布 $\mu(\theta \mid K, \alpha)$를 형성해야 하는가이다. 다시 말하면 (K, α)가 주어진 상태에서 R이 θ에 대해 어떠한 종류의 판단을 하는 것이 합리적이라고 할 수 있는가 하는 문제가 제기된다.

(C_3)는 (K, α)가 주어진 상태에서 R이 형성할 수 있는 事後的 確率分布 $\mu(\theta \mid K, \alpha)$가 均衡經路上(on the equilibrium path)에서 Bayes 법칙을 따를 것을 요구하고 있다. 즉 어떤 균형에서 S_H 또는 S_L에 의해 선택된 新株發行條件 (K, α)가 제안될 경우 R은 S의 전략을 알고 있으므로 Bayes 法則에 따라 (K, α)로부터 θ에 대한 情報를 처리하여 $\mu(\theta \mid K, \alpha)$를 형성한다는 것이다. 이 조건은 기본적이며 均衡理論(equilibrium theory)의 필요불가결한 요소이다.

이 조건의 문제점은 均衡經路 밖(off the equilibrium path)에 위치한 (K, α)가 제안될 경우에 대해 아무런 제약을 가하지 않는다는 데 있다. 따라서 (C_1), (C_2), (C_3)로 정의되는 Bayes Nash 均衡을 均衡概念으로 사용할 경우 R은 均衡經路 밖에 위치한 (K, α)가 주어진 상태에서 어떠한 事後的 確率分布 $\mu(\theta \mid K, \alpha)$라도 가질 수 있으며 그 결과 수많은 均衡이 존재하며 그중 많은 수의 均衡이 해석에 있어서 여러 문제점을 야기시키게 된다. 위에 설명한 Bayes Nash 均衡의 문제점은 이 논문에만 존재하는 것이 아니라 일반적 문제점이다.

本稿에서는 均衡概念으로서 Bayes Nash 均衡보다 다소 강력한 Kreps 基準(Kreps' criterion)을 사용하겠다. Kreps기준은 위에 설명한 (C_1), (C_2), (C_3)의 Bayes Nash균형에 하나의 조건을 추가한 것이다.

밑의 (C_4)에 기술된 이 추가조건은 (C_3)에 의해서는 아무런 제약을 받지 않는 均衡經路 밖 (K, α)에 대한 R의 事後的 確率分布에 대해 제약을 가하는 것이다. 즉 均衡에서 나타날 수 없는 상황이 전개되었을 때 R이 어떠한 상황판단을 해야 하는 것이 합리적인 판단인가에 관해 특정한 조건을 요구하고 있다. 이 조건의 성격은 (C_4) 이하에 설명되어 있다.

(C_4) $\langle (K^*(\theta), \alpha^*(\theta)), r^*(K, \alpha), \mu(\theta \mid K, \alpha) \rangle$가 균형이라고 하자. 이 균형에서 S_θ의 이익을 $\pi^*(\theta)$로 표기하고 R의 이익을 π^R로 표기하자. 이 均衡에서 均衡經路밖에 위치한 각 (K, α)에 대해 $\mu(\theta \mid K, \alpha)$는 다음의 조건을 충족시켜야 한다.

어떤 r에 대해서 $\{\theta \in \Theta \mid \pi^S(K, \alpha, r, \theta) \geq \pi^*(\theta)\} \neq \phi$일 경우 $\mu(\cdot)$는 모든 r에 대해 $\pi^S(K, \alpha, r, \theta) < \pi^*(\theta)$인 θ에 0의 확률을 주어야 한다.

(C_4)의 배경에 있는 직관은 다음과 같이 설명될 수 있다. R은 均衡經路 밖에 위치한 어떤 (K, α)가 S에 의해서 제안될 때 이를

S에 의한 의도적인 행위로 간주하며 균형전략 대신 (K, α)를 선택함으로써 이익을 볼 가능성이 있는 유형의 S가 (K, α)를 선택한 것이라고 해석한다. 어떤 r에 대해 $\{\theta \in \Theta \mid \pi^S(K, \alpha, r, \theta) > \pi^*(\theta)\} \neq \phi$라면 R의 대응에 따라 (K, α)를 선택함으로써 均衡戰略을 선택했을 때보다 이익을 증가시킬 수 있는 類型 θ의 S가 존재한다. 이 유형 θ인 S는 (K, α)를 선택할 誘因(incentive)이 있다.

만일 이 경우 어떤 다른 類型 θ', $\theta' \neq \theta$에 대하여 (K, α)를 선택했을 때의 이익 $\pi^S(K, \alpha, r, \theta')$가 r에 관계없이 $S_{\theta'}$의 均衡利益 $\pi^*(\theta')$미만이라면 類型 θ'인 S는 (K, α)를 선택할 유인이 전혀 없으며 따라서 R은 (K, α)를 보았을 때 이것이 $S_{\theta'}$에 의해 선택되었을 확률을 0으로 간주해야 한다는 것이 (C_4)의 요지이다.

本稿에서 사용할 균형개념으로는 균형경로 밖에서 (C_4)를 만족하는 Bayes Nash均衡을 사용하기로 한다.

定義: 모델의 균형은 (C_1), (C_2), (C_3), (C_4)를 만족하는 $\langle (K^*(\theta), \alpha^*(\theta)), r^*(K, \alpha), \mu(\theta \mid K, \alpha) \rangle$이다.

모델에 존재하는 均衡을 구하기에 앞서서 각 선수의 利益(payoff)이 (K, α)에 의해 어떻게 영향을 받는지를 살펴볼 필요가 있다.

R이 S_θ의 제안을 수락한다고 가정할 때 어떤 상수 $\pi \geq \phi(0, \theta)$에 대해 $(1-\alpha)\ \nu(K, \theta) = \pi$의 등식은 S_θ에게 같은 이익을 보장해 주는 新株發行條件 (K, α)의 집합을 정의한다. $\pi \geq \phi(0, \theta)$인 π만을 고려하는 이유는 물론 S_θ가 新株發行을 포기하더라도 $\phi(0, \theta)$의 이익은 보장이 되므로 $\phi(0, \theta)$미만의 이익이 수반되는 新株發行은 하지 않을 것이기 때문이다.

위의 등식은 (K, α) 공간에 S_θ의 선호(preference)를 대변하는 무차별곡선을 유도하고 있는데 위의 등식이 $\alpha = 1 - \dfrac{\pi}{\nu(K, \theta)}$의 解를 가지므로 무차별곡선의 형태에 관하여 몇가지 성격을 쉽사리 밝혀낼 수 있다.

동일 무차별곡선상에 있는 K와 α의 관계는 $\alpha^S(K, \theta, \pi) = 1 - \dfrac{\pi}{\nu(K, \theta)}$의 함수관계로 표시된다. 이 $\alpha^S(K, \theta, \pi)$의 몇가지 성격을 다음의 보충정리로써 정리하고 그 기하학적 의미를 [圖 1]을 통해 살펴보자.

補充定理 2

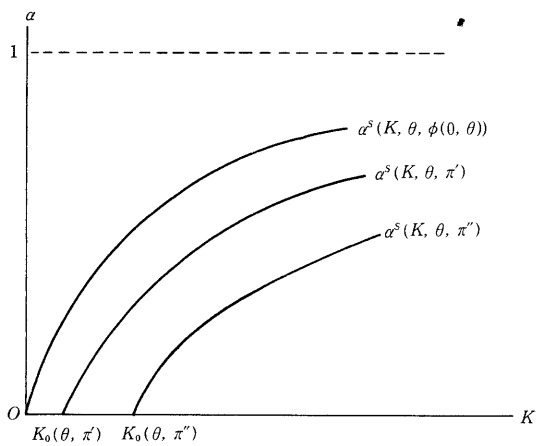
(1) $\dfrac{\partial \alpha^S}{\partial K} > 0, \ \forall K > 0$

(2) $\dfrac{\partial^2 \alpha^S}{\partial K^2} < 0, \ \forall K < 0$

(3) $\dfrac{\partial \alpha^S}{\partial \pi} < 0, \ \forall \pi > \phi(0, \theta)$

(4) $\alpha^S = 1 - \dfrac{\pi}{\nu(K, \alpha)} = 0$일 때 K의 값을

〔圖 1〕



$K_{\circ}(\theta,\ \pi)$라 하자. 그러면 $K_{\circ}(\theta,\ \pi)$는 唯一하고, $\pi \geq \phi(0,\ \theta)$인 각 π에 대해 $\dfrac{\partial K_{\circ}(\theta,\ \pi)}{\partial \pi} > 0$이다.

(5) $K_{\circ}(\theta,\ \phi(0,\ \theta))=0.$

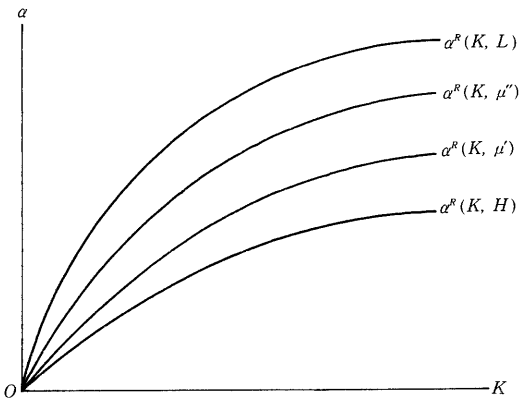
(6) $\dfrac{\partial K_0}{\partial \pi} > 0,\ \forall \pi > \phi(0,\ \theta).$

[圖 1]은 보충정리 2의 내용을 설명하고 있다. [圖 1]에는 3개의 무차별곡선이 그려져 있다. 가장 위쪽에 위치한 무차별곡선이 $\pi=\phi(0,\ \theta)$일 경우이고 그외의 두 곡선은 $\pi=\pi',\ \pi'',\ \pi''>\pi'\geq\phi(0,\ \theta)$의 경우를 일반적으로 묘사한 것이다. 각 무차별곡선은 右上向이며 강오목성이다. $\pi=\phi(0,\ \theta)$일 때 무차별곡선은 당연히 원점을 지난다. 또한 π가 증가함에 따라 무차별곡선은 下向移動한다. 그 이유는 같은 K가 투자될 때 S의 이익이 커지기 위해서는 α가 작아져야 하기 때문이다.

新株發行條件과 R의 이익간의 관계는 $(K,\ \alpha)$라는 발행조건이 제안될 당시 R의 情報에 달려 있다. R이 $\theta=H$라는 事象(event)에 μ의 확률을 주고 있을 때 R의 期待利益이 0인 $(K,\ \alpha)$의 집합은 $E_{\mu}[\alpha\nu(K,\ \alpha)-K]=0$의 등식으로 정의된다. 이 등식을 α에 대해 풀면 $\alpha=\dfrac{K}{E_{\mu}[\nu(K,\ \theta)]}$가 되는데 이를 $\alpha^{R}(K,\ \mu)$로 표기하자. 또한 $\mu=1$이나 0인 경우에는 $\alpha^{R}(K,\ 1)$이나 $\alpha^{R}(K,\ 0)$ 대신 $\alpha^{R}(K,\ H)$와 $\alpha^{R}(K,\ L)$로 표기하기로 하자. R이 (K,α)의 제안을 받고 $\theta=H$일 확률이 μ라고 믿고 있을 때 R은 $\alpha\geq\alpha^{R}(K,\ \mu)$이면 수락하고 $\alpha<\alpha^{R}(K,\ \mu)$이면 거부할 것이다.

$\alpha^{R}(K,\ \mu)$가 다음의 성격을 갖는 것을 쉽게 보일 수 있다.

〔圖 2〕



(1) $\alpha^{R}(0,\ \mu)=0,\ \forall\mu.$

(2) $\dfrac{\partial\alpha^{R}}{\partial K}(K,\ \mu)>0,\ \forall K>0.$

(3) $\dfrac{\partial\alpha^{R}}{\partial\mu}(K,\ \mu)<0,\ \forall\mu.$

[圖 2]에는 여러가지 가능한 경우에 대한 α^{R}이 예시되어 있다. 위의 (1)에 있는 바와 같이 α^{R}은 μ에 관계없이 원점을 지난다. (2)에 나타난 바와 같이 α^{R}은 右上向인데 이는 $\theta=H$인 확률이 주어졌을 때 더 많은 K를 조달하려면 R에게 더 큰 지분을 주어야 함을 뜻한다. [圖 1]에는 θ가 0, μ', μ'', 1의 $(0<\mu''<\mu'<1)$ 네가지 경우가 그려져 있다. K가 주어진 상태에서 μ가 클수록 α^{R}값이 작아지는 것은 당연하다.

위에서 살펴본 α^{S}와 α^{R}간에는 특정한 관계가 성립하는데 이 관계를 이용할 때 分離均衡(separating equilibrium)을 쉽게 구할 수 있으므로 그 관계를 먼저 밝히고자 한다.

補充定理 3

Θ에 속한 각 θ에 대해 다음 관계가 성립한다.

(1) $\alpha^S(K,\ \theta,\ \phi(0,\ \theta)) > \alpha^R(K,\ \theta)$, $\forall K>0$.

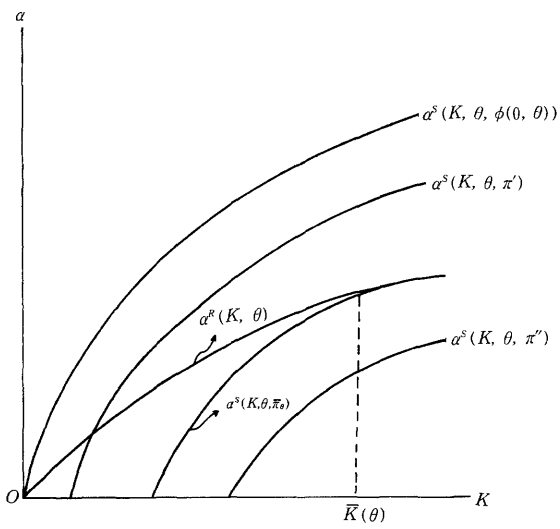
(2) $\alpha^S(K,\ \theta,\ \bar{\pi}_\theta)$
$<\alpha^R(K,\ \theta),\ \forall K<\bar{K}(\theta)$
$=\alpha^R(K,\ \theta),\ \forall K\geq\bar{K}(\theta)$.

(3) $\pi>\bar{\pi}_\theta$이면 $\alpha^S(K,\ \theta,\ \pi)$
$<\alpha^R(K,\ \theta),\ \forall K<0$.

(4) $\pi\in(\phi(0,\ \theta),\ \bar{\pi}_\theta)$이면 $\hat{K}(\theta,\ \pi)\in(0,\ \bar{K}(\theta))$인 $\hat{K}(\theta,\ \pi)$가 존재하며.
$\alpha^S(K,\ \theta,\ \pi)$
$<\alpha^R(K,\ \theta),\ \forall K<\hat{K}(\theta,\ \pi)$
$=\alpha^R(K,\ \theta),\quad K=\hat{K}(\theta,\ \pi)$
$>\alpha^R(K,\ \theta),\ \forall K>\hat{K}(\theta,\ \pi)$.

보충정리 3 및 [圖 3]의 내용은 기업에 대한 투자에 따른 純附加價値의 성격을 알면 쉽게 이해할 수 있다. 第2章에서 언급한 바와 같이 $K>0$인 資本이 기업에 유입될 때 企業의 價値의 增加는 K보다 크며 따라서 0보다 큰 純附加價値(net surplus)가 생산된다. 이 純附加價値는 K가 $\bar{K}(\theta)$에 도달할 때까지는

〔圖 3〕



强增加(strictly increasing)하며 $K\geq\bar{K}(\theta)$인 모든 K에서 극대화된 값 $\nu(\bar{K}(\theta),\ \theta)+K-\bar{K}(\theta)$를 상수로 갖는다.

$\alpha^R(K,\theta)$는 R이 투자한 K에 대해 K의 가치를 주는 소유지분이며 따라서 R이 $(K,\ \alpha^R(K,\theta))$의 新株發行條件을 수락할 경우 R의 純利益은 0이고 투자의 결과 생산되는 純附加價値는 모두 S_θ에게 귀속된다. $\alpha^S(K,\ \theta,\ \phi(0,\ \theta))$가 $\alpha^R(K,\ \theta)$보다 위에 위치하는 이유는 S_θ가 $\phi(0,\ \theta)$의 이익을 취할 경우 純附加價値는 모두 R에게 주는 것을 의미하며 이 純附加價値가 $K>0$인 모든 K에 대해 正(positive)이므로 R에게 $\alpha^R(K,\ \theta)$보다 큰 지분을 주는 것을 뜻하기 때문이다. 따라서 보충정리 3-(1)에 있는 것처럼 $\alpha^S(K,\ \theta,\ \phi(0,\ \theta))>\alpha^R(K,\ \theta)$이다.

企業主가 $\pi''>\bar{\pi}_\theta$인 이익 π''을 취한다면 企業主는 純附加價値의 극대값을 상회하는 순이익을 얻게 되며 이 경우 R은 투자액 K미만의 가치를 갖는 지분을 받게 된다. 따라서 보충정리 3-(3)에 있는 바와 같이 $\alpha^S(K,\theta,\pi'')$은 $\alpha^R(K,\ \theta)$보다 아래에 위치해야 한다. 企業主가 $\bar{\pi}_\theta$의 이익을 취할 경우 企業主는 극대화된 純附加價値를 차지하게 되는데 $K\geq\bar{K}(\theta)$일 때 R은 0의 純利益을 얻게 된다. 즉 $\alpha^R(K,\theta)$는 $\alpha^S(K,\ \theta,\ \bar{\pi}_\theta)$이다. $K<\bar{K}(\theta)$일 때 생산되는 純附加價値는 극대화된 純附加價値보다 작으므로 $K<\bar{K}(\theta)$일 때 企業主가 $\bar{\pi}_\theta$를 취할 경우 R은 K 미만의 가치를 갖는 지분을 갖게 되며 따라서 $\alpha^R(K,\theta)>\alpha^S(K,\ \theta,\ \bar{\pi}_\theta)$이다. 보충정리 3-(4) 또한 비슷한 과정으로 증명할 수 있으므로 이의 증명을 생략하기로 한다.

V. 分離均衡
(Separating Equilibrium)

이 章에서는 모델에 존재하는 分離均衡을 구하고자 한다. 分離均衡에서 S_H와 S_L는 각각 다른 新株發行條件을 선택하며 따라서 R은 S가 제안한 新株發行條件으로부터 企業의 收益性을 완벽하게 알 수 있다. 分離均衡에서 低收益性 企業主 S_L은 $\bar{\pi}_L$의 이익을 갖는다. 高收益性 企業主 S_H는 S_L이 모방할 유인이 없는 (K, α), 즉 S_L이 선택할 경우 R이 수락한다 해도 S_L에게 $\bar{\pi}_L$ 이하의 이익을 가져다 주는 (K, α) 중에서 자신의 이익을 극대화하는 (K, α)를 선택한다. 먼저 分離均衡에서 S_L의 선택이 갖추어야 할 성격을 밝힌 뒤 S_H의 선택을 고려하기로 하자. 다음의 보충정리는 分離均衡에서 S_L은 $\bar{K}(L)$ 이상의 자본을 조달하며 그 대가로서 R에게 0의 순이익을 주는 지분 $\alpha^R(K, L)$을 지불하는 新株發行條件을 선택하며 R은 이를 수락할 것임을 말하고 있다.

補充定理 4

$\langle (K^*(\theta), \alpha^*(\theta), r^*(K, \alpha), \mu(\theta \mid K, \alpha) \rangle$가 分離均衡이라 하자. 그러면 $K^*(L) \geq \bar{K}(L)$, $\alpha^*(L) = \alpha^S(K^*(L), L, \bar{\pi}_L) = \alpha^R(K^*(L), L)$이고 $r^*(K^*(L), \alpha^*(L)) = 1$이다.

보충정리 4의 내용은 쉽게 증명할 수 있다. 첫째, R은 $\alpha \geq \alpha^R(K, L)$인 발행조건 (K, α)는 모두 수락할 것이다.

그 이유는 $\theta = L$일 경우가 R에게는 최악의 경우이기 때문이다. 따라서 S_L이 $(K(L), \alpha^R(\bar{K}(L), L))$을 제안하면 R은 수락할 것이다. 이는 S_L이 $\bar{\pi}_L$의 이익을 항상 보장할 수 있음을 뜻하며 따라서 $\alpha^*(L) \leq \alpha^S(K^*(L), L, \bar{\pi}_L)$이다. 둘째로, 分離均衡에서 R은 $(K^*(L), \alpha^*(L))$로부터 $\theta = L$임을 완벽히 알아낼 수 있으므로 $(K^*(L), \alpha^*(L))$을 수락함으로써 자신의 순이익이 0 이상일 경우에만 수락할 것이다. 즉 $\alpha^*(L) < \alpha^R(K^*(L), L)$이라면 R이 S의 제안을 거부하게 되며 S_L의 이익은 $\phi(0, L)$이 되는데 이는 S_L이 최소한 $\bar{\pi}_L$의 이익을 갖게 된다는 위의 결과에 모순된다. 따라서 S_L은 分離均衡에서 R에게 수락될 수 있는 제안을 해야 하며 $\alpha^*(L) \geq \alpha^R(K^*(L), L)$이다. 셋째, 위의 첫째와 둘째 단계에 따라 $\alpha^*(L) = \alpha^R(K^*(L), L)$이어야 하며 S_L은 $\bar{\pi}_L$ 이상의 이익을 얻어야 한다. 따라서 [圖 3]에 있는 바와 같이 $(K^*(L), \alpha^*(L))$은 $\alpha^R(K, L)$과 $\alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)$가 겹치는 부분에 위치해야 한다. 즉 $K^*(L) \geq \bar{K}(L)$이고 $\alpha^*(L) = \alpha^R(K^*(L), L) = \alpha^S(K^*(L), L, \bar{\pi}_L)$이다. 보충정리 4의 내용은 低收益性企業의 경우 低株價現象이 나타나지 않으며 효율적인 투자가 이루어짐을 의미한다. 分離均衡에서 S_L은 $\bar{K}(L)$ 이상의 자본을 조달하므로 企業의 價値를 極大化시키는 투자가 이루어지며 투자의 결과 생산되는 純附加價値를 모두 자신이 갖고 R에게는 投資額과 일치하는 가치를 지닌 지분을 줄 뿐이다.

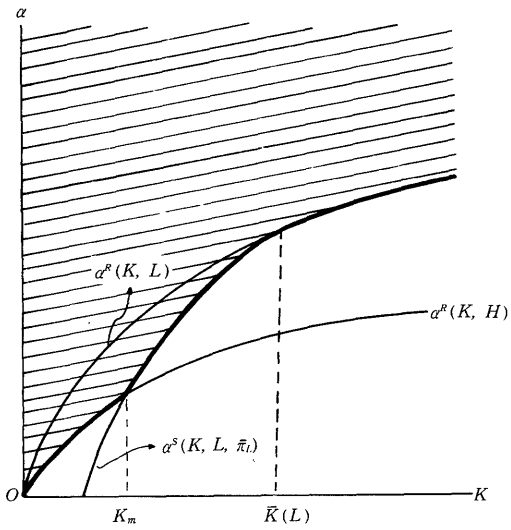
高收益性 기업주, 즉 S_H가 分離均衡에서 선택하는 新株發行條件은 R의 전략 $r(K, \alpha)$에 달려 있다. S_H는 分離均衡에서 $\phi(0, H)$를 상회하는 利益을 갖게 되는데 그 이유

는 分離均衡에서 S_H는 항상 $(\bar{K}(L), \alpha^R(\bar{K}(L), L))$을 선택할 수가 있고 위에서 언급한 바와 같이 이 제안은 항상 R에 의해 수락되므로 $\phi(0, H)$를 상회하는 이익을 얻게 된다. 이는 S_H가 R로부터 수락될 (K, α) 중에서 新株發行條件을 선택함을 의미한다.

R이 수락하는 (K, α)의 集合은 균형의 한 부분으로서 S의 전략과 동시에 결정되며 사전적으로 밝힐 수는 없으나 이에 관해 부분적인 해답은 얻을 수가 있으며 이를 이용하여 S_H의 分離均衡 선택에 관한 추측을 해 볼 수 있다. R이 $\alpha < \alpha^R(K, H)$인 어떤 (K, α)라도 거부할 것은 당연하다.

그 이유는 물론 그러한 (K, α)에 대해 R이 $\theta = H$일 확률이 1이라고 믿더라도 수락할 경우 손해를 보게 되기 때문이다. 따라서 分離均衡에서 S_H는 $\alpha \geq \alpha^R(K, H)$인 (K, α) 중에서 선택하여야 한다. 分離均衡에서 S_L의 모방을 방지해야 하는 제약조건 $\alpha \geq \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)$을 동시에 고려하면 S_H는

〔圖 4〕



$\alpha \geq max\{\alpha^R(K, H), \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)\}$의 부등식을 만족하는 (K, α) 중에서 新株發行條件을 선택해야 한다. 물론 R이 分離均衡에서 위의 부등식을 만족시키는 모든 (K, α)를 수락할 것이라는 보장은 아직 없다. 잠정적으로 R의 전략이 위 부등식을 만족하는 모든 (K, α)를 수락한다고 가정하고 S_H의 최적화 문제를 고려해 보자. 이 경우 S_H는

$max_{(K,\alpha)}\{(1-\alpha)\ v(K, \alpha)\}$ $s.t.$ $\alpha \geq max\{\alpha^R(K, H), \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)\}$의 最適化問題의 解를 선택할 것이다. 이 最適化問題를 풀기 위해서 우선 제약조건을 살펴보자.

補充定理 5

$\alpha^R(K, H) = \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)$의 등식은 $(K_0(L, \bar{\pi}_L), \bar{K}(L))$ 구간에 위치한 K_m의 유일한 해를 가지며 $K < K_m$이면 $\alpha^R(K, H) > \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)$이고 $K > K_m$이면 $\alpha^R(K, H) < \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)$이다.

보충정리 5의 내용은 [圖 4]에 설명되어 있다. [圖 4]에서 볼 수 있는 바와 같이 $\alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)$은 작은 K에 대해 $\alpha^R(K, H)$ 아래에 위치하나 $\bar{K}(L)$ 좌측에 위치한 K_m에서 $\alpha^R(K, H)$와 교차하여 이후 계속 $\alpha^R(K, H)$ 위에 위치한다. 따라서 위의 最適化問題의 제약조건은 [圖 4]에 나타난 굵은 曲線上 및 그 위에 위치한 (K, α)가 될 것이다.

위의 最適化問題의 解가 [圖 4]의 굵은 曲線上에 위치해야 하는 것은 명백하다. [圖 4]의 굵은 곡선보다 위에 위치한 (K, α)가 위의 最適化問題의 解가 될 수 없는 이유는 S_H가 그러한 (K, α) 대신 $(K, \alpha - \varepsilon)$을 고를 경우(작은 $\varepsilon > 0$에 대해서) 자신의 이익을 증가시키기 때문이다.

[圖 4]의 굵은 곡선상에 있는 (K, α), 즉 $\alpha = max\{\alpha^R(K, H), \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)\}$를 만족시키는 (K, α) 중 어느 점이 $(1-\nu)\nu(K, H)$를 극대화시키는가는 모델의 제변수(parameter)의 값에 달려 있으며 두가지 경우가 생길 수 있다[13].

補充定理 6

$max_{(K, \alpha)}\{(1-\alpha)\ \nu(K, \alpha)\}$

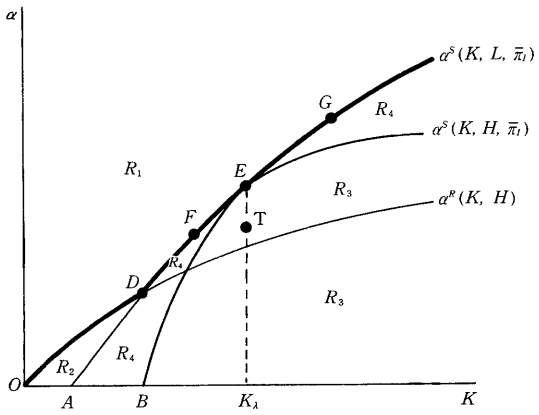
$s.t.\ \alpha \geq max\{\alpha^R(K, H), \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)\}$의 解는 다음과 같다.

(1) $K_\lambda > K_m$이면 $(K_\lambda, \alpha^S(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L)\}$이 解이고

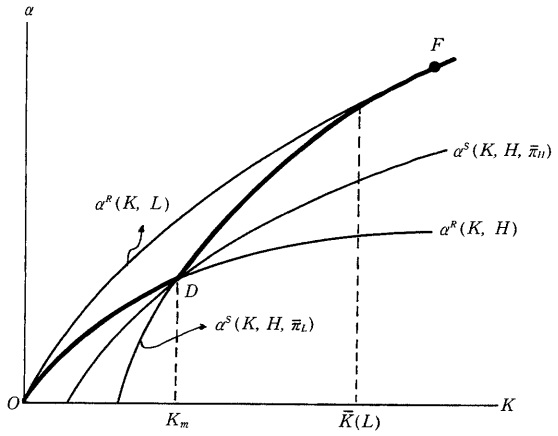
(2) $K_\lambda \leq K_m$이면 $(K_m, \alpha^R(K_m, H))$이 解이다.

보충정리 6의 내용은 [圖 5]와 [圖 6]으로 설명할 수 있다. 위에서 언급한 바와 같이 위의 最適化問題의 解는 [圖 4]의 굵은 곡선상에 있는 新株發行條件 중에서 $(1-\alpha)\ \nu(K, H)$를 극대화하는 (K, α)이다. 이 (K, α)는 [圖 4]의 굵은 곡선과 만나는 S_H의 무차별곡선 중 가장 아래에 위치한 무차별곡선상에 있어야 할 것이다.

〔圖 5〕



〔圖 6〕



$K_\lambda > K_m$의 경우 [圖 5]에 있는 바와 같이 S_H의 무차별곡선 중 하나가 굵은 곡선과 $\alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)$ 쪽에서 접하게(tangent) 된다. 이 접점이 [圖 5]의 점 E에 해당한다. 접점에서 K의 값은 K_λ이며 α의 값은 $\alpha^S(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L)$이다. 따라서 위 最適化問題의 解는 보충정리 6-(1)에 있는 바와 같이 $(K_\lambda, \alpha^S(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L))$이다. $K_\lambda \leq K_m$일 경우 [圖 6]에 있는 바와 같이 S_H의 무차별곡선 하나가 $(K_m, \alpha^R(K_m, H))$의 첨점을 통과하며 그 이외의 점들에서는 굵은 곡선 밑에 위치한다. 이 경우 위 最適化問題의 解는 당연히 보충정리 6-(2)에 있는 바와 같이 $(K_m, \alpha^R(K_m, H))$가 될 것이다.

보충정리 6의 내용은 R이 $\alpha \geq max\{\alpha^R(K, H), \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)\}$인 (K, α), 즉 [圖 4], [圖 5], [圖 6]의 굵은 곡선상에 위치하거나 그 위에 위치한 (K, α)를 수락하고 굵은 곡선 밑에 위치한 (K, α)를 거부한다는 전략을

13) 補充定理 6 및 以下에 나오는 K_λ는 (A_7)의 K_λ임.

사용할 때 S_H가 선택해야 할 최적의 新株發行條件이 될 것이다. 문제는 R이 이러한 전략을 사용하는 것이 균형상태가 되는가이다.

다음의 정리 1과 정리 2에서 필자는 R의 이러한 전략이 均衡戰略이며 보충정리 4와 보충정리 6에 있는 S의 戰略 또한 均衡戰略임을 밝히고자 한다.

定理 1

$K_\lambda > K_m$이라 하자. 그러면 다음의 $\langle (K^*(\theta), \alpha^*(\theta)), r^*(K, \alpha)\rangle$는 分離均衡戰略組合이다.

(1) $(K^*(H), \alpha^*(H)) = (K_\lambda, \alpha^S(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L))$,

(2) $(K^*(L), \alpha^*(L)) = (K, \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L))$, $K \geq \bar{K}(L)$, $K \neq K_\lambda$,

(3) $r^*(K, \alpha) =$

$$\begin{cases} 0, & \alpha < max\{\alpha^R(K, H), \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)\}, \\ 1, & \alpha \geq max\{\alpha^R(K, H), \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)\}. \end{cases}$$

定理 2

$K_\lambda \leq K_m$이라고 하자. 그러면 다음의 $\langle (K^*(\theta), \alpha^*(\theta)), r^*(K, \alpha)\rangle$는 分離均衡戰略組合이다.

(1) $((K^*(H), \alpha^*(H))$
$= (K_m, \alpha^R(K_m, H))$,

(2) $((K^*(L), \alpha^*(L))$
$= (K, \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L))$
$= (K, \alpha^R(K, L))$, $K \geq \bar{K}(L)$,

(3) $r^*(K, \alpha) =$

$$\begin{cases} 0, & \alpha < max\{\alpha^R(K, H), \\ & \qquad \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)\}, \\ 1, & \alpha \geq max\{\alpha^R(K, H), \\ & \qquad \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)\}. \end{cases}$$

위의 두 定理에서 보는 바와 같이 分離均衡은 K_λ와 K_m의 상대적인 크기에 따라 결정된다. 먼저 정리 1의 내용을 [圖 5]를 통해서 보자. R은 [圖 5]의 굵은 곡선, 즉 $\alpha = max\{\alpha^R(K, H), \alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)\}$上에 있거나 그 위에 위치한 모든 新株發行條件 (K, α)를 수락하며 굵은 곡선 밑에 위치한 (K, α)는 모두 거부하려는 전략을 사용하고 있다. R이 이 전략을 사용할 경우 S_H의 이익을 극대화하는 新株發行條件은 [圖 5]의 점 E, 즉 $(K_\lambda, \alpha^R(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L))$를 선택하는 것이다.

S_L의 이익을 극대화하는 新株發行條件은 [圖 5]의 굵은 곡선 중 $\alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)$부분, 즉 $K > K_m$인 부분에 속한 모든 (K, α)이다. 이 (K, α)들은 모두 $\alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)$상에 있으므로 S_L에게 $\bar{\pi}_L$의 이익을 가져다 주므로 S_L의 입장에서는 이중 어느 (K, α)를 선택하든지 차이가 없다. 단, 分離均衡이 되기 위하여 [圖 5]의 점 E는 제외되며 $K \geq \bar{K}(L)$인 제한이 따른다.

[圖 5]의 점 F는 $\bar{K}(L) \leq K_\lambda$인 경우 $(\bar{K}(L), \alpha^S(L, \bar{K}(L), \bar{\pi}_L))$를 표시한 것이며 점 G는 $\bar{K}(L) > K_\lambda$인 경우 같은 점을 표시한 것이다. $\bar{K}(L) \leq K_\lambda$인 경우 점 F나 그 우측에 있으면서 [圖 5]의 굵은 곡선상에 있는 점들 중 점 E를 제외한 아무 점이나 S_L의 均衡選擇이 될 것이며 $\bar{K}(L) > K_\lambda$인 경우 점 G나 그 우측에 있으면서 굵은 곡선상에 있는 점은 모두 S_L의 均衡選擇이 될 것이다.

따라서 정리1의 (1), (2)에 있는 S의 전략이 최적임이 증명되었다. 정리1의 증명을 완성하기 위해서는 (C_3), (C_4)의 均衡條件을 만족시키는 R의 事後的 確率分布 $\mu(\theta \mid K, \alpha)$가 존재하며 이 $\mu(\theta \mid K, \alpha)$에 의해 R의

期待利益을 계산할 때 정리 1의 (3)에 있는 R의 전략이 최적임을 증명하여야 한다.

먼저 均衡經路上에 있는 (on the equilibrium path) 新株發行條件에 대하여 검토해보자. S_H가 점 E를 선택하고 S_L이 점 D 右側의 굵은 곡선상에 있으며 $K>\bar{K}(L)$이고 점 E가 아닌 어떤 점, 예컨대 G를 선택하므로 Bayes法則에 따라 R의 事後的 確率分布는 점 E가 주어졌을 경우 $\theta=H$에 1의 確率을 주어야 하며 점 G가 주어졌을 때 $\theta=L$에 1의 確率을 주어야 한다.

점 E는 $\alpha^R(K, H)$보다 위에 위치하며 점 E가 제안되었을 때 R은 $\theta=H$임을 알므로 이를 수락해야 하는 것이 최적이다. 점 G가 제안될 때에 R은 $\theta=L$임을 알며 점 G가 $\alpha^R(K, L)$上에 위치하므로 역시 수락하는 것이 최적이다. 따라서 均衡經路上에 있는 新株發行條件에 대한 R의 대응 및 이의 기준이 되는 事後的 確率分布에는 아무런 문제가 없다. 分離均衡에서 제안되지 않을 新株發行條件들에 대한 R의 대응이 (C_3), (C_4)를 만족하는 事後的 確率分布에 의해 최적이 됨을 증명하는 것은 다소 지루하므로 附錄으로 넘기기로 한다.

정리 2의 증명 또한 비슷하다. R이 [圖 6]의 굵은 곡선 밑에 있는 (K, α)는 모두 거부하고 굵은 曲線上에 있거나 그 위에 위치한 (K, α)는 모두 수락할 때 S_H가 점 D를 선택하는 것이 최적이다. 또한 S_L이 점 D 우측의 $\alpha^R(K, L)$上에 있으며 $K>\bar{K}(L)$인 점, 예컨대 점 F를 선택하는 것 또한 최적이다. 다음으로 R의 전략을 보자. 균형경로상에 있는 新株發行條件에 대해 R의 대응은 Bayes 法則을 적용한 事後的 確率分布에 의해 최적임을 쉽게 알 수 있다. S_H가 점 D를 선택하고 S_L이 점 F를 선택하므로 R은 점 D가 제안될 때 $\theta=H$임을 알며 점 F가 제안될 때 $\theta=L$임을 알게 된다. 점 D가 $\alpha^R(K, H)$上에 있으므로 이를 수락하는 것이 최적이며 점 F가 $\alpha^R(K, L)$上에 있으므로 이를 수락하는 것 또한 최적이다. (C_4)를 만족시키면서 균형경로 밖에 위치한 (K, α)에 대한 R의 전략을 정당화하는 事後的 確率分布 $\mu(\theta \mid K, \alpha)$가 존재함을 보이는 것은 附錄에 있는 정리 1의 경우와 비슷하므로 생략하기로 한다.

VI. 均衡의 分析

이 章에서는 前章에서 구한 分離均衡의 분석을 통하여 新株의 價格 및 投資의 效率性의 성격을 밝히고자 한다. 前章에서 본 바와 같이 分離均衡은 K_λ와 K_m의 상대적인 크기에 따라 달라지므로 $K_\lambda>K_m$일 경우와 $K_\lambda \leq K_m$인 경우를 따로 검토하는 것이 필요하다. 먼저 $K_\lambda>K_m$인 경우를 보자. 기업이 가진 프로젝트가 高收益일 경우 企業主는 投資者에게 K_λ의 투자의 대가로서 $\alpha^S(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L)$의 지분(圖 5의 점 E)을 제안하며 低收益性 프로젝트일 경우 企業主는 $K \geq \bar{K}(L)$인 어떤 K의 투자의 대가로서 $\alpha^R(K, L)$의 지분(圖 5의 점 G)을 제안한다. [圖 5]에서 볼 수 있는 바와 같이 점 E는 $\alpha^R(K, H)$ 곡선보다 위에 위치한다. 즉 $\alpha^*(H)=\alpha^S(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L)>\alpha^R(K_\lambda, H)$이다. 따라서 $(K_\lambda, \alpha^S(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L))$의 제안을 수락함으로써 대표적 투자자 R은 투자액 K_λ를 상회하는 수익을 얻

게 된다. 대표적 투자자는 분석의 용이를 위하여 사용한 가공인물이며 실제로는 資本市場(financial market)에 참여하고 있는 투자자들이 총체적으로 투자액 K_λ를 상회하는 수익을 얻게 된다고 해석할 수 있다. 또한 분석의 용이를 위하여 企業主의 제안이 (K, α)라고 가정하였는데 第II章에서 언급한 바와 같이 (K, α)와 (n, p) 사이에는 1對1 對應이 성립하므로 무리가 전혀 없으며 이를 (n, p)로 바꾸어 설명할 수 있다. 즉 모델에서 高收益性 企業主의 제안 $(K_\lambda, \alpha^S(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L))$은 企業主가 株式市場에 $N\alpha^S(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L))$의 株式을 株當 $\frac{K_\lambda}{N\alpha^S(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L)}$의 가격으로 판매하며 판매대금은 기업에 투자할 것을 공고하는 것으로 해석할 수 있다. 이때 1株의 價値는

$\frac{1}{N}\nu(K_\lambda, H)$이며 $\frac{1}{N}\nu(K_\lambda, H) - \frac{K_\lambda}{N\alpha^S(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L)}$

>0이므로 株價를 상회하게 된다. 다시 말해서 新株는 實際價値에 비해 低價로 상장된다. 株式市場에 많은 投資者가 존재하며 각 投資者가 작은 위험(small risk)에 대해 期待利益極大化的 태도를 보일 경우 이 企業의 新株에 대한 超過需要가 초래될 것이다. 물론 이 경우 企業主는 $\frac{K_\lambda}{N\alpha^S(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L)}$의 新株만을 팔기를 원하므로 新株는 할당(rationing)될 것이며 발행 직후의 株價는 $\frac{1}{N}\nu(K_\lambda, H)$가 될 것이다. 따라서 정리1의 分離均衡은 新株에 대한 超過需要와 발행후 株價의 急騰現象을 동시에 설명하고 있다. 이 分離均衡에서 新株가 低價로 상장되는 이유는 高收益性 企業主가 자신의 企業이 低收益性일 경우 모방할 유인이 없는 新株發行條件을 선택해야 하는 制約條件 때문이다. 만일 高收益性 企業主가 자신의 利益을 높이기 위하여 K_λ의 대가로 R에게 지불하는 지분을 $\alpha^S(K_\lambda, L, \bar{\pi}_L)$보다 낮추어 [圖 5]의 T와 같은 新主發行條件을 선택한다면 이는 R에 의해 거부될 것이다. 이것이 거부되는 이유는 이것이 수락될 경우 低收益性 企業主도 T를 선택할 유인이 있기 때문이다. 低收益性 企業主는 $K>\bar{K}(L)$인 K의 投資의 대가로 $\alpha^R(K, L)$의 지분을 R에게 지불하므로 이 경우에는 株式의 低價上場이 발생하지 않는다. $K_\lambda \leq K_m$인 경우 즉 [圖 6]의 分離均衡의 경우 S_H가 $\alpha^R(K, H)$ 곡선상의 점 D를 선택하며 S_L이 $\alpha^R(\bar{K}, L)$ 곡선상의 한 점을 선택하므로 株式의 低價上場이 발생하지 않는다.

이번에는 分離均衡을 통하여 投資의 效率性을 검토해 보자. 分離均衡에서 企業이 低收益性일 경우 K_λ와 K_m의 상대적 크기에 관계없이 $\bar{K}(L)$ 이상의 資本을 조달하며 企業이 高收益性일 경우 $K_\lambda > K_m$이면 K_λ의 資本을 조달하고 $K_\lambda \leq K_m$이면 K_m의 資本을 조달한다. 즉 低收益性프로젝트를 가진 企業의 경우 프로젝트로부터의 純附加價値를 극대화하는 資本을 항상 조달하지만 高收益性프로젝트를 가진 企業의 경우 $K_\lambda < \bar{K}(H)$이므로 항상 프로젝트로부터의 純附加價値를 극대화하는 資本 미만의 資本밖에 조달하지 못하게 된다. 따라서 高收益性 企業의 경우 非效率的인(inefficient) 投資가 이루어지게 되며 第III章에서 본 바와 같이 情報가 완전한 경우(under complete information) 항상 효율적인 投資가 이루어지므로 이는 情報不均衡에 따른 費用(cost)으로 보아야 할 것이다. 위의 결과

는 低價로 上場되는 株式은 항상 非效率的인 投資를 수반함을 뜻하며 低價로 上場되지 않는 경우에도 投資가 非效率的일 수 있음을 의미한다. 따라서 新株의 低價上場은 企業主로부터 投資者들에게 富가 이전되는 zero sum game이 아니며 전체적 厚生의 減少(loss of welfare)를 수반하는 현상이며 政策的 關心의 대상이 되어야 할 것이다.

VII. 結　　言

本稿에서 필자는 新株를 발행하는 企業主가 일반투자자보다 기업의 가치에 대하여 우월한 정보를 갖고 있다는 점에 초점을 맞춘 信號競技的 모델의 분석을 통하여 新株의 價格決定過程 및 新株發行을 통한 자본조달의 효율성을 살펴보았다. 高收益性 企業의 企業主는 신주발행조건인 발행주식수와 주가를 결정함에 있어서 자신의 기업이 저수익성일 경우 선택하기 어려운 신주발행조건을 선택함으로써 企業이 高收益性임을 투자자들에게 알려 가급적이면 자신에게 유리한 조건을 선택하려 하며 그 과정에서 선택된 주가는 넓은 범위의 母數의 값에 대해 저평가됨이 드러났다. 또한 이러한 高收益性 企業의 企業主의 최적선택결과 기업에 유입되는 자본은 기업이 추진하고 있는 프로젝트로부터 얻을 수 있는 잠재적 이윤을 극대화하는 데 필요한 자본에 미달함이 밝혀졌다. 본고의 결과는 오랫동안 논란의 대상이 되어왔으며 그동안 원인이 알려지지 않았던 新株의 低價上場現象에 대한 해답을 제시할 뿐 아니라 新株의 低價上場은 저투자를 수반함을 밝혀내어 그동안 富의 移轉으로만 파악되어온 新株問題에 投資의 效率性問題가 아울러 존재함을 지적하였다. 따라서 情報不均衡에 따른 低價上場과 低投資는 기업주의 私的 費用을 발생시킬 뿐 아니라 經濟全體的 效率性의 低下를 가져오며 장차 정책적 고려를 요청하고 있다고 할 수 있다.

필자의 견해로는 본고의 결과를 기초로 하여 新株發行過程과 資本調達過程에 있는 많은 문제에 대한 연구가 가능하며 본고의 결과가 더 일반화될 가능성이 충분히 있다. 예컨대 본고의 모델에서 주식시장이 대표적 투자자로 대변된다고 한 가정을 완화하여 많은 투자자가 존재하고 투자자들간에 위험(risk)에 대한 태도(attitude)가 다를 경우를 고려해 볼 수 있을 것이다. 필자의 추측으로는 이렇게 일반화된 모델의 균형에서도 低價上場과 低投資現象이 나타날 것으로 본다. 또 한가지 일반화의 길은 신주발행을 담당하는 證券會社를 본고의 모델과는 달리 신주발행과정의 주요 경제단위로 가정하고 그 기능을 분석해 보는 것이다. 필자의 견해로는 증권회사를 주요 경제단위로 보는 연구의 방향은 證券會社가 지닌 情報가 신주발행기업에 대해서는 一般投資者의 情報보다 우월하며 투자자의 신주에 대한 수요에 대해서는 企業主의 정보보다 우월하다는 점에 초점을 맞추는 것이 중요하다고 본다. 本稿에서는 기업이 신주발행을 통하여 자본조달을 시도하는 경우만을 고려하였으나 일반적으로 기업은 여러가지 자본조달의 길을 가지고 있다. 따라서 기업이 어떤 조건하에서 特定資本調達手段을 선택하는가라는 질문이 제기된다. 이 문제를 다루는 모델에서 本稿의 結果는 기업이 신주발행이라는 수단을 선택했

을 경우의 部分競技均衡에 대한 결과로 볼 수 있을 것이다.

本稿의 내용은 資本主義 經濟體制下의 株式市場에 일반적으로 적용될 수 있으며 한국의 주식시장에도 적용될 여지가 충분히 있다. 과거에는 한국기업들이 주로 정책금융이나 회사채를 통하여 투자에 필요한 자본을 조달하였으나 그동안 일어난 여러 경제적 환경의 변화의 결과 資本市場을 통한 投資資本 調達의 비중이 높아지고 있으며 이 추세는 당분간 지속될 것으로 전망된다. 株式市場을 통한 投資資本의 조달과정에 대한 이해는 그 자체로서 중요할 뿐 아니라 장기적 경제정책의 수립 및 운용에 필수적이라고 할 수 있으며 본고에서 밝혀진 결과들의 정책적 중요성을 여기에서 찾을 수 있다고 본다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

Allen, F. and G. Faulhaber, "Signalling by Underpricing in the IPO Market," Wharton Working Paper, 1988.

Banks, J. and J. Sobel, "Equilibrium Selection in Signalling Games," *Econometrica*, 55, 1987, pp. 647~661.

Baron, D. P., "The Incentive Problems and the Design of Investment Banking Contracts," *Journal of Banking and Finance,* 3, 1979, pp. 157~175.

————, "A Model of the Demand for Investment Banking Advising and Distribution Services for New Issues," *Journal of Finance,* 37, 1982, pp. 955~976.

Beatty, R. P. and J. R. Ritter, "Investment Banking, Reputation, and the Underpricing of Initial Public Offerings," *Journal of Financial Economics,* 15, 1986, pp. 213~232.

Booth, J. R. and R. L. Smith, "Capital Raising, Underwriting and the Certification Hypothesis," *Journal of Financial Economics,* 15, 1986, pp. 261~281.

Campbell, T. and W. Kracaw, "Information Production, Market Signalling, and the Theory of Financial Intermediation", *Journal of Finance,* 35, 1980, pp. 863~882.

Cho, I. and D. Kreps, "Signalling Games and Stable Equilibria," *Quarterly Journal of Economics*, 102, 1987, pp. 179~221.

Ibbotson, R.G., "Price Performance of Common Stock New Issues," *Journal of Financial Economics,* 2, 1975, pp. 235~272.

———— and J.F. Jaffe, " 'Hot Issue' Markets," *Journal of Finance,* 30, 1975, pp. 1027~1042.

Kreps, D., "Signalling Games and Stable Equilibria," *Graduate School of Business Research Paper* # 758, Stanford University, 1984.

———— and R.Wilson, "Sequential Equilibria," *Econometrica*, 59, 1982, pp. 863~894.

Leland. H. and D. Pyle, "Information Asymmetries, Financial Structure and Financial Intermediation," *Journal of Finance*, 32, 1977, pp. 371~387.

Mandelker, G. and A. Raviv, "Investment Banking : An Economic Analysis of Optimal Underwriting Contracts," *Journal of Finance,* 32, 1977, pp. 683~694.

Nam, I. C., "A Signalling Approach to the Initial Offering Problem," University of Arizona Working Paper #89-2, 1989.

Ritter, J.R., "The 'Hot Issue' Market of 1980", *Journal of Business*, 57, 1984a, pp. 215~240.

————, "Signalling and the Valuation of Unseasoned New Issues : A Comment", *Journal of Finance,* 39, 1984a, pp. 1231~1237.

Rock, K., "Why New Issues are Underprices," *Journal of Financial Economics,* 15, 1986, pp. 187~212.

Welch, I., "Seasoned Offerings, Imitation Costs, and the Underpricing of Initial Public Offerings," *Journal of Finance*, June 1989.

[附 錄]

이 부록은 본문의 정리 1의 증명 중 본문에 있지 않은 均衡經路밖 新株發行條件에 대한 R의 戰略의 最適性 및 이를 정당화하는 R의 事後的 確率分布의 일관성(consistency)에 대한 증명을 담고 있다. 均衡에서 S_H는 [圖 5]의 점 E를 선택하고 있으며 S_L은 점 F나 점 G와 같은 점을 선택하고 있다. 편의상 S_L이 점 G를 선택한다고 하자. 물론 S_L이 점 G를 선택한다고 하는 데는 아무런 일반성의 상실이 없다. 따라서 [圖 5]의 K-α평면상의 점들 중 점 E와 점 G를 제외한 모든 점이 균형경로 밖에 위치하고 있다. 이 점들을 다음과 같이 구분하자.

지역 1(R_1) : $\alpha > max\{\alpha^R(K, H), \alpha^S(K, L, \pi_L)\}$인 (K, α), 즉 [圖 5]에서 굵은 곡선보다 위에 위치한 점들.

지역 2(R_2) : [圖 5]의 곡선 O-D 밑에 있으며(O-D선상 포함) 곡선 A-D의 좌측에 있는 점들.

지역 3(R_3) : [圖 5]의 곡선 $\alpha^S(K, H, \bar{\pi}_H)$의 밑(곡선상의 점들 포함)에 위치한 점들.

지역 4(R_4) : $\alpha^S(K, L, \bar{\pi}_L)$ 밑에 위치하며(곡선상의 점들 포함) $\alpha^S(K, H, \bar{\pi}_H)$보다 위에 위치한 점들.

R의 均衡戰略은 정리 1에 있는 바와 같이 [圖 5]의 굵은 곡선상에 있거나 R_1지역에 위치한 (K, α)는 수락하고 굵은 곡선보다 밑에 위치한 (K, α)는 거부하는 것이다.

우선 R_1에 속한 (K, α)를 보자. S_L과 S_H는 모두 R의 대응에 관계없이 R_1에 속한 (K, α)를 선택할 때 균형에서 얻을 수 있는 이익 미만의 利益을 얻게 된다. 따라서 (C_4)는 아무런 제약을 가하지 못한다. R이 $\theta = H$에 충분히 큰 확률을 부여할 때 이 事後的 確率分布는 일관성이 있으며 이 경우 R이 R_1에 속한 각 (K, α)를 수락하는 것이 최적이다. R_2지역에 속한 (K, α)의 경우 S_H와 S_L이 모두 R의 대응에 무관하게 均衡利益보다 작은 이익을 얻게 되므로 (C_4)는 아무런 제약을 가하지 못한다. R이 $\theta = L$에 0보다 큰 확률을 부여하는 事後的 確率分布는 (C_4)를 만족시키며 이때 R_2지역에 속한 각 (K, α)를 거부하는 R의 전략은 최적이 될 것이다. R_3지역에 속한 각 (K, α)의 경우 S_L과 S_H 모두 선택할 유인이 있으며 따라서 (C_4)는 아무런 제약조건을 수반하지 않는다. R이 이러한 (K, α)에 대해 $\theta = L$에 충분히 큰 확률을 부여할 경우 이러한 (K, α)를 거부하는 R의 전략은 최적이다.

마지막으로 R_4지역에 속한 (K, α)를 보자. R이 R_4지역에 속한 한 (K, α)를 수락할 때 S_L은 (K, α)를 취함으로써 G나 F를 취하는 것보다 더 큰 이익을 얻는 반면 S_H는 (K, α)를 취함으로써 E를 취할 때에 비해 낮은 이익을 얻게 된다. 따라서 (C_4)에 의해 R_4지역에 속한 각 (K, α)에 대해 R은 $\theta = L$에 1의 확률을 부여해야 한다. R_4에 속한 (K, α)는 모두 $\alpha^R(K, L)$ 곡선에 비해 밑에 위치하므로 R이 이를 거부하는 것이 최적이다. 以上으로 정리 1의 均衡經路밖 新株發行條件에 대한 R의 대응이 (C_4)를 만족하는 사후적 확률분포에 의해 정당화될 수 있음이 증명되었다.

所得再分配를 위한 資本租稅의 轉嫁分析

文 亨 杓

最近의 分配改善을 위한 資本 및 資本所得에 대한 租稅强化論議와 관련하여, 本稿에서는 資本所得稅와 相續稅에 의한 政府의 再分配政策의 實效性을 理論的으로 검토하여 보았다. 分析을 위해서 賃金所得에 의존하는 勞動者階層과 相續된 資産으로부터의 所得에 의존하는 資本家階層이 共存하는 중복세대모형을 구성하였으며, 政府가 資本所得稅 및 相續稅로부터의 稅收를 勞動者階層에게 移轉시킬 경우, 어느 정도의 勞動者階層의 厚生增大效果가 있는가를 살펴보고자 하였다.

本稿의 分析에 의하면 두 租稅 모두 資本家로부터 勞動者에게로의 稅負擔의 轉嫁 및 厚生喪失(dead-weight loss)效果가 所得移轉效果를 초과하게 되어 長期的으로 再分配的 有效性이 喪失되며, 또한 이러한 負의 效果는 相續稅의 경우가 資本所得稅보다 오히려 커지게 됨을 代替的 轉嫁分析(differential incidence)을 통하여 도출하였다. 따라서 資本稅를 이용한 再分配政策이 長期的으로 實效를 거두기 위해서는 貯蓄 및 投資動機를 提高시킬 수 있는 政策手段이 並行되어야 할 것이다.

I. 序 論

資本에 대한 課稅, 특히 資本所得稅의 轉嫁問題는 財政學分野에서 오래 전부터 활발히 論議되어 왔다. 資本稅[1]가 일반적으로 資本의 純收益率을 낮추어 投資動機를 弱化시키고(disincentive effect), 그에 따라 長期的으로 資本形成을 감소시킨다는 여러 學者들의 우려에도 불구하고 현실적으로 資本稅는 대부분의 나라에서 稅制上 중요한 위치를 차지하여 왔다. 이러한 歪曲的(distortionary)인 資本稅 導入을 지지하는 근거로서 政府의 再分配機能에 의한 衡平性 追求가 종종 거론된다. 즉 資本稅制度를 통해 不均等한 所得 및 富의 分布를 改善하려는 목적에서 그 正當性을 찾으려

筆者 : 本院 專門硏究員

1) 資本에 대한 租稅는 資本으로부터의 所得, 資本의 保有 및 讓渡 등에 따라 여러 形態를 가지나, 본고에서는 이를 일괄하여 資本稅라 칭하기로 한다.

는 것이다.

이러한 관점에서 볼 경우, 資本稅의 轉嫁는 매우 중요한 역할을 하게 된다. 즉, 資本蓄積의 감소로 인한 資本-勞動係數의 下落은 일반적으로 資本의 限界效率을 높이고 實質賃金을 낮추게 되어, 資本稅의 負擔은 결국 勞動供給者에게로 부분적으로나마 轉嫁된다. 政府의 再分配政策의 根本目的이 受惠層 또는 低所得層의 厚生의 增大에 있다고 볼 때, 이러한 稅負擔의 轉嫁는 政府의 再分配政策의 취지를 弱化시킬 수도 있는 것이다. 따라서 資本稅를 이용한 再分配政策의 有效性을 검토하기 위해서는 租稅轉嫁의 效果를 충분히 고려해서 分析해야 할 것이다.

이러한 맥락에서, 本 論文은 서로 다른 두 階層-勞動者와 資本家-이 共存하는 重複世代模型을 이용하여 資本稅의 再分配效果를 動態的으로 分析하려는 데 그 목적이 있다. 즉 政府가 資本 또는 資本所得에 課稅하여 勞動者階層에게 移轉시킬 경우, 動態的 轉嫁를 감안하면 과연 어느 정도의 勞動者의 厚生增大가 可能한가를 살펴보고자 한다. 本稿에서는 資本稅 중 資本으로부터의 收益의 흐름에 부과되는 資本所得稅와 資本스톡의 世代間 移轉에 부과되는 相續稅를 고려대상으로 하였으며, 이 두 租稅의 效果를 상호 비교하여 보기로 한다.

再分配的(redistributive) 資本所得稅는 오래 전부터 轉嫁分析의 對象이 되어 왔는바, 分析에 사용되어 왔던 動態的 模型은 크게 두 가지로 大別할 수 있다. 첫째는, 서로 다른 두 계층으로 구성된 新古典學派 成長模型(neoclassical growth model)이다 (Hamada, 1967; Feldstein, 1974; Grieson, 1975; Atkinson and Stiglitz, 1980; Homma, 1981 등). 이 模型은 貯蓄性向이 낮은 勞動者階層과 높은 資本家階層으로 구분하여, 再分配的 資本所得稅의 稅負擔이 어떻게 두 階層間에 歸着되는가를 動態的으로 분석하려는 模型이다. 이들 分析에 의하면 일반적으로 政府의 再分配政策은 조세전가에 의해 상당한 정도로 그 有效性이 상실되나, 저축성향의 差異의 程度 등에 따라 長期的으로 勞動者 階層의 所得增大를 유도할 수 있는 可能性이 있음을 보였다. 그러나 이 模型은 固定된 貯蓄性向을 가정하여 個人의 效用極大化에 입각하고 있지 않기 때문에 終局的인 轉嫁의 分析, 즉 厚生의 變化를 파악하기 곤란하며 단지 長期均衡下에서의 生產要素間의 相對價格變化만을 比較靜學的으로 分析하는 데 그치게 되는 短點을 지닌다. 또한 이 模型은 각 個人의 一生에 걸친 貯蓄만을 고려하고 있기 때문에 世代間의 資本移轉에 부과되는 상속세를 분석하는 데는 不適合하게 된다.

둘째로는, Diamond(1965, 1970)에 의해 제시된 중복세대모형(overlapping generations model)을 들 수 있다. 이 模型은 2期에 걸친 效用極大化에 입각하기 때문에, 厚生의 轉嫁를 動態的으로 용이하게 파악할 수 있으나, 서로 다른 社會階層의 區別이 확실치 않다는 問題點이 있다. 즉 O-G模型에서는 每期에 태어난 代表的(representative) 消費者가 前期에는 勞動者로서, 後期에는 자본가의 역할을 한다고 가정하여 勞動者-資本家를 社會階層的 區分 대신 時差的 差異(temporal difference)로서만 해석하는 한계를 갖고 있다. 따라서 이 경우 政府의 再分配政策은 단지 前世代로부터 後世代로의 所得移轉(inter-

generational transfer)의 역할을 할 뿐, 진정한 뜻에서의 階層間의 所得이나 富의 移轉을 의미한다고 보기는 어렵다.

本稿에서는 위 두 模型을 보완하여 두 계층이 동시에 存在하는 重複世代模型을 構成하여 보았다. 즉 勞動所得에 의존하는 勞動者階層과 相續된 資本으로부터의 收益에 의존하는 資本家階層을 구분하여, 階層間의 再分配政策이 勞動者의 厚生에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보았다. 本稿의 模型은 각 階層의 效用極大化에 입각하기 때문에 厚生의 變化를 통해 階層間 및 世代間의 租稅轉嫁를 動態的으로 분석할 수 있었다. 또한 資本形成에 있어 貯蓄과 相續이 미치는 效果를 명확히 구분함으로써, 資本所得稅와 相續稅의 差異點을 體系的으로 비교해 볼 수 있었다.

論文의 展開는 다음과 같다. II章에서는 轉嫁分析에 필요한 模型을 소개하고 이의 均衡 및 安定性을 살펴보았다. III章에서는 停滯均衡間의 比較靜學的인 分析을 통해 資本所得稅와 相續稅變化의 長期的 效果를 검토하였으며, IV章에서는 動學的 分析을 사용하여 短期的 效果를 간단히 살펴보았다. 마지막으로 V章에서는 論文의 結果를 要約하였다.

II. 模　　型

本 論文에서 사용된 模型은 서로 다른 두 所得階層-資本家와 勞動者-이 共存하는 중복세대모형으로서, 자본가는 遺產의 형태로 자본스톡을 前世代로부터 상속받으며, 그로부터의 資本所得에 의존한다는 점에서 勞動所得에 의존하는 노동자 계층과 구별된다. 각 個人은 合理的 期待를 가지며 不確實性은 없다는 가정하에 模型을 展開하면 다음과 같다. $t=0$ 시점에서의 노동자와 자본가의 數를 각각 N_o^w와 N_o^c라 놓고, 두 계층 모두 一定率 n으로 成長한다고 가정하면, t期의 경우,

$$N_t^j=(1+n)^t \cdot N_o^j \qquad j=w, c \qquad \text{그리고}$$
$$N_t=N_t^w+N_t^c$$

가 되며, 자본가와 노동자의 비율 $\mu=N_t^c/N_t^w$은 時間에 관계없이 一定할 것이다. 각 자본가와 노동자는 2期에 거쳐 生存하게 되며, 따라서 每期에는 각 소득계층의 두 世代(young and old)가 共存하게 된다. 또한 每期에는 完全한 資本市場이 存在하며, 두 階層 모두 資本市場에의 참여에 制約이 없다고 가정한다.

먼저 노동자의 경우를 살펴보면 다음과 같다. t期에 태어난 代表的(representative) 노동자는 t期와 $(t+1)$期에 걸쳐 生存하게 되며, 前·後期의 消費量을 각각 C_{1t}^w 와 C_{2t}^w으로 표시한다. 각 勞動者는 前期(young period)에 勞動에 대한 賃金所得을 받아 이를 前期消費와 貯蓄으로 배분하며, 勞動의 供給은 完全 非彈力的이라 가정한다. 後期(old period)에는 완전히 은퇴하여 前期의 저축 및 그로 인한 利子所得으로 生活하며, 다음 세대로의 資產의 相續은 없다고 가정한다. 이를 代表的 勞動者의 效用極大化 問題로 표시하면 다음과 같다.

$$\max_{(C_{1t}^w,\ C_{2t}^w)} U^w(C_{1t}^w,\ C_{2t}^w) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(1)$$
$$s.t. \quad C_{1t}^w+C_{2t}^w/R_{t+1}=W_t+T_t\equiv Y_t^w$$
$$C_{1t}^w,\ C_{2t}^w\geq 0$$

위 式에서 노동자의 所得(Y_t^w)은 賃金所得

(W_t)과 政府로부터의 移轉所得(T_t)의 合計이며, R_{t+1}은 완전예측(perfect foresight)된 t期와 ($t+1$)期 사이의 純利子要素(net interest factor)를 나타낸다. 즉 자본소득, 또는 이자소득에 대한 비례세율을 τ라 하고 r을 市場利子率이라 할 경우, $R_t=\{1+(1-\tau)r_t\}$이 된다. C_{1t}와 C_{2t}는 모두 正常財(normal goods)이며, $U^w(\ )$는 準오목성(quasi-concavity)과 內部解(interior solution)를 保障하는 Inada 條件을 만족시킨다고 가정한다[2]. (1)의 一階條件으로부터 노동자의 貯蓄函數 $S_t^w(R_{t+1}, Y_t^w)$를 도출할 수 있으며, 이는 다음 期의 노동자계층이 보유하는 자본스톡이 될 것이다. 즉, t期의 젊은 노동자 1인당 총자본의 量을 k_t, 그리고 그 중 노동자계층이 保有하는 부분을 k_t^w라 하면,

$$k_{t+1}^w=(1+n)^{-1}\cdot S_t^w(R_{t+1},\ Y_t^w) \quad \cdots(2)$$

로 표시될 수 있다.

다음으로 資本家의 경우를 定義하기로 한다. 앞서 말했듯이, 資本家의 경우 世代間의 資產의 移轉으로, 각 資本家는 一生 동안 이러한 相續받은 資本으로부터의 所得에 의존한다고 가정한다. 물론 자본가도 勞動所得을 얻을 수 있겠으나, 그 비중이 매우 작다고 보아 이를 無視하기로 한다. 資產의 世代間 移轉은 자본가 家庭內의 부모·자식간의 利他的(altruistic) 遺產動機에 의해 발생된다고 본다. 本稿에서는 Barro(1974)타입의 效用函數—부모가 자식의 效用水準을 함께 고려하는 형태—를 가정하기로 한다. 즉 t期에 태어난 대표적 자본가의 一生에 걸친 效用函數는

$$V_t=U^c(C_{1t}^c,\ C_{2t}^c)+\delta\cdot V_{t+1}^*,\ \ 0<\delta<1$$

여기에서 $U^c(\quad)$는 자신의 平生消費 C_{1t}^c과 C_{2t}^c로부터 얻는 滿足度를 나타내며, V_{t+1}^*는 다음 세대가 주어진 相續額內에서 도달할 수 있는 最大效用水準을 나타낸다. δ는 유산동기의 强度를 말해주는 常數로 世代間 割引要素(intergenerational discount factor)로 해석될 수 있다. 노동자의 경우와 마찬가지로 $U^c(\quad)$는 準오목성과 Inada 조건을 만족한다고 가정한다.

이제 대표적 자본가의 豫算制約式을 살펴보면 다음과 같다. t세대가 부모로부터 받는 1人當 純(조세후)相續資本을 b_t로, 그리고 比例的 相續稅率을 θ라 정의할 경우 각 期의 豫算制約式은

$$b_t=C_{1t}^c+a_t^c$$

$$R_{t+1}a_t^c=C_{2t}^c+(1+n)(1-\theta)^{-1}b_{t+1} \cdots(3)$$

$$b_t\geq 0,\ \ \forall t$$

여기서 a_t^c는 t期의 젊은 資本家의 貯蓄量을 나타낸다.

위의 셋째조건은 負의 相續은 없다는 流動性制約(liquidity constraint)을 의미한다. 자본가의 효용극대화의 一階條件을 envelope theorem을 이용하여 구하면 다음과 같다.

$$U_{1t}^c-R_{t+1}U_{2t}^c=0 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4.1)$$

$$(1+n)(1-\theta)^{-1}U_{2t}^c-\delta\cdot U_{1t+1}^c\leq 0,$$

$$b_t\geq 0 \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4.2)$$

자본가 계층이 經濟內에서 存在하는 한, 즉 $k^c=(k-k^w)>0$일 경우에는 위 Khun-Tucker

2) 즉 $\lim_{C_{1t}\to 0} U_{1t}^w(C_{1t},\ \cdot)=\lim_{C_{2t}\to 0} U_{2t}^w(\cdot,\ C_{2t})=\infty$ 및 $\lim_{C_{1t}\to\infty} U_{1t}^w(C_{1t},\ \cdot)=\lim_{C_{2t}\to\infty} U_{2t}^w(\cdot,\ C_{2t})=0$을 만족한다.
여기서 $U_{jt}=\partial U_t/\partial C_{jt},\ j=1,\ 2.$

조건의 등호는 항상 成立하게 된다. 다시 말해서, 자본가가 자본소득에만 의존하고 효용함수가 Inada 조건에 의해 내부해를 가질 경우, 유산동기는 항상 作用(operative)하게 되어 陽의 相續條件이 保障된다.

위의 (4.2)는 $(t+1)$期의 資本家 家庭內의 總資産이 두 世代間에 어떻게 配分되는가를 나타내어 준다. 상기 조건을 이용하면 資本家階層의 效用極大化問題를 다음과 같이 變形시킬 수 있다. 자본가의 효용함수가 時間的으로 加合分離(additively separable)하다고 가정할 경우, 즉 $U^c(C^c_{1t}, C^c_{2t}) = u(C^c_{1t}) + v(C^c_{2t})$일 경우 $(t+1)$期의 資本家 家庭의 適正 消費配分公式은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$V(X_{t+1}) = \max_{0 \le C_{2t} \le X_{t+1}} v(C^c_{2t}) + \delta \cdot u$$
$$[(1-\theta)\{X_{t+1} - (1+n)^{-1} C^c_{2t}\}] \cdots\cdots (5)$$

여기서 $X_{t+1} = (1+n)^{-1} C^c_{2t} + (1-\theta)^{-1} C^c_{1t+1}$은 $(t+1)$期의 資本家 家庭의 總消費支出(조세포함)을 나타내며, $V(X_{t+1})$은 適正消費配分이 이루어진 경우의 極大效用水準을 나타낸다. 물론 $V(\quad)$의 함수형태도 準오목성과 Inada 조건을 충족하게 된다. 또한 위 식의 解로부터 資本家 家庭內의 世代間의 消費配分도 X_{t+1}의 함수로 정의할 수 있다. 즉,

$$C^c_{2t} = \phi(X_{t+1}; \tau, \theta)$$
$$C^c_{1t+1} = (1-\theta)\{X_{t+1} - (1+n)^{-1} \phi(X_{t+1})\}$$

이를 이용하면 資本家階層의 效用極大化 문제는 無限地平(infinite horizon)下의 消費配分問題로 변형될 수 있다. 즉,

$$\max \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i V(X_{t+i}) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$
$$s.t. \quad S^c_{t+i} = (1-\theta)\{(1+n)^{-1} R_{t+i} S^c_{t+i-1} - X_{t+i}\} \ \forall_i$$

여기서, S^c_t는 t期의 資本家 家庭의 總貯蓄을 나타낸다. 또한 t期의 자본가계층이 부담하는 1家口當 相續稅는,

$$\frac{\theta}{1-\theta} b_t = \theta \cdot (1+n)^{-1} \{R_t S^c_{t-1} - \phi(X_t)\}$$
$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

로 표시될 수 있다. (6)의 一階必要條件은 다음과 같다. 즉 모든 t에 대해서

$$V'(X_t) - (1+n)^{-1} \cdot \delta \cdot R_{t+1} \cdot (1-\theta) \cdot$$
$$V'(X_{t+1}) = 0 \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

마지막으로, 변수 X와 k^c가 t가 無限大로 가더라도 有限의 값을 갖도록 하기 위해, 橫行條件(transversality condition)을 가정한다. 즉,

$$\lim_{s \to \infty} \delta^s V'(X_s) = 0$$

生産函數는 1次同次의 형태를 가정하여 $q_t = f(k_t)$의 축소형(intensive form)으로 나타내며, $f' > 0$, $f'' < 0$ 와 $f'(0) = \infty$를 만족한다고 하자. 자본의 감가상각은 없다고 할 경우, 要素市場의 完全競爭의 均衡條件은 다음과 같다.

$$r_t = f'(k_t)$$
$$w_t = f(k_t) - k_t f'(k_t) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

資本市場의 경우, t期의 資本에 대한 需要는 $(t-1)$期의 노동자 및 자본가 계층의 貯蓄으로 供給된 자본량과 같아져야 된다. 이를 式으로 표시하면

$$k_t = k^w_t + k^c_t = (1+n)^{-1} (S^w_{t-1} + \mu \cdot S^c_{t-1})$$
$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (10)$$

마지막으로, 政府의 再分配政策은 每期에 발생하는 資本所得과 資産相續에 대해 각기

τ와 θ의 一定率로 稅를 부과하고, 이로부터의 조세수입을 다시 노동자계층에 定額의 政府移轉形態(lump-sum transfer)로 재분배한다고 가정한다. 이때 각 期의 政府의 均衡豫算을 위한 制約式은,

$$T_t = \tau r_t k_t + \theta \cdot b_t / (1-\theta) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

로 정의된다.

이상으로 分析에 필요한 모형을 간단히 서술하였다. 위의 (2)~(11)로 구성된 動學的模型은 다시 k, k^c와 X에 대한 세 개의 動態方程式(equations of motion)으로 要約하여 표현할 수 있다. 즉,

$$V'(X_t) - (1+n)^{-1}\delta\{1+(1-\tau) f'(k_{t+1})\}(1-\theta)\ V'(X_{t+1}) = 0 \quad \cdots (12.1)$$

$$k^c_{t+1} = (1-\theta)\,[(1+n)^{-1}\{1+(1-\tau) f'(k_t)\}\,k^c_t - X_t] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (12.2)$$

$$k_{t+1} = (1+n)^{-1} S^w_t\,[(1-\tau) f'(k_{t+1}),\ y^w_t] + k^c_{t+1} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (12.3)$$

여기서 $y^w_t = f(k_t) - (1-\tau)k_t \cdot f'(k_t) + \theta(1+n)^{-1}\{(1+(1-\tau)f'(k_t))k^c_t - \phi(X_t)\}$.

먼저 위 (12.1)~(12.3)으로 표시된 모형의 長期均衡을 살펴보면 다음과 같다. k_t, k^c_t, X_t의 停滯均衡(steady-state equilibrium)의 값을 각각 $\bar{k}$, $\bar{k^c}$, $\bar{X}$로 표시할 때 $k^c \geq 0$의 제약조건에 의해 우리는 두가지 可能한 均衡을 정의할 수 있다[3].

1) 「파시네티」(Pasinetti)均衡 : $\bar{k^c} > 0$

「파시네티」均型은 자본가와 노동자계층이 總資本 $\bar{k}$를 함께 共有하는 균형상태로 정의되며, 이 경우 總資本量은 (12.1)에 의해 다음과 같이 決定된다.

$$1+(1-\tau) f'(k) = \frac{(1+n)}{(1-\theta)\ \delta} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (13)$$

(13)에서 우리는 몇가지 점을 注目할 수 있다.

첫째로, 「파시네티」均衡의 경우 總資本量은 황금률 수준 ($f'(k^*) = n$)보다 낮은 수준에서 결정된다(modified Golden Rule). 둘째로, 총자본량은 資本家의 世代間 割引率 δ에 의해서만 영향을 받으며, 노동자의 貯蓄性向의 크기와는 無關하게 된다. 셋째로, τ와 θ의 증가는 항상 資本蓄積을 감소시키게 된다.

2) 非「파시네티」(Anti-Pasinetti)均衡 : $\bar{k^c} = 0$

이 균형은 노동자계층이 총자본을 점유하여 資本家階層이 存在하지 않게 되는 경우로서, Diamond 타입의 重複世代模型과 一致하게 된다. 또한 이 경우 자본량은 (12.3)에 의해 결정된다. 즉,

$$\bar{k} = (1+n)^{-1} \cdot S^w[(1-\tau) f'(\bar{k}),\ f(\bar{k}) - (1-\tau)\bar{k}\ f'(\bar{k})]$$

따라서 $\bar{k}$는 노동자의 저축함수의 형태에 따라 황금률 수준보다 높거나 낮을 수도 있다.

一般的으로 정체균형의 형태는 노동자계층의 貯蓄量의 크기에 의해 區分된다. 이를 좀 더 구체적으로 살펴보기 위해 선형「로그」의 효용함수 $(1-\beta)\ log\ c_1 + \beta\ log\ c_2$ $(0<\beta<1)$와 「콥-더글라스」생산함수 $f(k) = k^\alpha$ $(0<\alpha<1)$을 가정할 경우, 위 모형은 다음과 같이 나타내어진다. $n=0$라 놓을 경우,

3) 均衡의 分類는 Samuelson and Modigliani (1966)에서 제시된 區分을 應用하였다.

$$X_{t+1}=\delta(1-\theta)\{1+(1-\tau)f'(k_{t+1})\}X_t$$
$$k^c_{t+1}=(1-\theta)\{(1+(1-\tau)f'(k^c_t))k_t-X_t\}$$
$$k_{t+1}=k^c_{t+1}+\beta[f(k_t)-(1-\tau)k_tf'(k_t)+\theta\{(1+(1-\tau)f'(k_t))k^c_t-\phi X_t\}] \quad \cdots\cdots(14)$$

여기서 $\phi=\beta/(\delta(1-\beta)+\beta)$.

위 식에서 볼 수 있듯이, 노동자의 限界貯蓄性向 β가 작거나, 노동자의 所得이 낮을 때 「파시네티」均衡이 成立된다[4]. 本稿에서는 資本家와 勞動者가 共存하는 「파시네티」균형의 경우에만 局限하여 分析하기로 한다[5].

다음으로 모형의 安定性을 살펴보기 위해 (14)식을 停滯均衡下에서 線型化하여 보자. 즉, 원래의 경제가 $\tau>0$, $\theta=0$의 정체상태에 있다고 가정할 경우, 「쟈코비안」 J-행렬을 利用하여 선형화된 체계는 다음과 같다[6].

$$[\tilde{X}_{t+1},\ \tilde{k}^c_{t+1},\ \tilde{k}_{t+1}]^T=J\cdot[\tilde{X}_t,\ \tilde{k}^c_t,\ \tilde{k}_t]^T,$$

$$J=\begin{bmatrix} 1-\delta(1-\tau)f''x, & (1-\tau)f'x, & \delta(1-\tau) \\ f''X\{(1-\tau)f''k^c+\beta y_k\} & & \\ -1, & 1/\delta, & (1-\tau)f''k^c \\ -1, & 1/\delta, & (1-\tau)f''k^c+\beta y_k \end{bmatrix} \quad \cdots\cdots(15)$$

여기서 $y_k=\tau f'-(1-\tau)kf''>0$이며, $\tilde{z}_t=(z_t-\bar{z})$, $z=k$, k^c, X를 의미한다.

위 J-행렬은 1보다 큰 특성근 하나와 1보다 작은 특성근 두 개를 갖게 된다[7]. 즉 두 개의 특성근이 安定的이며, 이는 모형의 先決變數(predetermined variables)의 數와 일치하므로 우리는 위 모형이 唯一한 安定經路를 갖는 안장구조(saddle-point structure)를 갖게 됨을 알 수 있다. 또한 불안정근(exploding root)의 값은 $\lambda=1/\delta$이 되므로 이를 이용하여 租稅變數變化時의 동태적 경로를 추적하여 볼 수 있다.

III. 資本稅의 轉嫁分析

이제 각 資本稅의 限界稅率 變化가 경제에 미치는 효과를 위 模型을 利用하여 살펴보기로 하자. 먼저 식(13)으로부터 자본소득세와 상속세의 증가가 장기적 停滯均衡下의 資本量을 감소시키게 됨을 알 수 있다. 그러나 상속세의 1% 증가는 자본소득세를 1% 증가시킬 경우보다 더욱 資本蓄積을 위축시키게 된다. (13)에서 보듯이, θ가 고정되어 있을 경우 資本의 純收益率 $(1-\tau)f'$은 τ의 변화에 상관없이 항시 一定한 값을 갖게 된다. 즉, 資本所得稅率의 增加는 長期的 資本蓄積의 減少를 유발시키며, 이로 인한 資本의 限界生產性의 增大는 稅率增加에 의한 資本收益率의 減少效果를 完全히 상쇄하게 된다. 또한 $\bar{k}$의 감소는 實質賃金을 줄이게 되므로, 세율증가에 의한 모든 稅負擔은 資本으로부터 勞動에게로 100% 轉嫁됨을 알 수 있다.

---

4) 「콥-더글라스」 生產函數의 경우, 「파시네티」均衡은 $\beta<\dfrac{\alpha\delta(1-\theta)}{\{(1-\alpha(1-\tau)\}\{(1-\delta)(1-\theta)\}}$일 경우에 成立한다.

5) 非「파시네티」均衡의 資本所得稅의 轉嫁分析은 Diamond(1970)를 참조할 것.

6) 본고에서는 分析의 편의를 위해 선형「로그」효용함수와 「콥-더글러스」生產函數의 경우에만 局限하였으나, 본고의 結果는 一般的 函數形態下에서도 成立된다. 이에 대한 자세한 論議는 Moon (1989)을 참조.

7) J-행렬의 특성방정식(characteristic equation)은 다음과 같다.
$f(\lambda)=-(\lambda-1/\delta)\cdot[\lambda^2-\{1+\delta(1-\tau)f''k^c+\beta y_k\}\lambda+\beta y_k]$
「파시네티」均衡條件과 「콥-더글라스」生產函數를 이용하여 우변의 둘째項이 두 개의 1보다 작은 陽의 實根을 가짐을 보일 수 있다(證明省略).

반면에, 상속세율 θ의 증대는 資本의 純收益率을 오히려 높여주게 된다. 앞서 보았듯이 「파시네티」均衡下에서는 정체상태의 資本蓄積量은 자본가계층의 世代間 純割引率 $(1-\theta)\delta$에만 依存하게 된다. θ가 증가할 경우, 세대간 순할인율은 커지게 되며, 이는 또한 資本家 家庭內의 資產相續의 機會費用이 증대됨을 의미하게 된다. 따라서 상속세율의 증대는 資本家 家庭內의 世代間 資產의 移轉費用을 증대시키는 역할을 하며, 이는 또한 대체효과(substitution effect)에 의해 상속자산을 감소시키게 된다. 이러한 경로를 통해 상속세율의 증대는 長期資本形成을 위축시키고, 이에 따라 자본의 순수익률은 증대하게 되어, 결과적으로 조세부담은 결국 長期的으로는 노동자에게 相對賃金의 감소를 통해 100% 이상으로 轉嫁됨을 알 수 있다.

또한 稅率變化에 따른 階層間 資本配分의 변화를 살펴보면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} d\bar{k} \\ \\ d\bar{k}^c \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f/(1-\tau)f'', & 1/\delta(1-\tau)f'' \\ f(1-\tau f\beta)/(1-\tau)f'', & \dfrac{1+\beta f''[k^w+\delta\phi X]}{\delta(1-\tau)f''} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} d\tau \\ \\ d\theta \end{bmatrix} \quad \cdots\cdots(16)$$

즉, 一般的으로 τ와 θ의 증대는 資本家와 勞動者階層이 保有하는 자본스톡을 모두 減少시키게 됨을 알 수 있다. 단, 以前에 資本稅에 의한 歪曲이 없었을 경우($\tau=0$), 자본소득세의 한계적 증가는 자본가계층이 보유하는 자본량만을 감소시키며($d\bar{k}=d\bar{k}^c$), 노동자의 자본량은 不變한다. 이에 대해서는 노동자계층의 厚生變化와 함께 자세히 설명하기로 한다.

이제 위에서 얻은 결과를 가지고, 資本稅의 再分配效果를 稅率增大에 따른 代表的 勞動者의 厚生의 變化를 통하여 살펴보면 다음과 같다. 勞動者의 效用極大化에 의해 얻은 間接效用函數를 $U_t^w(y_t^w,\ R_{t+1})$으로 표시할 경우, 稅率變化에 따른 勞動者의 效用水準의 변화는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta U_t^w \equiv 1/\mu_t \cdot dU_t^w = dy_t^w + (S_t^w/R_{t+1}) \cdot dR_{t+1} \quad \cdots\cdots(17)$$

여기서 μ_t는 所得의 限界效用을 나타낸다. (17)에서 보듯이 효용수준의 변화는 세율변화가 所得 및 利子率을 영향하는 정도에 의해 결정된다. (17)式을 停滯均衡下에서 예측할 경우, ΔU^w는 노동자의 1차(first-order)의 厚生變化를 말해 주게 된다. (16)과 (17)을 利用하면 다음의 式을 도출할 수 있게 된다. 즉 $\tau>0$ 그리고 $\theta=0$에서 測定할 경우[8],

$$\Delta U^w = -(f \cdot k^w + \phi \cdot X)\, d\theta - \frac{\tau\sigma f\theta_K}{(1-\tau)\theta_L}\, d\tau \quad \cdots\cdots(18)$$

여기서, $\sigma=-rw/fkf''$은 要素의 代替彈力性을 나타내며(콥-더글러스 생산함수의 경우 $\sigma=1$이 된다), θ_L과 θ_K는 각각 노동과 자본의 요소분배몫(factor share)을 말한다. (18)에 나타난 바와 같이, ΔU^w는 θ와 τ의 한계적 증가에 의해 감소됨을 알 수 있다. 이는 정부의 再分配政策이 長期的으로 그 效率性을 상실하게 되며, 오히려 勞動者階層의 厚生을 감소시키는 결과를 초래하게 됨을 의미한다. 이러한 결과는 τ와 θ의 증가가 장기적으로

8) 이하의 式을 導出함에 있어서 中間計算過程은 편의상 省略하였음. 이의 確認을 원할 경우 筆者에게 문의 바람.

자본스톡을 감소시켜 資本稅의 부담이 노동에게로 전가되기 때문이며, 이 전가된 租稅負擔이 재분배정책에 의한 移轉所得의 증가보다 커짐을 알 수 있다.

앞서 본 바와 같이, 資本所得稅는 노동자에게로 100% 전가되므로, $\tau=0$의 경우 政府移轉所得의 증가분과 전가된 세부담은 서로 상쇄되어 勞動者의 效用水準은 不變하게 된다. 그러나 $\tau>0$일 경우, 자본소득세의 증가는 租稅의 歪曲(distortion)에 의한 1차의 厚生喪失(first-order deadweight loss)을 야기하게 되어, 세부담의 증가분이 이전소득증가를 초과하게 되고 노동자의 厚生은 오히려 감소하게 된다. 반면, 상속세는 비록 資本家 家庭內의 世代間 資產의 이전에만 부과되나, 결국 그 세부담은 100% 이상으로 노동자에게 전가되므로, 기존세율에 관계없이 항상 θ의 증가는 노동자의 후생을 감소시키게 되어, 그 효율성을 상실하게 됨을 알 수 있다.

이제 자본소득세와 상속세의 상대적 후생감소효과를 비교해 보기 위해, 代替的 轉嫁分析(differential incidence analysis)을 이용하여 살펴보기로 하자. 즉, 정부의 再分配政策의 규모(총세수액 또는 정부이전액)를 變化시키지 않고, τ와 θ를 동시에 限界的으로 증감시킬 경우 발생하는 경제적 효과를 分析하는 方法을 말한다. 특히 本稿에서는 기존에 存在하는 자본소득세를 새로이 도입된 상속세로 대체할 경우 勞動者의 厚生이 어떻게 변화하는가를 살펴보고자 한다. 먼저 (11)로부터 停滯均衡下의 總稅收入은

$$T=\tau k f'+\theta\{(1+(1-\tau)f')\,k^c-\phi X\} \qquad \cdots\cdots(19)$$

으로 표시될 수 있다. 이를 총미분하여 $\tau>0$, $\theta=0$에서 예측할 경우,

$$dT=(\tau f'+\tau k f'')\,dk+kf'\,d\tau+\{(1+(1-\tau)f')\,k^c-\phi X\}\,d\theta \qquad \cdots\cdots(20)$$

가 된다. 또한 (13)으로부터 τ와 θ가 변할 때의 k의 변화량은

$$\{1+(1-\tau)f'\}\,d\theta+(1-\theta)f'\,d\tau=(1-\theta)(1-\tau)f''\,dk \qquad \cdots\cdots(21)$$

가 됨을 알 수 있다. 따라서 (20)과 (21), 그리고 $dT=0$의 조건을 이용하여 $d\tau$를 소거하고 資本量의 變化를 計算하면 다음과 같이 나타난다.

$$\frac{dk}{d\theta}\Big|_{dT=0}=\frac{(1+(1-\tau)f')\,k^w+\phi X}{kf''+\tau f'} \qquad \cdots(22)$$

위 식에서 分子는 陽인 반면, 「파시네티」均衡條件下에서는 分母가 陰의 값을 갖게 되어, (22)의 부호는 항상 陰이 됨을 알 수 있다. 즉 資本所得稅를 줄이고 이로 인한 세수감소를 상속세를 도입하여 충당할 경우 장기자본스톡은 감소하게 됨을 알 수 있다. 마지막으로 이러한 상속세로의 대체에 의한 노동자의 限界的 厚生變化를 計算해 보면 다음과 같다.

$$\Delta U^w|_{dT=0}=[1-\{\delta(1-\frac{\sigma}{\theta_L}\tau)\}^{-1}](k-k^c)-(1-\frac{\sigma}{\theta_L}\tau)^{-1}\,\phi X \qquad \cdots\cdots(23)$$

「파시네티」의 均衡條件과 $0<\delta<1$의 假定下에서는 (23)은 항상 陰의 값을 갖게 됨을 알 수 있다. 이는 정부의 再分配政策의 稅源을 相續稅로 대체할 경우 長期的으로 노동자의 厚生은 오히려 감소하게 됨을 의미한다. 이에 대

한 直觀的인 說明은 다음과 같다.

資本所得稅는 자본가와 (후기)노동자의 資本所得에 共히 부과되는 반면, 相續稅는 노동자에게는 영향을 미치지 않고 資本家家庭에서 世代間 移轉되는 자본스톡에만 부과되므로, 相續稅로의 대체는 노동자의 稅負擔을 경감시키고 이를 資本家에게 移轉시키는 효과를 갖는다. 따라서 要素費用이 不變하는 停滯模型의 경우, 이러한 대체는 노동자의 (정부이전을 감안한) 純稅負擔을 줄이게 되어 厚生을 增大시키는 효과를 얻게 되리라는 결론을 도출할 수 있을 것이다. 그러나 本稿에서 살펴본 動學的 模型下에서는, 要素費用의 변화에 의해 이러한 결론이 反轉됨을 알 수 있다. 즉 相續稅로의 대체는 長期資本形成을 더욱 낮추게 되어 資本의 純收益率을 증대시키게 된다. 따라서 자본가는 늘어난 稅負擔을 要素費用의 변화(실질임금의 감소)를 통해 노동자에게 轉嫁시키게 되어, 노동자의 實質稅負擔은 오히려 증대하고 따라서 厚生도 減少하게 된다.

IV. 動態的 轉嫁分析

이상에서 再分配的인 자본소득세와 상속세가 勞動者의 厚生에 어떤 영향을 미치는가를 정체균형간의 比較靜學(comparative statics)的 分析을 통하여 살펴보았다. 이제 이러한 조세변화가 停滯均衡間의 動態的 經路(dynamic path)를 어떻게 변화시키는가를 살펴보기로 한다.

먼저 資本所得稅가 限界的으로 增加되었을 경우를 살펴보자. 本稿에서는 조세변화가 불예측적이고 영구적(permanent and unanticipated)이라 가정하고 短期的인 기대효과는 고려치 않기로 한다.

(15)에서 살펴보았듯이 본 모형은 유일한 安定經路(stable path)를 갖는 안장구조를 지니며, 또한 확산(exploding)하는 特性根의 값이 $\lambda_3=1/\delta$임을 알 수 있었다. 이를 橫行條件과 함께 고려하면, 우리는 稅率의 한계적 변화가 단기적으로 경제에 미치는 衝擊效果(impact effect)를 계산할 수 있다.

즉, 기존의 경제가 τ와 연관된 정체균형하에 있다고 가정할 경우, 자본소득세의 증가($d\tau>0$)는 장기적으로 k와 X를 낮추는 새로운 停滯均衡에 도달하게 되며, 그에 따라 새로운 균형의 安定經路도 변화하게 된다. 따라서 새로운 균형으로 수렴하기 위해서는 稅率變化時點에서 自由變數(free variable) X는 불연속적인 변화(initial jump)를 하여 새로운 안정경로에 進入하여야 할 것이다. 이러한 자유변수의 기초변화 $\Delta X_\tau(0)$를 확산하는 特性根 λ_3의 項을 소거(killing-off)하는 방식에 의해 계산하면 다음과 같이 나타난다.

$$\begin{aligned}\Delta X_\tau(0) &= -\frac{(1-\delta)^2}{\delta}\cdot f'\cdot k^c\, d_\tau \\ &= -\frac{(1-\delta)^3}{\delta^2(1-\tau)}\{1- \\ &\quad \frac{(1-\delta)\,\beta\,(1-\alpha\,(1-\tau))}{\alpha\delta\,(1-\tau)}\}k \\ &\quad d\tau<0 \quad\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(24)\end{aligned}$$

(24)의 두번째 등식은 「콥-더글라스」생산함수의 경우를 계산한 것이다. 위 式의 부호에서 알 수 있듯이, 稅率變化時點 $t=0$에서 資本家家庭의 총소비는 자본소득세의 증가에 의해 낮아지게 된다.

일반적으로 τ의 증가는 $t=0$ 시점에서의

資本家 家庭의 現在消費의 수요에 대해 두가지 방향에서 영향을 미치게 된다. 첫째는, τ의 증가는 자본가 가정의 현세대 및 후기세대의 資本所得의 흐름의 現在價値를 낮추게 되므로 X_o을 감소시키는 陰의 所得效果(income effect)를 갖게 된다. 둘째로는 τ의 증가는 $t=0$ 시점에서의 순이자율을 낮추지만 시간이 흐름에 따라 자본공급의 감소로 인해 純利子率은 다시 增大하게 된다. 이에 따라 미래투자의 期待收益率은 현재보다 높아지게 되며, 또한 미래소비에 대한 現在消費의 機會費用을 상대적으로 낮추어 주게 되므로, 代替效果(substitution effect)에 의해 X_o를 증대시키는 효과를 갖게 된다. 따라서 위의 두 효과는 서로 다른 방향으로 X에 영향하나, 本稿의 單純模型에서는 所得效果가 代替效果보다 항상 크므로 $\Delta X_\tau(0)<0$이 된다.

또한 τ의 변화에 따른 停滯均衡下의 資本家 消費量의 변화 $\Delta\bar{X}_\tau$는,

$$\text{즉 } \Delta\bar{X}_\tau=-\frac{(1-\delta)}{\delta(1-\tau)(1-\alpha)}\{1-\frac{\tau\beta(1-\delta)}{\delta(1-\tau)}\}\,k\,d\tau<0 \cdots\cdots(25)$$

로 계산된다. (24)와 (25)를 비교해 볼 경우, 항상 $|\Delta X\tau(0)|<|\Delta\bar{X}\tau|$가 됨을 알 수 있다. 즉, 衝擊效果는 長期效果에 미달(under-shoot)하게 되어, 資本家의 總消費는 시간이 흐름에 따라 계속 점진적 減少를 하게 됨을 알 수 있다. 이에 따라 資本家階層의 厚生도 새로운 均衡에 도달할수록 점차적으로 낮아지게 된다.

(24)에서 도출된 결과를 이용하면, 자본가와 노동자가 보유한 資本스톡의 短期的 變化를 구할 수 있다. 즉 $t=0$ 시점에서 稅率變化에 의한 자본계층의 資本投資量의 변화는,

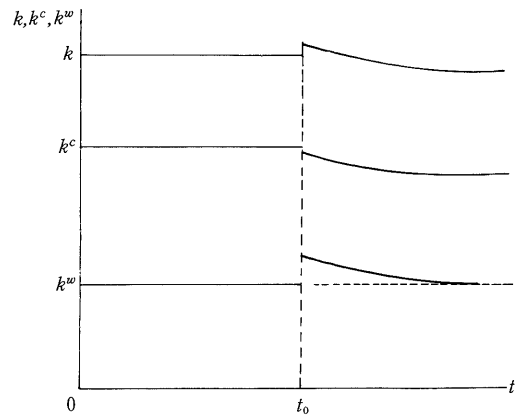
$$\Delta k_\tau^c(0)=-f'k^c d\tau-\Delta X_\tau$$
$$=\{\frac{(1-\delta)^2}{\delta}-1\}f'k^c\,d\tau \cdots\cdots(26)$$

가 되며 總資本投資量의 변화는

$$\Delta k_\tau(0)=\triangle k_\tau^c(0)+\beta kf'\,d\tau \cdots\cdots\cdots\cdots(27)$$

가 됨을 알 수 있다. 즉 자본가계층이 보유한 자본량은 稅率增加에 의한 資本所得의 감소분에서 소비량의 변화를 감한 크기만큼 변화하며, 총자본량의 변화는 k^c의 변화분과 勞動者階層의 移轉所得增大에 따른 資本增加量을 合한 값이 된다. (26)에서 볼 수 있듯이, 자본가의 世代間 割引率 δ가 지나치게 낮지 않는 한, k^c는 稅率變化에 의해 단기적으로 감소하게 된다. 또한 이를 새로운 停滯均衡과 비교해 볼 경우, k^c는 시간이 흐름에 따라 점진적으로 감소하게 됨을 쉽게 도출할 수 있다. 그러나 (27)에서 보듯, 총자본량의 단기적 변화는 勞動者의 貯蓄性向 β의 크기에 따라 증가 또는 감소할 수 있게 된다. 즉 總資本에서 勞

[圖 1]



動者階層이 차지하는 몫(k^w/k)이 充分히 클 경우에는 (27)의 式은 陽의 값을 가질 수도 있다. 예를 들어, (α, δ, τ)=(1/3, 2/3, 0)라 가정할 경우, $5/11<\beta<2/3$이면[9] 단기적으로 자본량은 증대하게 된다(圖 1 참조).

動態的 分析의 결과를 종합하면, 再分配的 資本所得稅의 증가는 단기적으로는 勞動者의 厚生을 增大시키나, 이러한 효과는 점차적으로 감소하여 장기에는 오히려 厚生을 減少($\tau>0$의 경우)시키게 된다. 만일 t시점에서 세율변화가 있을 경우, 그 期에 생존하는 자본가계층 및 (t-1)세대에 속한 은퇴 노동자로부터 t세대의 노동자에게로의 所得移轉이 발생하게 된다. 따라서 자본소득에 일괄적으로 부과되는 τ는 (t-1)世代의 은퇴노동자의 厚生을 함께 감소시키게 된다. 결국, 재분배적 자본소득세의 증가는 세율변화 시점에서의 은퇴노동자와 長期의 勞動者階層, 그리고 資本家階層으로부터 短期의 勞動者에게로의 世代間 所得移轉(intergenerational transfers)의 역할을 하게 되는 것이다.

상속세 증가시의 단기적 경로도 자본소득세의 경우와 흡사하게 되어, 再分配效果는 短期에선 有效하며, 稅負擔의 轉嫁로 인해 점차적으로 勞動者의 厚生은 減少하게 된다. 그러나 상속세는 資本家 家庭內의 資本移轉에만 부과되므로, 세율변화시의 노동자층은 아무런 세부담을 안지 않게 된다. 즉 앞서 살펴본 代替的 轉嫁分析에서와 같이 資本所得稅를 相續稅로 대체할 경우, ($t-1$)세대의 隱退勞動者는 세부담의 감소로 인해 厚生이 增大하게 되며, 단기적으로 資本家의 稅負擔은 增大하게 된다. 그러나 θ의 증가의 경우 資本蓄積의 減少速度는 τ의 경우보다 더 빠르게 되며, 새로운 均衡으로 접근할수록 資本家階層에서 轉嫁되는 勞動者의 稅負擔은 더욱 커지게 되어 勞動者의 厚生은 오히려 낮아지게 된다.

9) β가 2/3를 초과하게 되면 「파시네티」均衡이 成立되지 않고 Diamond 타입의 重複世代模型이 된다.

V. 結　論

이상에서 우리는 資本所得稅와 相續稅를 이용한 再分配政策의 有效性을 動態的 分析을 통하여 살펴보았다. 분석을 위하여 本稿에서 제시된 모형은 서로 다른 두 계층이 共存하는 重複世代模型으로 노동소득에 의존하는 勞動者階層과 상속된 資本스톡으로부터의 소득의 흐름에 의존하는 資本家階層으로 나누어 보았다. 본 모형은 자본형성에 있어 저축과 상속의 차이를 명시적으로 구분할 수 있어 서로 다른 형태의 資本稅간의 비교분석을 同一模型內에서 체계적으로 검토할 수 있었으며, 또한 모형이 2期에 걸친 효용극대화에 입각한 動學模型이기에 租稅轉嫁를 厚生變化에 입각하여 동태적으로 파악하는 데 비교적 용이하였다.

위의 分析을 통해 얻은 結果를 크게 두가지로 나누어 보면 다음과 같다. 첫째, 相續 및 資本所得에 조세를 부과하여 이 수입을 政府移轉의 형태로 勞動者階層에 재분배할 경우, 短期的으로는 再配分的 效用性이 있으나 長期的으로는 稅負擔이 100% 이상 노동소득의 감소로 전가되어, 오히려 노동자계층의 厚生을 낮추게 된다. 특히 「파시네티」均衡의 경우 노동자의 貯蓄性向의 크기와 관계없이 이러한

결과가 成立됨을 알 수 있었다. 둘째로, 再分配政策을 상속세를 도입하여 충당할 경우 資本所得稅의 경우보다 轉嫁의 정도는 深化되므로, 資本所得稅로부터 相續稅로의 代替에 의해 停滯均衡下의 노동자의 후생은 더욱 낮아짐을 알 수 있었다.

위의 결과들은 강한 가정들을 사용한 單純模型下에서 얻어진 것이므로, 현실적인 政策代案에 응용하기는 힘들 것이며, 현실적 타당성을 검토하기 위하여는 실제 자료를 이용하여 시뮬레이션(simulation) 등의 통계적 分析을 병행하여야 할 것이다. 그러나 本稿에서 본 바와 같이 租稅의 資本蓄積 減少效果를 감안한 租稅轉嫁를 고려할 경우, 再分配政策의 有效性이 상실될 수 있다는 점은 앞으로의 再分配政策 實施에 대해 많은 示唆가 될 것이다.

최근 우리나라의 所得 및 富의 不均等度의 惡化와 관련하여, 分配改善을 위한 稅法改正이 큰 관심의 대상이 되고 있다. 이 중, 특히 不勞所得과 相續 및 贈與에 대한 租稅强化가 많이 거론된다. 그러나 本稿의 分析結果에서 暗示하듯이, 이러한 租稅强化가 投資動機를 弱化시키고 貯蓄 및 資本形成을 저해하게 된다면, 오히려 이러한 財政政策이 分配改善의 效果를 상실하고 단지 經濟에 대한 歪曲(distortion)現象만을 深化시킬 우려가 있는 것이다. 따라서 資本稅强化를 통한 再分配政策이 그 實效를 거두기 위하여는, 이와 同時에 投資인센티브를 올리는 政策手段이 병행되어야 할 것이다.

끝으로, 本稿에서는 다루어지지 않았으나, 模型의 現實化를 위하여 ①土地 및 不動產 등의 資產의 포트폴리오效果를 감안하기 위한 模型의 확장, ②投資에 대한 稅額控除(investment tax credit) 등의 效果分析 ③貯蓄의 二重課稅(double taxation)問題 등에 관한 後續硏究가 필요할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

Auerbach, A.J., "The Optimal Taxation of Heterogeneous Capital," *Quarterly Journal of Economics*, 93, 1979, pp. 589~612.

Auerbach, A.J., and L.J. Kotlikoff, *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press, Cambridge, 1987.

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

Bernheim, B.D., "A Note on Dynamic Tax Incidence," *Quarterly Journal of Economics*, 96, 1982, pp. 705~723.

———, "Intergenerational Altruism, Dynastic Equilibria and Social Welfare," *Review of Economic Studies*, 56, 1989, pp. 119~128.

Chamley, C., "Efficient Tax Reform in a Dynamic Model of General Equilibrium," *Quarterly Journal of Economics*, 1985, pp. 335~356.

Diamond, P.A., "Debt in a Neoclassical Growth Model," *American Economic Review*, LV, 1965, pp. 1126~1150.

———, "Incidence of an Interest Income

Tax," *Journal of Economic Theory*, 2-3, 1970, pp. 211～224.

Feldstein, M.S., "Incidence of a Capital Income Tax in a Growing Economy with Variable Savings Rate," *Review of Economic Studies,* 1974, pp.505～513.

Grieson, R. E., "The Incidence of Profit Taxes in a Neo-classical Growth Model," *Journal of Public Economics*, 4, 1975, pp.75～85.

Hamada, K., "On the Optimal Transfer and Income Distribution in a Growing Economy," *Review of Economic Studies,* 1967, pp.295～299.

Homma, M., "A Dynamic Analysis of the Differential Incidence of Capital and Labor Taxes in a Two-Class Economy," *Journal of Public Economics*, 15,1981, pp. 363～378.

Judd, K.L., "Redistributive Taxation in a Simple Perfect Foresight Model," *Journal of Public Economics,* 28, 1985a, pp. 59～83.

———, "Short-Run Analysis of Fiscal Policy in a Simple Perfect Foresight Model," *Journal of Political Economy*, 93, 1985b, pp. 298～319.

Moon, H., "Redistributive Capital Taxation in a Two-class Overlapping Generations Model" mimeo., 1989.

Pasinetti, L.L., "Rate of Profit and Income Distribution in Relation to the Rate of Economic Growth," *Review of Economic Studies,* 29, 1962, pp.267～301.

Stiglitz, J.E., "Notes on Estate Taxes, Redistribution, and the Concept of Balanced Growth Path Incidence," *Journal of Political Economy*, 86, 1978, pp.137～150.

Summers, L.H., "Capital Taxation and Accumulation in a Life Cycle Growth Model," *American Economic Review,* 71, 1981, pp. 533～544.

Weil, P., "Love Thy Children : Reflections on the Barro Debt Neutrality Theorem," *Journal of Monetary Economics,* 19, 1987, pp. 377～391.

住宅所有者에 대한 租稅減免의 經濟的 效果: 旣存硏究의 槪觀 및 政策示唆點

金 明 淑

住宅所有者는 自家住宅의 歸屬賃料에 대한 所得稅非課稅, 1世帶 1住宅에 대한 讓渡所得稅非課稅 및 住宅相續에 대한 相續稅控除 등 여러가지 租稅減免惠澤을 누리고 있다. 本稿에서는 기존의 연구결과를 중심으로 이러한 조세감면혜택의 經濟的 效果를 살펴보았다. 이에 의하면 住宅所有者에 대한 租稅減免은 租稅負擔의 水平的·垂直的 衡平에 어긋날 뿐 아니라 住宅市場 및 國民經濟에 미치는 여러가지 歪曲效果를 통해 資源配分의 效率性을 저해하고 역진적인 所得再分配를 유발한다고 할 수 있다. 특히 資本市場이 不完全한 경우 住宅租稅減免은 부유층에 대해 필요 이상의 住宅을 소유토록 하는 한편 유동성이 부족한 低所得層 및 젊은층의 住宅購入을 더욱 어렵게 함으로써 住宅所有의 계층간 불균형을 심화시키고 所得分配를 더욱 악화시키는 결과를 초래한다고 할 수 있다. 따라서 住宅所有者와 無住宅者間 租稅의 중립성을 회복하는 것이 중요하며 이를 위해서는 첫째로 無住宅者의 賃貸料支出에 대해 所得控除를 실시하며, 둘째로 1世帶 1家口에 대해서도 讓渡所得稅를 과세하며, 셋째로 相續課稅에 있어 住宅控除를 폐지하는 것이 바람직하다고 생각된다. 우리나라와 같이 資本市場이 불완전한 경우 住宅所有促進政策은 效率的인 長期住宅金融制度의 확립을 통해 실시되어야 하며 政府의 財政支援은 住居費負擔能力이 최소한의 수준에 미달하는 零細民階層에 集中되어야 할 것이다.

I. 序: 住宅所有의 合理性

우리나라에 있어 住宅은 所有냐 賃借냐의 선택의 대상이 아니다. 住宅購入 및 住宅늘리기는 家計貯蓄의 1次的인 目標가 되고 있으며 無住宅者는 自意에 의해 賃借를 選好했다기보다 資金不足으로 住宅所有의 꿈을 실현하지 못하고 있을 뿐이다. 이와 같은 住宅所有에 대한 강한 집착을 전통적이고 非合理的인 행동의 결과로 보는 見解도 없지 않다.

그러나 이러한 見解야말로 住宅問題에 대한 올바른 인식에 기초하고 있다고 보기 어렵다. 우리나라에 있어 住宅의 所有는 무엇보다도

筆者: 本院 硏究委員

住居生活의 安定을 위해 필수적이라고 할 수 있다. 그동안 政府의 住宅政策이 自家所有促進爲主로 施行되어 옴에 따라 政府나 民間業體에 의한 賃貸用住宅의 建設實績은 극히 미미한 실정이다. 1982년에야 비로소 賃貸住宅育成法이 制定되면서 公共賃貸住宅이 본격적으로 建設되기 시작하였으며 이와 함께 1987년부터는 民間業體의 賃貸住宅建設促進을 위한 租稅金融上의 지원이 實施되고 있으나 실효를 거두지 못하고 있다. 따라서 住宅賃貸契約의 대부분이 個人間의 契約으로 이루어지고 있기 때문에 세입자는 住宅所有者의 필요에 따라 언제든지 이사를 해야 하는 불안정한 상황에 놓여 있다고 할 수 있다.

또한 인플레下에서 住宅이 實質價値의 下落을 막아주는 「인플레이션 헤지」(inflation hedge)로 인식됨에 따라 住宅에 대한 需要가 增加하고 이와 아울러 住宅의 상대가격이 上昇하는 경향이 나타나는바 住宅의 所有는 資本利得의 획득을 위한 수단으로도 중요하다고 할 수 있다.

뿐만 아니라 住宅을 所有하는 것이 賃借하는 것에 비해 租稅負擔面에서도 훨씬 유리한 것이 사실이다. 住宅所有者는 여러가지 租稅減免惠澤을 누리고 있는데, 自家住宅의 歸屬賃料(imputed rent)에 대한 所得稅非課稅도 그 중의 하나이다. 耐久財로부터 얻는 서비스의 효용에서 減價償却을 제외한 부분을 歸屬賃貸所得이라고 할 때 歸屬賃貸所得의 非課稅는 住宅뿐 아니라 耐久財 一般에 해당되는 현상이나 住宅의 경우 그 規模가 매우 클 뿐 아니라 모든 家計에 영향을 미친다는 점에서 특히 중요하게 인식되어야 할 것이다[1]. 또한 현행 세제상의 1世帶 1住宅에 대한 讓渡所得稅非課稅 및 住宅相續에 대한 相續稅控除도 주택소유자만이 누릴 수 있는 租稅減免惠澤이다. 현행 讓渡所得稅制度는 1世帶 1住宅에 대한 非課稅原則下에서 고급주택배제기준, 거주기간 및 보유기간기준, 1世帶基準의 설정을 통해 非課稅要件을 규정하고 있는바, 日本이나 美國에서와 같이 과세시점만을 연기하는 것이나 臺灣에서와 같이 免除惠澤을 일생에 한번으로 제한하는 것에 비해 住宅所有者에 대해 상당히 큰 租稅減免惠澤을 주고 있다고 할 수 있다. 그 非課稅 要件의 변화내역을 정리하면 〈表 1〉에 제시된 바와 같다. 住宅相續控除制度는 다른 나라에서는 찾아보기 힘든 제도로 控除限度가 1982년 처음 도입 당시 4,000萬원으로 출발하여 1983년에는 6,000萬원으로, 다시 1989년에 1億원으로 확대되었다. 이 밖에 「勤勞者 住居安定과 목돈마련지원에 관한 法律」의 制定으로 1988년부터 低所得 勤勞者를 대상으로 住宅貯蓄利子所得에 대한 所得稅, 住民稅, 敎育稅 免除와 住宅資金貸出償還金의 1/10에 대한 所得稅額減免(老父母 同居世代는 50%까지) 등이 實施되고 있다[2].

---

1) 『도시가계연보』에 의하면 1988년도 家口當 月平均 自家住宅歸屬賃料는 64,522원으로 가구당 월평균 소득의 9.8%로 집계되고 있으나 『도시가계연보』주거비 자료는 『住宅 및 人口센서스 報告』 자료와 비교할 때 지나치게 저평가되어 신뢰도가 낮다(附表 참조).

2) 물론 住宅所有者의 稅負擔에 대한 완전한 分析을 위해서는 이와 함께 住宅에 부과되는 財産稅負擔을 고려해야 할 것이다. 美國의 경우 財産稅를 受益者負擔으로 보아 住宅所有에 중립적인 것으로 간주하는 예가 많이 있으나 우리나라의 경우에는 그렇게 볼 수가 없다. 따라서 住宅所有者가 누리는 여러가지 租稅減免惠澤은 住宅에 대한 財産稅賦課로 어느 정도 상쇄된다고 할 수 있으나 財産稅負擔은 그 상당부분이 住宅賃借人에게 전

〈表 1〉 1世帶 1住宅 讓渡所得稅 非課稅 要件의 變化內譯

	1974년	1976년	1978년	1980년	1983년	1988년	1989년
高級住宅 배제	1世帶 1住宅과 이에 부수하는 土地로 建物이 정착된 面積의 10倍 이하의 土地의 讓渡所得非課稅	讓渡價額 5,000萬원이상인 住宅 및 아파트 제외					아파트 및 공동 주택 80坪 이상으로 讓渡價額이 1億 8千萬원 이상인 住宅제외
1世帶			—配偶者 없는 1世帶 認定 · 1住宅을 所有하고 있는 자의 연령이 30歲 이상인 경우 · 配偶者가 死亡 또는 離婚한 경우 · 居住者가 1住宅을 相續받은 경우	—配偶者 없는 1世帶 認定의 일부 변경 · 1住宅을 所有하고 있는 자의 연령이 30歲 이상이거나 所得이 있는 경우			
居住期間·保有期間			居住 6개월	保有 2년	居住 1년 保有 3년	居住 3년 保有 5년 (都市再開發事業 중 일시적으로 取得·居住하는 住宅讓渡時 1世帶 1住宅 거주요건인 3년이상 거주하지 않아도 됨)	

資料：財務部, 「改正稅法」, 各年度.

끝으로 住宅金融 또는 制度金融의 利子率이 市場金利에 비해 낮은 것도 住宅金融 利用者나 住宅을 金融機關 貸出을 위한 擔保로 이용한 사람에게 補助金을 주는 것과 마찬가지가 되어 住宅所有者에게 유리하게 작용한다.

이상의 論議를 통해서 우리나라 家計의 住宅所有에 대한 집착은 합리성만으로도 說明이 가능하며 특히 租稅政策 등 政府政策이 이를 부추기고 있음을 알 수 있다. 住宅은 국민생활의 기본이 되는 住居서비스를 제공한다는 점에서 政府의 지원이 필요한 價値財(merit good)의 하나로 인식되고 있으며, 우리나라뿐 아니라 世界各國이 住宅所有의 촉진을 목적으로 여러가지 租稅·金融上의 지원정책을 실시하고 있다. 自己住宅을 所有하는 것은 合理性의 問題를 떠나 모든 사람이 바라는 꿈이라는 점에서 自家比重을 증가시키는 政策은 그 자체로서 충분한 의미가 있다고 할 수 있다. 그러나 중요한 問題는 住宅所有의 促進을 목적으로 현재 施行되고 있는 여러가지 政策이 과연 그러한 效果를 거둘 수 있으며 거두고 있는가 하는 것이다. 이하에서는 이러한 관점에서 住宅所有者에 대한 租稅減免(이하 住宅租稅減免이라고 함)의 經濟的 效果를 살펴보려고 한다.

II. 住宅租稅減免의 經濟的 效果

우리나라는 그동안 住宅問題가 온 國民의 첨예한 관심을 끌어 왔음에도 불구하고 住宅問題에 대한 經濟學的인 論議는 아직까지 초보적인 수준에 머물고 있다. 특히 전술한 住宅租稅減免에 대해서는 그 현황조차 제대로 파악되지 않고 있으며 그것이 住宅市場 및 國民經濟에 미치는 영향에 대한 분석은 거의 이루어지지 않고 있는 상태이다[3]. 그러나 美國의 경우 住宅市場 및 그 움직임에 대한 經濟學者들의 관심이 지대하며 이에 따라 住宅租稅減免의 經濟的 效果에 대한 논의도 활발히 진행되고 있다. 특히 1970년대 이후의 인플레 상황과 관련하여 住宅租稅減免이 住宅占有形態 및 住宅需要, 住宅價格 등에 미치는 영향과 그에 따라 야기되는 경제적 비효율과 역진적인 所得再分配의 問題에 대해서는 지금까지 무수히 많은 硏究論文이 작성된 바 있다[4]. 또한 住居서비스에 대한 지출이 消費支出의 높은 비중을 차지하고 있으며 住宅이 家計資産 및 總固定資本의 중요한 부문을 점하고 있다는 점에서 租稅 등 住宅政策이 消費·貯蓄·投資 등 國民經濟에 미치는 영향에 대한 硏究도 계속 진행되고 있다[5].

가되며 그 부분만큼은 自家住宅居住者나 賃貸住宅居住者가 똑같이 負擔한다고 할 수 있다. 더 나아가 住宅에 부과되는 財産稅全額이 住宅賃借人에게 전가된다는 다소 극단적인 가정하에서는 財産稅負擔은 住宅所有에 완전중립적이라고 할 수 있으며 이때는 住居費支出과 他消費支出에 대한 租稅의 중립성 측면에서 財産稅負擔과 間接稅負擔의 크기를 비교해야 할 필요가 생긴다고 할 수 있다. Laidler(1968), Rosen(1979), 李星求(1983) 등 참조.

3) 李揆邦(1987, 1989), 李星求(1983), 崔明根(1983) 참조.

4) 특히 美國의 경우 우리나라와 달리 住宅金融元利金 償還 및 財産稅 納付額에 대한 所得控除가 실시되고 있는바 이에 따른 여러가지 效果와 그 폐지 여부에 관한 論議가 활발하다.

5) Smith et al.(1988)는 美國의 경우 消費者物價指數 構成品目 중 住居費의 加重値는 39%로, 家計資産 및 (土地를 제외한)總固定資本에서 住宅이 차지하는 비율은 각각 38%와 27%로 제시하고 있다.

이하에서는 이러한 論文들의 硏究結果를 중심으로 住宅所有者에 대한 租稅減免이 住宅市場 및 國民經濟에 미치는 영향을 살펴보려고 한다. 統計資料의 未備로 여기서의 논의는 이론적·추론적 수준에 그칠 것이며 計量모델을 이용한 實證分析은 다음 기회로 미루고자 한다.

自家住宅에 대한 住宅租稅減免은 그 經濟的 效果를 論議하기에 앞서서 住宅所有者와 無住宅者間의 수평적 형평에 어긋날 뿐 아니라 다음의 이유에서 수직적 형평에도 위배된다고 할 수 있다. 첫째로, 所得水準이 높을수록 自家家口의 比重이 높기 때문이다. 둘째로, 自家住宅需要의 所得彈力性이 正의 값을 갖기 때문이다. 다시 말해서 高所得層일수록 質·量的으로 보다 좋은 住宅을 所有하기 때문이라고 할 수 있다[6]. 셋째로, 同一한 價格의 住宅을 所有한 경우에도 累進稅率構造下에서는 所得水準이 높을수록 限界稅率이 높아지게 되어 減免惠澤도 그만큼 커지기 때문이다[7].

이러한 衡平의 問題와 달리 住宅租稅減免의 經濟的 效果는 복잡하고 어려운 분석을 필요로 한다. 住宅租稅減免의 經濟的 效果에 관한 硏究는 전통적으로 資本市場이 완전하다는 가정을 전제로 하는 경우가 대부분인데 그 접근방법이 다양함에도 불구하고 대체로 비슷한 결론을 도출하고 있다. 이들 硏究의 결론부터 간략히 要約하면 다음과 같다.

첫째, 住宅租稅減免은 自家住宅의 純使用者費用(net user cost of owner-occupied housing)[8]을 낮춤으로써 住宅所有를 장려함과 동시에 보다 비싼 住宅을 사도록 부추기는 效果를 가지며 이러한 效果는 住宅需要의 使用者費用 彈力性이 클수록 커진다.

둘째, 住宅租稅減免이 이와 같이 住宅占有形態選擇 및 住宅需要에 영향을 미침에 따라 住宅供給도 이에 대응하여 변화한다. 즉, 住宅租稅減免으로 分讓住宅建設은 增加하는 반면 賃貸住宅建設은 위축되고 旣存住宅의 所有主使用이 증가함과 동시에 新築住宅의 大型化가 이루어진다.

셋째, 住宅租稅減免은 住宅供給이 충분히 탄력적이지 않는 한 住宅價格의 上昇을 초래한다. 住宅의 供給은 장기간이 소요되는 宅地開發과 건축과정 때문에 단기에 있어서 非彈力的임은 물론 宅地供給의 한정성으로 인해 장기에 있어서도 完全彈力的이지 못하다[9].

넷째, 住宅租稅減免은 自家住宅의 비중을 높이면서 住宅部門에 대한 投資를 증가시키며

---

6) 住宅需要의 所得彈力性은 연구마다 큰 차이를 보이고 있는데 自家家口의 경우 賃借家口에 비해 소득탄력성이 더 높다는 것이 일반적인 견해이며 이러한 견해는 앞서 인용한 『도시가계연보』자료에서도 확인된다. 〈附表〉에서는 自家評價額 總賃料支出, 總所得의 계층간 不均等度를 지니계수(Gini coefficient)로 표시하였는바 총임료지출의 경우에는 총소득에 비해 계층간 불균등도가 더 작으나 자가평가액의 경우, 총소득에 비해 계층간 불균등도가 더 큰 것으로 나타나고 있다.

7) 住宅租稅減免의 수평적·수직적 형평상의 문제에 대해서는 Aaron(1970), Giertz & Sullivan(1978), Shreiber(1978) 등 참조.

8) 自家住宅의 使用者費用에 대해서는 pp.138~141 論議 참조.

9) 資本市場이 완전하다는 가정하에서 住宅所有者에 대한 租稅減免이 住宅需要 및 供給, 住宅價格 등 주택시장에 미치는 영향에 대해서는 무수히 많은 연구가 있으며 그 접근방법도 다양하다. Diamond(1980), Titman(1982) 등은 理論的 接近을, Hendershott & Slemrod(1983), Rosen & Rosen(1980), Shelton(1968) 등은 經驗的 接近을, 그리고 Hendershott(1980), Hendershott & Hu(1981), Dougherty & Van Order(1982) 등은 시뮬레이션접근을 시도한 예라고 할 수 있다. Smith et al. (1988) 참조.

이는 다시 비주택부문에 대한 투자를 구축함과 동시에 利子率을 높이는 效果를 갖는다[10].

끝으로 住宅租稅減免이 住宅市場 및 國民經濟에 미치는 위와 같은 여러가지 歪曲效果는 효율성의 상실을 가져오고 逆進的인 所得再分配效果를 유발한다[11].

住宅租稅減免의 經濟的 效果分析에 있어서 가장 기본적이고 중심이 되는 槪念은 "自家住宅의 使用者費用(user cost of owner-occupied housing)"이라고 할 수 있다. 自家住宅의 使用者費用은 賃貸住宅의 賃貸料에 대응되는 槪念으로 住宅所有主가 自己住宅으로부터 住居서비스를 제공받는 데 드는 費用을 말하며 歸屬賃料所得이 非課稅되고 讓渡所得稅가 완전면제된다고 할 때 다음 式에서와 같이 定義할 수 있다.

$$c=\alpha\frac{P_H}{P} \quad \cdots\cdots (1)$$

$$\alpha=d+m+(1-t)i-\pi_H$$

c : 自家住宅의 使用者費用

d : 減價償却費

m : 管理維持費(財産稅 포함)

t : 所得稅 限界稅率

i : 利子率

π_H : 期待 住宅價格上昇率

P_H : 住宅價格

P : 一般物價水準[12]

여기서 $(1-t)i$는 住宅所有에 따르는 機會利子費用이라고 할 수 있는바 家計貯蓄만으로 주택을 구입하거나 또는 住宅購入資金의 일부를 融資로 충당하는 경우 그 利子支出에 대한 所得控除가 실시됨을 전제로 한 것이다.

式(1)에서 바로 알 수 있는 바와 같이 自家住宅의 使用者費用은 限界稅率에 의존하는바 다른 조건이 동일한 경우 限界稅率이 높을수록 작아지고 限界稅率이 낮을수록 커진다. 따라서 住宅을 所有할 것인가 또는 賃貸할 것인가 하는 결정도 限界稅率에 좌우된다고 할 수 있다. 즉, 限界家口의 경우 自家住宅의 使用者費用과 賃貸費用이 같아지는바 限界家口에 비해 限界稅率이 높은 家口는 自家住宅의 使用者費用이 賃貸費用보다 작아 住宅을 所有하게 되고 限界家口에 비해 限界稅率이 낮은 家口는 自家住宅의 使用者費用이 賃貸費用보다 커서 住宅을 賃貸하게 될 것이다[13].

自家住宅의 使用者費用은 期待인플레率(π)이 높을수록 작아지는 것으로 나타나는데 이는 式(1)의 α, 즉 "住宅資本의 使用者費用(user cost of housing capital)"이 기대인플레율이 높을수록 작아지는 데 기인한 것이다. 比例稅를 가정할 때 인플레가 住宅資本의 使用者費用에 미치는 영향은 기대인플레율과 利子率 및 住宅價格上昇率間의 상호관계에 따라 달라진다. 기대인플레율의 증가는 名目利子率을 높임으로써 住宅所有에 따르는 機會利子費用을 높인다고 할 수 있다. 만약에 租稅가 부

10) Aaron(1970), Feldstein(1982), Kau & Keenan(1983), Gahvari(1985), Pines et al.(1985), Titman(1982) 참조.

11) Laidler(1968), White & White(1977), King(1983), Pines et al.(1985), Brownstone et al.(1988), Rosen(1979), 李星求(1983) 등 참조.

12) Dougherty & Van Order(1982), Rosen & Rosen(1980), Poterba(1984), Hendershott & Hu(1981) 등 참조.

13) Shelton(1968), Askari(1972), Titman(1982), Buser & Sanders(1983), Henderson & Slemrod(1983) 등 참조. 이는 물론 利子所得이 綜合課稅되는 것을 전제로 한 논의이다. 우리나라와 같이 利子所得이 分離比例課稅되는 경우에는 t가 일정값이므로 c도 모든 가구에 있어 동일함.

과되지 않는 상황에서 名目利子率과 住宅價格上昇率이 기대인플레율이 높아진 만큼 높아진다고 가정한다면(즉 $\frac{di}{d\pi}=\frac{d\pi_H}{d\pi}=1$) 稅前基準으로는 機會利子費用의 增加가 住宅價格의 上昇을 완전히 상쇄시킬 것이다. 그러나 稅後基準으로 볼 때 住宅價格上昇에 따른 資本利得은 讓渡所得稅의 면제로 稅前과 다름없는 한편 機會利子費用의 增加는 住宅租稅減免으로 稅前에 비해 $(1-t)$배만큼 감소한다. 따라서 $t=0$인 경우를 제외하고는 기대인플레율의 增加는 稅後의 住宅資本의 使用者費用을 낮춘다고 할 수 있다. 물론 인플레가 住宅資本의 使用者費用에 미치는 영향은 전술한 名目利子率 및 住宅價格의 변화뿐 아니라 인플레에 따른 管理維持費 및 減價償却費의 변화에도 좌우된다. 그러나 인플레로 인해 住宅의 管理維持費 및 減價償却費가 크게 增加하지 않는 한 위 결론은 타당할 것이다. 더욱이 比例稅 대신에 累進稅를 가정하면 인플레는 과표계급의 상승(bracket creeping)을 통해 自家家口의 所得稅 限界稅率을 더 높일 것이므로 그만큼 더 住宅資本의 使用者費用을 감소시킬 것이다.

한편 名目利子率이 기대인플레율이 증가한 만큼 증가한다는 가정(즉 $\frac{di}{d\pi}=1$)은 實質利子率이 인플레에 의해 변화하지 않음을 의미하는 것으로 Fisher의 利子率 이론과 부합한다. 그러나 기대인플레율의 변화가 利子率에 어떠한 영향을 미치는가에 대해서는 아직까지 定說이 확립되지 않은 상태로 $di/d\pi>1$을 시사하는 이론적 분석도 시도된 바 있다. 따라서 보다 정확한 결론을 내리기 위해서 그동안의 경험을 통해서 $di/d\pi$의 크기를 살펴보는 것이 중요하다고 생각되는바 美國의 경우 實證分析結果 장기적으로는 $di/d\pi$가 1에 가깝고 보다 단기에 있어서는 $di/d\pi$가 1보다 작은 것으로 나타나고 있다[14].

다음으로 $d\pi_H/d\pi=1$이라는 가정은 經濟가 균제상태(steady state)에 있을 때는 타당하다고 할 수 있으나 보다 일반적인 경우 즉 단기 불균형상태에서는 $d\pi_H/d\pi>1$이 성립한다고 할 수 있다. 전술한 바와 같이 住宅이 「인플레 헤지」(infla hedge)로 인식됨에 따라 인플레가 심해지면 住宅에 대한 需要가 늘면서 住宅의 相對價格이 오르는 것이 일반적인 경향이며 특히 우리나라의 경우 住宅의 新規供給이 需要增加를 따르지 못해 住宅難이 계속해서 심화되고 있는 상황에서 이러한 경향이 강하다고 할 수 있다[15].

따라서 실제에 있어서는 주택조세감면과 인플레기대로 인해 住宅資本의 使用者費用이 감소하는 정도가 $di/d\pi=d\pi_H/d\pi=1$을 가정한 앞서의 경우에 비해 상당히 클 것이며 심한 경우 住宅資本의 使用費用이 (−)의 값으로 감소할 가능성도 배제할 수 없다. 이러한 住宅資本의 使用者費用의 감소는 住宅需要 특히 自家住宅에 대한 需要를 증가시키는바 이는 결국 限界家口에 있어 自家住宅의 使用者費用이 賃貸費用과 같아질 때까지 住宅의 實質價格을 높이게 될 것이다[16]. 결론적으로 말해서

14) Poterba(1984), Titman(1982), Kiefer(1981) 참조.

15) Goodwin(1986)은 1970년대 美國에 있어 인플레가 住宅需要에 미치는 영향을 요인별로 분석한 결과 「인플레 헤지」 동기가 住宅價格上昇에 크게 작용했음을 밝히고 있다.

16) 住宅資本의 使用者費用이 (−)인 경우에는 住宅價格이 上昇하면 自家住宅의 使用者費用이 감소하고 自家住宅의 使用者費用이 감소하면 住宅에 대한 需要의 增加로 住宅價格이 다시 上昇하는 악순환이 계속되어 住宅市場의 均衡은 존재하지 않게 된다. Titman(1982) 참조.

인플레期待下에서 住宅租稅減免은 住宅資本의 使用者費用을 낮추며 이는 다시 住宅價格을 上昇시키는바 自家住宅의 使用者費用은 住宅資本의 使用者費用과 住宅價格을 곱한 것으로 변화방향을 분명히 말할 수 없다. 그러나 Titman(1982)의 분석결과에 의하면 限界稅率이 높은 계층의 경우 기대인플레율이 높아짐에 따라 自家住宅의 使用者費用이 반드시 감소하며 그러한 계층의 비중은 住宅供給의 탄력성이 클수록 커진다고 할 수 있다. 실제로 美國의 경우 住宅租稅減免과 인플레가 주된 원인으로 自家住宅의 使用者費用이 계속 감소한 것으로 나타나고 있으며 이러한 自家住宅 使用者費用의 감소는 自家比重의 增加, 住宅의 高級化, 住宅스톡의 增加 등을 유발한 것으로 분석되고 있다[17].

지금까지의 論議는 資本市場이 완전하다는 가정을 전제로 한 것이다. 그러나 1970년대 후반부터 資本市場의 不完全性에 역점을 둔 硏究들이 본격적으로 나타나기 시작하였다. 이들 硏究의 주된 관심은 資本市場이 불완전한 상태에서 인플레가 住宅市場에 어떠한 영향을 미치는가 하는 것이다[18]. 이들 硏究에서 나타나는 바와 같이 資本市場이 불완전한 경우 저축이 없는 低所得層 및 젊은층은 유동성제약(liquidity constraint)으로 住宅需要가 적정수준에 미달할 수밖에 없으며 이러한 유동성제약의 문제는 인플레下에서 더욱 심화된다고 할 수 있다. 이와 관련하여 住宅租稅減免의 經濟的 效果도 전술한 資本市場이 완전한 경우와 상당히 달라질 것이다. 資本市場이 불완전한 경우 住宅租稅減免은 유동성제약에 구속받지 않는 고소득 부유층에 대해서는 資本市場이 완전한 경우와 마찬가지로 住宅의 大型化 및 高級化를 부추기는 한편 그에 따른 住宅價格의 上昇으로 저소득층 및 젊은층의 유동성제약을 더욱 심화시키면서 그들의 주택구입을 더욱 어렵게 만드는 결과를 초래한다고 할 수 있다. 뿐만 아니라 住宅租稅減免으로 신축주택의 대형화 및 고급화가 이루어지고 소형 서민주택의 건설이 위축됨에 따라 無住宅者의 賃貸料負擔도 증가하는 결과가 초래된다고 할 수 있다. 따라서 資本市場이 불완전한 경우 住宅租稅減免은 住宅所有의 계층간 不均衡을 심화시키고 더 나아가 所得分配를 惡化시키는 요인으로 작용한다고 할 수 있다[19].

한편 住宅市場全體에 미치는 住宅租稅減免의 영향은 "使用者費用效果"와 "流動性制約效果"의 상대적 크기에 따라 달라질 것이다. 유동성제약효과가 특히 클 경우 住宅租稅減免으로 自家住宅의 비중 및 住宅스톡이 오히려 감소하게 될 가능성도 배제할 수 없다. 또한 住宅租稅減免은 자본축적에 대해서도 상반된 效果를 갖는다. 즉, 住宅租稅減免은 住宅所有를 보다 유리하게 함으로써 住宅購入 目的의 저축을 증가시키고 현재의 소비를 감소시킨다는 점에서는 資本蓄積에 기여하는 效果를 갖는 반면에 流動性制約을 심화시켜 家計의 富의 蓄積을 제약한다는 점에서는 資本蓄積을 沮害하는 효과를 갖는다고 할 수 있다. 따라서 資本市場이 불완전한 경우 住宅租稅減免으로 非

17) Diamond(1980), Hendershot & Hu(1981), Hendershott(1980), Rosen & Rosen(1980) 등 참조.

18) Kearl(1979), Boehm & Mckenzie(1982), Schwab(1983), Irvine(1986) 등 참조.

19) Hendershott & Hu(1983), Ranney(1981), Litzenberger & Sosin(1978) 등 참조.

〈表 2〉 自家所有率下落 및 住宅大型化 推移

(단위 : %)

		1960	1970	1975	1980	1985
自家所有率(A)	全 國	79.1	68.2	63.1	58.6	53.6
	서 울	56.5	46.8	45.2	45.5	41.4
住宅普及率(B)	全 國	82.5	78.2	74.4	71.2	69.7
	서 울	61.8	56.7	56.3	55.2	51.4
A/B	全 國	95.9	87.2	84.8	82.3	76.9
	서 울	91.4	82.5	80.3	78.8	80.5
住宅의 平均房數	全 國	—	3.0	3.1	3.3	3.5
	서 울	—	3.4	3.5	3.9	4.0
住宅平均面積(坪)	全 國	—	14.5	17.6	20.7	21.5
	서 울	—	—	21.6	25.0	29.1

資料 : 建設部, 『建設統計便覽』, 各年度.
經濟企劃院, 『人口 및 住宅센서스報告』, 各年度.

住宅資本스톡이 增加될 가능성도 없지 않다[20].

끝으로 住宅租稅減免이 住宅需要에 미치는 歪曲效果는 資本市場이 完全한 경우에 비해 流動性制約이 있는 경우가 오히려 작아진다고 볼 수 있는데 그 이유는 住宅租稅減免에 따른 住宅에 대한 過剩需要가 유동성제약으로 어느 정도 상쇄되기 때문이다[21].

流動性制約은 흔히 다음의 두가지 점에서 住宅需要를 제한하는 것으로 설명되고 있다. 첫째로, 住宅購入을 위해서는 최소한 초기지불(downpayment)만큼의 저축이 있어야 한다는 것이다. 둘째로, 住宅購入資金의 元利金償還 부담이 家計所得의 일정비율을 초과해서는 안된다는 것이다. 따라서 流動性制約效果는 住宅金融의 규모 및 형태 등 住宅金融의 발달 정도에 크게 좌우된다고 할 수 있다[22].

우리나라의 경우 住宅金融의 미발달로 住宅購入을 위한 제도금융권의 금융지원은 總住宅去來額의 5% 수준에 지나지 않으며 전용면적 85m² 이하인 國民住宅規模의 小型住宅購入을 위한 住宅銀行融資金도 총매입자금의 25% 정도에 그치고 있는 것으로 나타나고 있다[23]. 따라서 住宅購入資金의 대부분을 저축에 의존할 수밖에 없는 상황에서 住宅價格의 증가는 바로 저소득층 및 젊은층의 유동성제약을 심화시켜 이들의 住宅需要를 제한하는 결과로 연결된다고 할 수 있다. 住宅의 所有가 높은 投資利益을 가져옴에도 불구하고 이들 계층의 내집마련 所要期間이 점차 길어지고 自家所有率이 계속 낮아지는 것은 住宅金融이 미발달

20) Slemrod(1982), Artle & Varaiya(1978) 참조.
21) Hendershott & Hu(1982) 참조.
22) Alm & Follain(1982), Slemrod(1982), Artle & Varaiya(1978) 참조.
23) 金寬永(1988) 참조.

된 상태에서 이유야 어떻든간에 住宅價格의 급격한 상승으로 유동성제약이 심화된 데 기인한 바 크다고 할 수 있을 것이다(表 2 참조)[24].

住宅金融이 보다 발달된 美國의 경우 住宅購入에 필요한 초기지불이 住宅價格의 10~20%에 불과하며 住宅購入資金의 償還負擔도 장기간에 걸쳐 분산되고 있다. 美國의 住宅市場에서의 유동성제약의 문제는 인플레時 元利金償還負擔이 초기에 집중되는 데 따른 '편향(tilt)'의 問題가 중심이 되고 있다. 이의 해결을 위해 전통적인 住宅購入資金償還方式인 균등할부상환방식(level payment)에 대한 개선방안이 다각적으로 모색되고 있다[25]. 따라서 美國의 경우 유동성제약의 문제는 우리나라에 비해 훨씬 덜하다고 할 수 있는바 이는 1970년대 이후 住宅價格의 上昇이 所得水準의 增加보다 빠르게 이루어졌음에도 불구하고 自家의 比重이 지속적으로 높아지고 있는 것이나 소득불균등이 심화된 기간동안에도 住居의 不均等은 조금이나마 개선되었다는 硏究結果로써 뒷받침되고 있다[26].

24) 住宅價格의 上昇은 住宅租稅減免에 따른 수요증가 외에 所得增加와 家口數增加에 따른 住宅需要의 增加, 인플레下의 實物投資需要增加, 아파트 분양가 上限設定을 통한 供給의 억제 등에 기인한 바 크다고 할 수 있을 것이다.

25) Alm & Follain(1982), Rosen(1977), Smith et al.(1988) 등 참조.

26) Robinson et al.(1985) 참조.

27) 歸屬賃料課稅의 의의 및 시행상의 어려움에 대해서는 Merz(1977), Yates(1982) 참조. 특히 Merz는 各國의 경험을 소개하고 있음.

III. 結論 및 政策建議

지금까지의 논의를 간략히 요약하면 住宅所有者에 대한 租稅減免은 租稅負擔의 水平的·垂直的 衡平에 어긋날 뿐 아니라 住宅市場 및 國民經濟에 미치는 여러가지 歪曲效果를 통해 資源配分의 效率性을 저해하고 역진적인 所得再分配를 유발한다고 할 수 있다. 특히 資本市場이 不完全한 경우 住宅租稅減免은 부유층에 대해 필요 이상의 주택을 소유토록 하는 한편 流動性이 부족한 低所得層 및 젊은층의 주택구입을 더욱 어렵게 함으로써 住宅所有의 階層間 不均衡을 심화시키고 所得分配를 더욱 惡化시키는 결과를 초래한다고 할 수 있다.

따라서 우리나라와 같이 資本市場이 불완전한 상태에서는 租稅負擔의 衡平性과 資源配分의 效率性 및 所得分配의 측면에서뿐 아니라 住宅所有의 촉진을 위해서도 租稅가 주택소유자 특히 고급주택소유자에게 유리하게 작용하지 않도록 해야 할 것이다. 이를 위해 필요한 租稅改編의 基本方向을 요약하면 다음과 같다

첫째, 無住宅者의 賃貸料支出에 대해 所得控除를 실시하도록 한다. 自家居住者와 賃貸住宅居住者에 대해 租稅의 中立性을 회복하는 보다 이상적인 방법은 住宅所有者의 歸屬賃料에 대해 所得稅를 부과하고 필요한 경우 조세신용(tax credit)을 제공하는 것일 것이다. 그러나 일반인들에게는 개념조차 모호한 歸屬賃料에 대해 새삼스럽게 과세하기 시작하기란 현실적으로 매우 어려운 일로 판단된다. 또한 歸屬賃料의 算出과 관련된 租稅行政上의 問題도 심각할 것으로 인식되고 있다[27]. 따라서

歸屬賃料에 대해 계속 비과세하되 歸屬賃料에 대한 비과세가 歸屬賃料를 所得稅課稅對象에 포함시키면서 동시에 所得控除를 실시하는 것과 마찬가지라는 이유에서 非自家居住者의 賃貸料支出에 대해서도 所得控除를 실시하는 것이 自家와 非自家居住者間의 租稅負擔의 衡平을 기하기 위한 보다 현실적인 방법이 될 것으로 생각된다. 그러나 이러한 賃貸料支出에 대한 所得控除는 住居費支出이 많은 계층에 보다 유리하게 작용하기 때문에 앞에서 지적한 歸屬賃料非課稅에 따른 문제점을 완전히 해소하지는 못한다고 할 수 있다. 한편 賃貸料支出에 대한 所得控除는 賃貸料收入의 포착을 보다 용이하게 함으로써 所得稅課稅行政에 기여하는 바가 클 것으로 생각된다[28].

둘째, 1世帶 1住宅에 대해서도 讓渡所得稅를 課稅하는 것을 원칙으로 하되 讓渡後 더 비싼 住宅을 購入하는 경우에 한해 납세시기를 연기할 수 있도록 한다. 1世帶 1住宅에 대한 讓渡所得稅 非課稅制度는 큰 집을 소유한 사람에게 큰 혜택을 부여함에 따라 資本利得獲得 목적의 과대한 住宅需要를 유발하므로 원칙적으로 문제가 있을 뿐 아니라 非課稅要件 설정의 恣意性, 더 나아가 이의 충족을 위한 각종 脫法 및 便法의 조장 등 여러가지 運營上의 문제점을 내포하고 있다. 따라서 자주 주장되는 바와 같이 現行 1世帶 1住宅 非課稅制度의 骨格을 그대로 유지한 채 그 非課稅要件을 강화하기보다는 現行 非課稅制度를 완전히 폐지하고 이와 동시에 現行 控除制度(讓渡所得控除制度 등)의 변경 및 세율조정을 통해 讓渡所得稅 負擔의 適正化를 기하는 것이 바람직한 정책방향이라고 생각한다.

셋째, 相續課稅에 있어 住宅控除를 廢止하고 그에 따른 中產層의 相續稅負擔增加는 相續稅 稅率引下를 통해 조정하도록 한다. 住宅相續控除뿐 아니라 농지·초지·산림지상속공제와 기업상속 공제 등 특정 형태의 재산에 대한 상속공제는 조세부담의 수평적 형평에 어긋날 뿐 아니라 이들 재산에 대한 투기적 수요를 유발함으로써 資源配分의 效率性을 저해한다.

우리나라와 같이 資本市場이 불완전한 경우 住宅所有促進政策은 효율적인 長期住宅金融制度의 확립을 통해 실시되어야 할 것이다. 住宅購入資金의 대부분을 家計貯蓄에 의존할 수 밖에 없는 현재의 상황에서는 저축이 부족한 젊은층 및 저소득층의 경우 단지 유동성의 제약으로 인해 住宅購入을 연기하거나 포기해야 하는 경우가 많이 있다고 할 수 있다. 따라서 長期住宅金融의 支援을 통해 이들 계층의 유동성제약을 완화시켜 주는 것은 住宅所有促進效果가 클 뿐 아니라 이를 통해 資源配分의 效率性과 所得分配에 기여하는 바가 클 것으로 생각한다. 한편 住宅金融支援의 住宅所有促進效果를 높이기 위해서는 住宅金融規模를 확대하고 元利金償還期間을 장기화하여야 함은 물론이려니와 기간이 경과할수록 元利金償還負擔을 늘려 나가는 遞增式償還方式의 도입을 적극 검토하여야 할 것이다.

政府의 財政支援은 住居費負擔能力이 최소한의 수준에 미달하는 零細民階層에 集中되어야 할 것으로 생각된다. 零細民階層에 대한 住居費支援은 住居問題가 이들 계층의 生計問題와 직결되어 있다는 점에서 대표적인 社會

28) 賃貸料控除의 여러가지 효과에 대해서는 McMillan(1979) 참조.

保障政策의 하나라고 할 수 있는바 최근 들어 住宅價格 및 傳貰價格이 폭등함에 따라 이러한 政策의 필요성이 더욱 커지고 있다. 이와 관련하여 零細民階層에 대한 住居費支援을 확대실시하는 몇가지 政策方案을 要約 제시하면 다음과 같다.

첫째로, 최소한의 賃貸料負擔으로 계속해서 살 수 있는 公共賃貸住宅의 供給을 확대한다. 이는 물론 永久賃貸住宅의 供給擴大를 의미하며 분양 조건부 임대주택은 엄밀히 말하여 임대주택이라고 할 수 없다. 둘째로, 住宅建築業者에 대한 稅制, 金融上의 支援과 최소한의 이익보장을 통해 민간에 의한 小型住宅 및 小型賃貸住宅 建築을 促進시킴으로써 이들 주택의 가격 및 임대료 안정을 도모한다. 최근에 관심을 불러일으키고 있는 다가구주택에 대한 정책적 지원은 이런 점에서 그 효과가 기대되는 바 크다. 반면에 보다 직접적인 방법인 賃貸料統制(rent control)는 단기적인 政策效果는 거둘 수 있을지 모르나 賃貸住宅의 質을 저하시키고 賃貸住宅供給을 위축시켜 長期的으로는 오히려 賃貸料를 상승시킬 가능성이 높으므로 實施에 신중을 기해야 할 것이다[29]. 끝으로 住居手當(housing allowance)制度의 도입을 적극 검토한다. 住居手當制度는 住居手當算出基準 및 方式에 따라 형태 및 효과가 크게 달라지므로 제도의 도입을 위해서는 각 형태별로 면밀한 效果分析이 이루어져야 할 것이다. 또한 住居手當制度의 도입에 따르는 財政負擔을 고려하여 도입초기에는 住居手當支給對象을 極貧層에 한정하되 점차 그 범위를 확대해 나가도록 한다[30].

29) 黃明燦・洪甲善(1990) 참조.

30) 美國의 경우 住居手當制度에 대해 수년간의 광범위한 실험을 거쳐 긍정적인 평가를 내리고 있는바 이에 대해서는 Lowery(ed.)(1983), Bradbary & Downs(1981) 참조.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『人口 및 住宅센서스報告』, 各年度.

———, 『도시가계연보』, 1988.

金寬永, 「自家所有促進을 위한 政策方案硏究」, 『住宅金融』, 韓國住宅銀行, 1988. 10.

李揆邦, 「住宅稅制에 대한 考察」, 『住宅金融』, 韓國住宅銀行, 1987. 10.

———, 「住宅關聯租稅의 市場效果」, 『住宅金融』, 韓國住宅銀行, 1989. 8.

李星求, 「韓國의 住宅關聯租稅의 經濟的 效果分析」, 『住宅金融』, 韓國住宅銀行, 1983. 10.

財務部, 「改正稅法」, 各年度.

崔明根, 「住宅關聯租稅支援의 評價와 改善方向」, 『住宅金融』, 韓國住宅銀行, 1983. 2.

黃明燦・洪甲善, 「住宅賃貸料 統制의 理論과 事例」, 『住宅金融』, 韓國住宅銀行, 1990. 3.

Aaron, H., "Income Taxes and Housing," *American Economic Review*, 1970.

Alm, J. and J.R. Follain, "Alternative Mortgage Instruments: Their Effects on Consumer Housing Choices in an Inflationary Environment," *Public Finance Quarterly*, April 1982.

Artle, R. and P.Varaiya, "Life Cycle Consumption and Homeownership," *Journal of Economic Theory*, 1978.

Askari, H., "Federal Taxes and the Internal

Rate of Return of Owner Occupied Housing," *National Tax Journal*, March 1972.

Boehm, T.P. and J.A. Mckenzie, "Inflation, Taxes, and the Demand for Housing," *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 1982.

Bradbury and Downs(eds.), *Do Housing Allowances Work?*, The Brooking Institution, 1981.

Brownstone, et al.,"Tax Reform and Housing Demand," *European Economic Review*, 1988.

Buser, S.A. and A.B. Sanders, "Tenure Decisions Order a Progressive Tax Structure," *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 1983.

Diamond, D.B., "Taxes, Inflation, Speculation and the Cost of Homeownership," *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 1980.

Dougherty, A. and R.V. Order, "Inflation, Housing Costs, and the Consumer Price Index," *American Economic Review*, 1982.

Feldstein, M., "Inflation, Tax Rules and the Accumulation of Residential and Nonresidential Capital," *Scandinavian Journal of Economics*, 1982.

Gahvari, F., "Taxation of Housing, Capital Accumulation, and Welfare: A Study in Dyanmic Tax Reform," *Public Finance Quarterly*, April 1985.

Giertz, J.F. and D.H. Sullivan, "Housing Tenure and Horizontal Equity," *National Tax Journal*, Dec. 1978.

Goodwin, T.H., "Inflation, Risk, Taxes, and the Demand for Owner-Occupied Housing," *The Review of Economics and Statistics*, May 1986.

Hendershott, P.H., *Real User Costs and the Demand for Single-Family Housing*, Brookings Papers on Economic Activity, 1980.

Hendershott, P.H. and S.C. Hu, "Accelerating Inflation and Nonassumable Fixed-Rate Mortgages: Effects on Consumer Choice and Welfare," *Public Finance Quarterly*, April 1982.

———, "Inflation and Extraordinary Returns on Owner Occupied Housing: Some Implications for Capital Allocation and Productivity Growth," *Journal of Macro Economics*, Spring 1981.

Hendershott, P.H. and J. Slemrod, "Taxes and the User Cost of Capital for Owner-Occupied Housing," *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 1983.

Irvine, I., "Inflation, Taxation, Capital Markets and the Demand for Housing in Ireland," *The Economic and Social Review*, July 1986.

Kau, J.B. and D. Keenan, "Inflation, Taxes Housing: A Theoretical Analysis," *Journal of Public Economics*, 1983.

Kearl, J.R., "Inflation, Mortgages, and Housing," *Journal of Political Economy*, Oct. 1979.

Kiefer, D., "The Interaction of Inflation and the U.S. Tax Subsidies of Housing," *National Tax Journal*, Dec. 1981.

King, M.A., "The Distribution of Gains and Losses from Changes in the Tax Treatment of Housing," Feldstein(ed.), *Behavior Simulation Methods in Tax Policy Analysis*, 1983.

Laidler, D., "Income Tax Incentives for Owner-Occupied Housing," in Harberger, A.C. and M.J. Hailey(eds.), *The*

Taxation of Income from Capital, The Brookings Institution, 1968.

Litzenberger, R.H. and H.B. Sosin, "Taxation and the Incidence of Homeowner-ship," *The Journal of Finance*, June 1978.

Lowry, I. S., "*Experimenting with Housing Allowances*, Cambridge, Mass.: Publishing Co., 1983.

McMillan, M.L., "A Residential Interest Deduction as a Potential Approach to Taxing Imputed Rent," *Canadian Public Policy*, 1979.

Merz, P.E., "Foreign Income Tax Treatment of the Inputed Rental Value of Owner-Occupied Housing: Synopsis and Commentary," *National Tax Journal*, 1977.

Pines, et al., "The Normative and Positive Aspects of the Taxation of Imputed Rent Owner-Occupied Housing," *Journal of Public Economics*, 1985.

Poterba, J.M., "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach," *Quarterly Journal of Economics*, November 1984.

Ranney, S., "The Future Price of Houses, Mortgage Market Conditions, and the Returns to Home Ownership," *American Economic Review*, June 1981.

Robinson, et al., "Inequality and Housing," *Urban Studies*, 1985.

Rosen, K.T., "The Housing Crisis and the Homeownership Plan," *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 1977.

Rosen, H.S., "Owner-Occupied Housing and the Federal Income Tax: Estimates and Simulation," *Journal of Urban Economics*, 1979.

Rosen,H.S. and K.T.Rosen, "Federal Taxes and Homeownership Evidence from Time Series," *Journal of Political Economy*, Feb. 1980.

Schwab, R.M., "Expected Inflation and Housing: Tax and Cash Flow Considerations," *Southern Economic Journal*, 1983.

Shelton, J.P., "The Cost of Renting Versus Owning a Home," *Land Economics*, Feb. 1968.

Shreiber, C., "Inequality in the Tax Treatment of Owner-Occupied Homes," *National Tax Journal*, March 1978.

Slemrod, J., "Down-Payment Constraints: Tax Policy Effects in a Growing Economy with Rental and Owner-Occupied Housing," *Public Finance Quarterly*, April 1982.

Smith, et al., "Recent Development in Economic Models of Housing Markets", *Journal of Economic Literature*, March 1988.

Titman, S., "The Effects of Anticipated Inflation on Housing Market Equilibrium," *The Journal of Finance*, June 1982.

White, M.J. and L.J.White, "The Tax Subsidy to Owner-Occupied Housing, Who Benefits?," *Journal of Public Economics*, 1977.

Yates, J., "An Analysis of the Distributional Impact of Imputed Rent Taxation", *The Economic Record*, June 1982.

〈附表〉 勤勞者家口의 所得10分位別 家口當 月平均 賃料支出(1988)

(단위 : 원)

	自家評價額	傳貰評價額	月貰支出	總賃料支出	總 所 得
I	20,415	22,517	17,361	60,293	206,055
II	23,139	31,402	16,074	70,615	328,810
III	29,773	36,756	14,207	80,736	397,430
IV	37,190	41,661	12,382	91,233	457,357
V	47,328	42,673	10,683	100,684	519,396
VI	55,391	40,868	10,069	106,328	591,851
VII	72,683	41,150	7,782	121,615	677,545
VIII	88,799	41,423	7,734	137,956	794,076
IX	110,895	37,574	6,010	154,479	992,057
X	159,672	37,096	4,044	200,812	1,608,064
平均	64,522	37,312	10,635	112,469	657,215
Gini係數	0.3529103			0.1986759	0.3039426

資料 : 經濟企劃院, 『도시가계연보』, 1988에서 계산.

빈 면

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/ 122쪽 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/ 158쪽 高級洋裝/3,000원

3 韓國農業의 成長(1918～1971)
潘性紈 著 18 切 判/ 250쪽 高級洋裝/4,000원

4 韓國家計의 貯蓄行態
金光錫 著 18 切 判/ 146쪽 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/ 318쪽 高級洋裝/5,000원

6 *TRADE AND DEVELOPMENT IN KOREA*
洪元卓 A.O. Krueger 編 18 切 判/ 254쪽 高級洋裝/4,400원

7 *SOCIAL SECURITY IN KOREA*
朴宗淇 著 18 切 判/ 198쪽 高級洋裝/4,000원

8 *PUBLIC ENTERPRISE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: THE KOREAN CASE*
L.P. Jones 著 18 切 判/ 294쪽 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/ 336쪽 高級洋裝/5,000원

10 *FACTOR SUPPLY AND FACTOR INTENSITY OF TRADE IN KOREA*
洪元卓 著 18 切 判/ 236쪽 高級洋裝/4,000원

11 勞動供給과 失業構造
金秀坤 著 18 切 判/ 202쪽 高級洋裝/4,000원

12 韓國의 鐵鋼需要分析
宋熙秊 著 18 切 判/ 250쪽 高級洋裝/3,500원

13 韓國鐵鋼工業의 成長
金胤亨 著 18 切 判/ 508쪽 高級洋裝/6,800원

14 *PLANNING MODEL AND MACROECONOMIC POLICY ISSUES*
金迪敎 編 18 切 判/ 492쪽 高級洋裝/6,400원

15 *INDUSTRIAL AND SOCIAL DEVELOPMENT ISSUES*
金迪敎 編 18 切 判/ 342쪽 高級洋裝/5,000원

16 韓國의 人口問題와 對策
金善雄 編 18 切 判/ 532쪽 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/ 252쪽 高級洋裝/4,400원

18 市場構造와 獨寡占規制
李奎億 著 18 切 判/ 370쪽 高級洋裝/5,600원

19 賃金과 勞使關係
金秀坤 著 18 切 判/ 244쪽 高級洋裝/4,000원

20 韓國의 人口와 人口政策
洪思媛 著 18 切 判/ 214쪽 高級洋裝/4,000원

21 *TRADE, DISTORTIONS AND EMPLOYMENT GROWTH IN KOREA*
洪元卓 著 18 切 判/ 410쪽 高級洋裝/6,000원

22 成長과 構造轉換
金光錫 M. Roemer 共著 18 切 判/ 194쪽 高級洋裝/5,000원

23 韓國의 綜合輸送體系
林浩奎 著 18 切 判/ 306쪽 高級洋裝/5,000원

24 韓國企業의 財務行態
南相祐 著 18 切 判/ 204쪽 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/ 166쪽 高級洋裝/3,500원

26 *COMMUNITY DEVELOPMENT AND HUMAN REPRODUCTIVE BEHAVIOR*
洪思媛 著 18 切 判/ 198쪽 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/ 250쪽 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/ 180쪽 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/ 192쪽 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/ 470쪽 高級洋裝/6,400원

31 韓國의 國土・都市・環境
宋丙洛 編 18 切 判/ 410쪽 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/ 272쪽 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/ 236쪽 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/ 270쪽 高級洋裝/4,500원

35 韓國의 流通經濟構造
林浩奎 著 18 切 判/ 306쪽 高級洋裝/5,000원

36 韓國工業化패턴과 그 要因
金光錫 著 18 切 判/ 272쪽 高級洋裝/4,000원

37 保健醫療資源과 診療生活圈
延河清 金學泳 共著 18 切 判/ 336쪽 高級洋裝/5,500원

38 韓國의 教育과 經濟發展
金榮奉 N.F. McGinn 外 18 切 判/ 272쪽 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/ 256쪽 高級洋裝/4,000원

40 *MACROECONOMIC AND INDUSTRIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切 判/ 414쪽 高級洋裝/6,000원

41 *HUMAN RESOURCES AND SOCIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切 判/ 384쪽 高級洋裝/5,000원

42 *KOREAN REGIONAL FARM PRODUCT AND INCOME: 1910~75*
A. Keidel 著 18 切 判/ 268쪽 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/ 396쪽 高級洋裝/6,000원

44 需給構造와 物價政策
李 烘 著 18 切 判/ 288쪽 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/ 410쪽 高級洋裝/6,000원

46 *PRIMARY HEALTH CARE IN KOREA*
延河清 著 18 切 判/ 214쪽 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/ 530쪽 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/ 228쪽 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/ 432쪽 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/ 428쪽 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/ 402쪽 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/ 328쪽 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/ 334쪽 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/ 440쪽 高級洋裝/5,200원

55 *SOURCES OF ECONOMIC GROWTH IN KOREA*
金光錫 朴埈卿 共著 18 切 判/ 238쪽 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/ 354쪽 高級洋裝/5,600원

57 北韓의 經濟政策과 運用
延河清 著 18 切 判/ 348쪽 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/ 280쪽 高級洋裝/5,200원

59 벤처캐피탈의 役割과 課題
姜文秀 著 18 切 判/ 236쪽 高級洋裝/4,400원

60 家計貯蓄과 租稅政策
李啓植 著 18 切 判/ 366쪽 高級洋裝/8,000원

61 韓國의 公企業管理政策
宋大熙 著 18 切 判/ 310쪽 高級洋裝/8,400원

韓國開發研究院 新刊案內

金融環境變化와 綜合金融會社의 位相 南 相 祐 外
半洋裝 / 18切判 / 184쪽 / 定價 4,000원

經濟의 國際化와 中小企業의 產業調整 朴 埈 卿 著
半洋裝 / 18切判 / 222쪽 / 定價 5,600원

韓國의 公企業管理政策 宋 大 熙 著
半洋裝 / 18切判 / 310쪽 / 定價 8,400원

稅收推計 模型開發에 관한 硏究 盧 基 星 柳 一 鎬 外
半洋裝 / 18切判 / 242쪽 / 定價 6,600원

企業集團과 經濟力集中 李 奎 億 李 在 亨 著
半洋裝 / 18切判 / 186쪽 / 定價 4,200원

地方公企業의 課題와 發展方向 宋 大 熙 著
半洋裝 / 18切判 / 186쪽 / 定價 5,200원

醫療保險制度의 改善을 위한 政策方案 權 純 源 梁 奉 玟 著
半洋裝 / 18切判 / 256쪽 / 定價 7,400원

KDI圖書會員制 案內

- 會員에 대한 特典
  - 會員加入期間(1년)중 本 硏究院이 發刊하는 一切의 刊行物을 郵送함.
    (단, 自體資料 및 配布制限資料는 제외)
  - 本 硏究院 情報資料室 所藏圖書·資料의 利用惠澤을 드림.
- 會　　費 : 50,000원
- 加入方法
  - 직접 本院 發刊資料相談室에 拂入하거나,
  - 가까운 郵遞局에서 本院 郵便對替計座(計座番號 : 010983-31-0514919)에 拂入하면 됨.
- 問 議 處

서울특별시 동대문구 청량리동 207의 41　우편번호 : 130-012
KDI발간자료상담실(Tel. 960/3283, 960/4811(交) 305)

English Summary
of

THE KOREA DEVELOPMENT REVIEW

A Quarterly Journal Published in Korean
by the Korea Development Institute, Seoul, Korea

Vol. 12, No. 2 Summer 1990

Structure of Export Competition between Asian NIEs and Japan in the U.S. Import Market and Exchange Rate Effects — *Jwa Sung-hee*

Technical Inefficiency in Korea's Manufacturing Industries — *Yoo Seong-min*, *Lee In-chan*

Illegal Transactions and Import Restriction Policy — *Lee Hong-gue*

Underpricing of Initial Offerings and the Efficiency of Investments — *Nam Il-chong*

On the Incidence of Redistributive Capital Taxations — *Moon Hyung-pyo*

The Economic Effects of Tax Incentives for Housing Owners: An Overview and Policy Implications — *Kim Myong-sook*

The Korea Development Institute was founded in 1971 to conduct independent research on the Korean economy and related matters and to assist government policy making. The research results are published in books, monographs, working papers, seminar papers, etc., and in journals.

Since 1979 the *Korea Development Review,* one of two quarterly journals in Korean, publishes in a concise form the Institute's research results—mainly studies of policy-related economic issues. Views expressed herein are the authors' and do not necessarily reflect those of the Editorial Board or the Institute.

President: Koo Bon-ho

Vice President: Yeon Ha-cheong

Research Staff:

Choo Hak-chung
Chung Chin-seung
Jwa Sung-hee
Kang Moon-soo
Kim Ji-hong
Kim Jong-gie
Kim Jong-seok
Kim Joon-kyung
Kim Kwan-young
Kim Myong-sook
Kwon Soon-won
Lee Duk-hoon
Lee Kye-sik
Lee Kyu-uck
Lee Won-young
Lee Young-ki
Min Jae-sung
Nam Il-chong
Nam Sang-woo
Oum Bong-sung
Park Eul-yong
Park Joon-kyung
Park Woo-kyu
Park Won-am
Roh Kee-sung
Shim Sang-dal
Son Jae-young
Song Dae-hee
Yeo Woon-bang
Yoo Il-ho
Yoo Jung-ho
Yoo Seong-min
Yoo Yoon-ha
Young Soo-gil

(Family names are given first.)

EDITORIAL BOARD

Editor in Chief: Yoo Jung-ho
Managing Editor: Jwa Sung-hee
Board of Editors: Kwon Soon-won
Park Joon-kyung
Shim Sang-dal
Song Dae-hee
Technical Editor: Shin Dong-cho

Structure of Export Competition between Asian NIEs and Japan in the U.S. Import Market and Exchange Rate Effects

Jwa Sung-hee

This paper analyzes U.S. demand for imports from Asian NIEs and Japan, utilizing the *Almost Ideal Demand System (AIDS)* developed by Deaton and Muellbauer, with an emphasis on the effect of changes in the exchange rate.

The empirical model assumes a two-stage budgeting process in which the first stage represents the allocation of total U.S. demand among three groups: the Asian NIEs and Japan, six Western developed countries, and the U.S. domestic non-tradables and import competing sector. The second stage represents the allocation of total U.S. imports from the Asian NIEs and Japan among them, by country. According to the AIDS model, the share equation for the Asia NIEs and Japan in U.S. nominal GNP is estimated as a single equation for the first stage. The share equations for those five countries in total U.S. imports are estimated as a system with the general demand restrictions of homogeneity, symmetry and adding-up, together with polynomially distributed lag restrictions. The negativity condition is also satisfied for all cases. The overall results of these complicated estimations, using quarterly data from the first quarter of 1972 to the fourth quarter of 1989, are quite promising in terms of the significance of individual estimators and other statistics.

The conclusions drawn from the estimation results and the derived demand elasticities can be summarized as follows:

First, the exports of each Asian NIE to the U.S. are competitive with (substitutes for) Japan's exports, while complementary to the exports of fellow NIEs, with the exception of the competitive relation between Hong Kong and Singapore.

Second, the exports of each Asian NIE and of Japan to the U.S. are competitive with those of Western developed countries' to the U.S., while they are complementary to the U.S.' non-tradables and import-competing sector.

Third, as far as both the first and second stages of budgeting are coneidered, the imports from each Asian NIE and Japan are luxuries in total U.S. consumption. However, when only the second budgeting stage is considered, the imports from Japan and Singapore are luxuries in U.S. imports from the NIEs and Japan, while those of Korea, Taiwan and Hong Kong are necessities.

Fourth, the above results may be evidenced more concretely in their implied exchange rate effects. It appears that, in general, a change in the yen-dollar exchange rate will have

at least as great an impact, on an NIE's share and volume of exports to the U.S. though in the opposite direction, as a change in the exchange rate of the NIE's own currency vis-à-vis the dollar. Asian NIEs, therefore, should counteract yen-dollar movements in order to stabilize their exports to the U.S.. More specifically, Korea should depreciate the value of the won relative to the dollar by approximately the same proportion as the depreciation rate of the yen vis-à-vis the dollar, in order to maintain the volume of Korean exports to the U.S.. In the worst case scenario, Korea should devalue the won by three times the maguitude of the yen's depreciation rate, in order to keep market share in the aforementioned five countries' total exports to the U.S..

Finally, this study provides additional information which may support empirical findings on the competitive relations among the Asian NIEs and Japan. The correlation matrices among the strutures of those five countries' exports to the U.S. during the 1970s and 1980s were estimated, with the export structure constructed as the shares of each of the 29 industrial sectors' exports as defined by the 3 digit KSIC in total exports to the U.S. from each individual country. In general, the correlation between each of the four Asian NIEs and Japan, and that between Hong Kong and Singapore, are all far below .5, while the ones among the Asian NIEs themselves (except for the one between Hong Kong and Singapore) all greatly exceed .5.

If there exists a tendency on the part of the U.S. to import goods in each specific sector from different countries in a relatively constant proportion, the export structures of those countries will probably exhibit a high correlation. To take this hypothesis to the extreme, if the U.S. maintained an absolutely fixed ratio between its imports from any two countries for each of the 29 sectors, the correlation between the export structures of these two countries would be perfect. Therefore, since any two goods purchased in a fixed proportion could be classified as close complements, a high correlation between export structures will imply a complementary relationship between them. Conversely, low correlation would imply a competitive relationship. According to this interpretation, the pattern formed by the correlation coefficients among the five countries' export structures to the U.S. are consistent with the empirical findings of the regression analysis.

Technical Inefficiency in Korea's Manufacturing Industries

Yoo Seong-min

Lee In-chan

Research on technical efficiency, an important dimension of market performance, had received little attention until recently by most industrial organization empiricists, the reason being that traditional microeconomic theory simply assumed away any form of inefficiency in production. Recently, however, an increasing number of research efforts have been conducted to answer questions such as: To what extent do technical inefficiencies exist in the production activities of firms and plants? What are the factors accounting for the level of inefficiency found and those explaining the interindustry difference in technical inefficiency? Are there any significant international differences in the levels of technical efficiency and, if so, how can we reconcile these results with the observed pattern of international trade, etc.?

As the first in a series of studies on the technical efficiency of Korea's manufacturing industries, this paper attempts to answer some of these questions. Since the estimation of technical efficiency requires the use of plant-level data for each of the five-digit KSIC industries available from the Census of Manufactures, one may consture the findings of this paper as empirical evidence of technical efficiency in Korea's manufacturing industries at the most disaggregated level.

We start by clarifying the relationship among the various concepts of efficiency—allocative effciency, factor-price efficiency, technical efficiency, Leibenstein's X-efficiency, and scale efficiency. It then becomes clear that unless certain *ceteris paribus* assumptions are satisfied, our estimates of technical inefficiency are in fact related to factor price inefficiency as well.

The empirical model employed is, what is called, a stochastic frontier production function which divides the stochastic term into two different components—one with a symmetric distribution for pure white noise and the other for technical inefficiency with an asymmetric distribution. A translog production function is assumed for the functional relationship between inputs and output, and was estimated by the corrected ordinary least squares method. The second and third sample moments of the regression residuals are then used to yield estimates of four different types of measures for technical (in) efficiency.

The entire range of manufacturing industries can be divided into two groups, depending on whether or not the distribution of estimated regression residuals allows a successful estimation of technical efficiency. The regression equation employing value added as the dependent variable gives a greater number of "successful" industries than the one

using gross output. The correlation among estimates of the different measures of efficiency appears to be high, while the estimates of efficiency based on different regression equations seem almost uncorrelated. Thus, in the subsequent analysis of the determinants of interindustry variations in technical efficiency, the choice of the regression equation in the previous stage will affect the outcome significantly.

Illegal Transactions and Import Restriction Policy

Lee Hong-gue

Illegal transactions such as blackmarketing and smuggling allegedly result from too restrictive trade policies. A recent U.S. Senate hearing on the blackmarketing of American goods imported into Korea for the purpose of supporting United States troops and their dependents stationed in Korea concluded with the allegation that Korea's highly restrictive trade practices are responsible for the emergence of the black market. It has also suggested that the removal of such restrictive trade policies would eliminate black market activities.

This study addresses the relationship between trade policy and blackmarketing by investigating whether trade liberalization results in the reduction of illegal transactions, and whether the eradication of blackmarketing indeed improves social welfare.

When both legally imported goods and illegally exchanged items command the same price, trade liberalization, meaning a decrease in tariff rates or an increase in import quotas, will increase the quantity of legal imports at the expense of illegally transacted goods on the black market. But the price of legally imported goods usually differs from that of illegally sold ones. In this case, a change in the relative prices of these two groups of goods due to a change in trade policy will give rise to income, as well as substitution, effects. Initially, a decrease in the import price due to a decrease in import tax rates or an increase in the allotted quota will reduce illegal transactions, since the decrease in the import price will induce the substitution of legal imports for illegally exchanged, but otherwise, identical goods. On the other hand, the demand for the illegally transacted goods will rise, because of the income effect of the reduced import price. Thus, assuming the positive income effect overwhelms the negative substitution effect, the demand for illegal goods will increase, thwarting the reduction of blackmarketing through trade liberalization.

Yet, stepping up the enforcement measures which are geared to preventing blackmarketing itself will drastically reduce the extent of illegal transactions, since it in-

creases the cost of blackmarketing and hence the price of the illegally transacted goods.

What this study suggests is that the emergence of the black market in Korea should be attributed more to the excessive supply of duty-free goods imported through U.S. commissaries and exchanges than to the excessive demand for foreign goods.

On the other hand, blackmarketing, in most cases, improves economic welfare, since it constitutes an increase in the "actual" amount of imported goods. Suppressing blackmarketing through stepped-up enforcement methods is beneficial only when the substitution effect of the legally transacted goods resulting from the increase in the price of the illegal goods prevails, since the increase in the demand for legal imports must override the decrease in the demand for black market goods as well as the negative income effect.

Underpricing of Initial Offerings and the Efficiency of Investments

Nam Il-chong

The underpricing of new shares of a firm that are offered to the public for the first time (initial offerings) is well known and has puzzled financial economists for a long time since it seems at odds with the optimal behavior of the owners of issuing firms. Past attempts by financial economists to explain this phenomenon have not been successful in the sense that the explanations given by them are either inconsistent with the equilibrium theory or implausible. Approaches by such authors as Welch or Allen and Faulhaber are no exceptions. In this paper, we develop a signalling model of capital investment to explain the underpricing phenomenon and also analyze the efficiency of investment.

The model focuses on the information asymmetry between the owners of issuing firms and general investors. We consider a firm that has been owned and operated by a single owner and that has a profitable project but has no capital to develop it. The profit from the project depends on the capital invested in the project as well as a profitability parameter. The model also assumes that the financial market is represented by a single investor who maximizes the expected wealth. The owner has superior information as to the value of the firm to investors in the sense that it knows the true value of the parameter while investors have only a probability distribution about the parameter. The owner offers the representative investor a fraction of the ownership of the firm in return for a certain amount of investment in the firm. This offer condition is equivalent to the usual offer condition consisting of the number of issues to sell and the unit price of a share. Thus, the model is a signalling game.

Using Kreps' criterion as the solution concept, we obtained an essentially unique

separating equilibrium offer condition. Analysis of this separating equilibrium shows that the owner of the firm with high profitability chooses an offer condition that raises an amount of capital that is short of the amount that maximizes the potential profit from the project. It also reveals that the fraction of the ownership of the firm that the representative investor receives from the owner of the highly profitable firm in return for its investment has a value that exceeds the investment. In other words, the initial offering in the model is underpriced when the profitability of the firm is high. The source of underpricing and underinvestment is the signalling activity by the owner of the highly profitable firm who attempts to convince investors that his firm has a highly profitable project by choosing an offer condition that cannot be imitated by the owner of a firm with low profitability.

Thus, we obtained two main results. First, underpricing is a result of a signalling activity by the owner of a firm with high profitability when there exists information asymmetry between the owner of the issuing firm and investors. Second, such information asymmetry also leads to underinvestment in a highly profitable project. Those results clearly show the underpricing entails underinvestment and that information asymmetry leads to a social cost as well as a private cost. The above results are quite general in the sense that they are based upon a neoclassical profit function and full rationality of economic agents.

We believe that the results of this paper can be used as a basis for further research on the capital investment process. For instance, one can view the results of this paper as a subgame equilibrium in a larger game in which a firm chooses among diverse ways to raise capital. In addition, the method used in this paper can be used in analyzing a wide range of problems arising from information asymmetry that the Korean financial market faces.

On the Incidence of Redistributive Capital Taxations

Moon Hyung-pyo

This paper examines the redistributive potential of capital taxations within the two-class overlapping generations model, where only capitalists are intergenerationally linked through heritable capital stocks.

In particular, the dynamic welfare incidence of two different capital taxations is examined; first a capital income tax levied uniformly on interest earnings, and second, an estate tax levied on the intergenerational transfers of capital stock within the capitalists' families.

Redistributive effects are measured by examining how the permanent and unanticipated

changes in proportional capital income tax and estate tax rates affect workers' welfare when the proceeds in each period are distributed, in a lump-sum fashion, among young workers.

It is shown that, except for in the short run, both the capital taxes are ineffective and may actually lower the workers' steady state welfare through the shifting of tax burden toward workers from capitalists. Differential incidence analysis shows that redistributive potential is diminished further when the lump-sum transfers are financed by the estate tax rather than by the capital income tax.

Although the model examined in this paper is based on simple and strong assumptions, this study suggests that redistributive policy using the capital taxations may only have distortionary effects in the long run, without improving workers' welfare, by incurring dead-weight loss unless additional fiscal measures are implemented to increase the investment incentives.

The Economic Effects of Tax Incentives for Housing Owners: An Overview and Policy Implications

Kim Myong-sook

Housing owners in Korea have a variety of tax advantages such as income tax exemption for the imputed rent of owner-occupied housing, exemption from the capital gains tax and deduction of the estate tax for one-house households.

These tax reliefs for housing owners not only conflict with the principle of horizontal and vertical equity, but also lead to resource misallocation by distorting the housing market, and thus bring about regressive distribution effects. Particularly in the case of Korea with its imperfect capital market, these measures exacerbate the inter-class inequality of housing ownership as well as inequalities in wealth, by causing the affluent to demand needlessly large housing, while the poor and young experience difficulties in purchasing residential properties.

Therefore, the Korean tax system must be altered as follows in order to disadvantage owner-occupiers, especially those owners of luxury housing. These alterations will promote housing-ownership, tax burden equity, efficiency of resource allocation, as well as the desirable distribution of income.

First, income tax deductions for the rent payments of tenants are recommended. Ideally, the way of recovering the fiscal equivalence between the owner-occupiers and tenants is to levy an income tax on the former's imputed rents, and if necessary to give them tax credits. This, however, would be very difficult from a practical viewpoint, because

the general public may perceive the concept of "imputed rent" as cumbersome. Computing the imputed rent also entails administrative costs, rendering quite reasonable, the continued exemption of imputed rent from taxation with the simultaneous deduction in the income tax for tenants. This would further enhance the administrative efficiency of income tax collection by easing assessment of the landlord's income.

Second, a capital gains tax should be levied on the one-house household, except with the postponement of payments in the case that the seller purchases higher priced property. Exemption of the capital gains tax for the one-house household favors those who have more expensive housing, providing an incentive to the rich to hold even larger residences, and to the constructors to build more luxurious housing to meet the demand. So it is not desirable to sustain the current one-house household exemption while merely supplementing it with fastidious measures. Rather, the rule must be abolished completely with the concurrent reform of the deduction system and lowering of the tax rate, measures which the author believes will help optimize the capital gains tax incidence.

Finally, discontinuation of the housing exemption for the heir is suggested. Consequent increases in the tax burden of the middle class could be mitigated by a reduction in the rate. This applies to the following specific exemptions as well, namely, for farm lands, meadows, woods, business fields—to foster horizontal equity, while denying speculation on land that leads to a loss in allocative efficiency.

Moreover, imperfections in the Korean capital market have disallowed the provision of long term credit for housing seekers. Remedying these problems is essential to the promotion of greater housing ownership by the low and middle income classes. It is also certain that a government subsidy be focused on the poorest of the poor who cannot afford even to think of owning a housing.

Working Papers from KDI

8901	Yankee Bonds as a New Financing Source for Korea	**Kang Man-soo**
8902	The Theoretical Development of an Option Pricing Model and the Composition of a Call Option Model	**Keum Jeong-yeon**
8903	The Role of Small- and Medium-Sized Enterprises of Industrialized Countries in the Transfer of Technology to the Republic of Korea	**Lee Won-young**
8904	The Government's Role in Korean Economic Growth	**Yoo Jung-ho**
8905	The Exchange Rate and the Trade Balance: Insular Versus Open Economies	**Ronald I. McKinnon**
8906	Social Development in the Republic of Korea: A Consideration of the Equity Versus Efficiency Issue in Policymaking	**Yeon Ha-cheong**
8907	Financial Liberalization in Korea: A Commentary	**Basil J. Moore**
8908	Exercise Price Bias Test and Firm Size Effect in the Black and Scholes Model	**Keum Jeong-yeon**
8909	Labor Market Developments of Korea in Macroeconomic Perspectives	**Kim Choong-soo**
8910	Korean Industrial Policies for Declining Industries	**Kim Ji-hong**
8911	Keynesian Economics: Past Confusions, Future Prospects	**Axel Leijohnuvud**
8912	The Effect of Monetary Regime Changes on Stability	**Choi Buhm-soo**
8913	Trade Policy Problems of the Republic of Korea and the Uruguay Round	**Young Soo-gil**
8914	Korea's Exchange Rate Policy: Determinants of the Won/Dollar Exchange Rate	**Park Won-am**
8915	The Relevance of the Bank of Amsterdam Today: Its Implications for a New Monetary System	**Jwa Sung-hee**
8916	The Political Economy of Development Policy Changes: A Comparative Study of Taiwan and Korea	**Gustav Ranis**
8917	The History, Institutional Framework and Economic Consequences of VERs in Korea	**Bark Tae-ho**
8918	The Proliferation of Free-Trade Areas: What it Means to Korea	**Park Yung-chul & Yoo Jung-ho**
8919	The United States and the World Economy in the Twentieth Century	**Charles P. Kindleberger**

Working Papers from KDI

8920	Korea's Pension System and Major Policy Issues	**Min Jae-sung & Tchoe Byong-ho**
8921	An Institutional Analysis of the Size Distribution of Manufacturing Establishments	**Jeffrey B. Nugent & Mustapa K. Nabi**
8922	Three Essays on Korean Privatization Policy	**Song Dae-hee**
8923	Controlling Stock Externalities	**Ko Il-dong**
8924	Recent Macroeconomic Performance and Industrial Structural Adjustment in Korea	**Koo Bon-ho & Bark Tae-ho**
8925	Debt Buybacks and Forgiveness in a Model with Voluntary Repudiation	**Peter B. Kennen**
8926	The Economic Theory of Bureaucracy Applied to Public Pricing and Supply of Congestible Public Goods	**Roh Kee-sung & Gene E. Mumy**
8927	International Investment During the Flexible Exchange Rate Period: Firm Behavior and Policy Choices in Korea	**Jongmoo Jay Choi**
8928	Macroeconomic Shocks and Exchange Rate Dynamics	**Cheol S. Eun & Shim Sang-dal**
8929	Major Trends Likely to Influence Future Social Development Patterns	**Yeon Ha-cheong & Kim Kwan-young**
8930	A Review of Current Social Development Policy and Planning	**Kwon Soon-won**
8931	International Capital Market Integration and the Asset Pricing Mechanism	**Cheol S. Eun**
8932	Variations in the Size Distribution of Korean Manufacturing Establishments Across Sectors and Over Time	**Jeffrey B. Nugent**
9001	Economic Development and External Policy in Korea	**Kim Jae-won**
9002	A New Role of Fiscal Policy and Financing Social Development in Korea	**Lee Kye-sik**
9003	Changing Japanese Trade Patterns and the East Asian NICs	**Park Yung-chul & Park Won-am**
9004	New Challenges to the Korean Economy and Their International Implications	**Young Soogil**
9005	The Trilateral Trade Relation Among the Asian NIEs, the U.S., and Japan	**Yoo Jung-ho**
9006	Problems of Integrating the USSR Economy into the World Economy	**Abel G. Aganbegyan**
9007	Structure and Evolution of Federal Funds Market in the U.S.	**Choi Buhm-soo**

9008	Korea: Income and Wealth Distribution and Government Initiatives to Reduce Disparities	**Kwon Soon-won**
9009	The Prospects for the Asia-Pacific Economies in the 1990s and Their Policy Implications: A Northeast Asian Perspective	**Young Soo-gil**
9010	Exchange Rate Policy for the East Asian NICs	**Park Yung-chul & Park Won-am**
9011	Problems Associated with the Transition from a Planned to a Market Economy in the Eastern European Countries	**Karl Heinrich Oppenländer**