季刊 1979年 3月 13日 登錄
登錄番號 마-565

겨울호
1984

韓國開發研究

物價·賃金의 時系列分析	朴 埈 卿 李 鎬 彰
通貨政策의 適正指標 選定	盧 成 泰
우리나라의 實効換率指數와 「바스켓」通貨의 最適加重値 試算	金 仁 哲
特許制度의 經濟的 効果分析	鄭 鎭 勝
韓日企業經營比較	洪 炳 裕
米穀生産 機械化의 經濟性 分析	宋 大 熙 金 尚 基
賃貸住居서비스需要分析	金 仲 秀

KDI
韓國開發研究院

季刊 韓國開發研究

第6卷 第4號 1984. 12

物價·賃金의 時系列分析……朴 埈 卿 李 鎬 彰… 2

通貨政策의 適正指標選定……盧 成 泰… 25

우리나라의 實效換率指數와「바스켓」
通貨의 最適加重値 試算 ……金 仁 哲… 47

特許制度의 經濟的 效果分析 ……鄭 鎭 勝… 62

韓日企業經營比較……洪 炳 裕… 76

米穀生産 機械化의 經濟性分析……宋 大 熙 金 尙 基…102

賃貸住居서비스需要分析 ……金 仲 秀…122

「韓國開發研究」는 우리나라 經濟·社會開發과 관련되는 諸般課題를 理論的 및 實證的으로 다룬 論文과 關聯研究資料를 수록하여 年 4回(3月, 6月, 9月, 12月) 發行한다.

이 研究誌는 本研究院의 研究結果에 立脚한 論文과 研究資料를 보다 광범위하고 신속하게 紹介하는 것을 主目的으로 하고, 경우에 따라 特別招請形式으로 外部人士의 原稿도 수록할 수 있다.

本誌에 실린 論文의 結論과 政策建議를 포함한 모든 內容은 論文作成者의 意見이며 결코 本研究院이나 編輯委員會의 公式意見을 反映하는 것은 아니다. 本誌의 內容은 出處明示 慣例를 지키는 限 자유로이 引用할 수 있다.

編輯委員

朱 鶴 中(委員長)
朴 埈 卿(幹 事)
金 栽 元 朴 烜 求
楊 秀 吉 崔 洸

編輯問議：編輯委員會(965-8410)
購讀問議：出版課(967-3287)

物價·賃金의 時系列分析

朴 埈 卿
李 鎬 彰

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序
Ⅱ. 分析方法의 槪要
Ⅲ. 分析結果의 解釋
Ⅳ. 要約 및 結言

Ⅰ. 序

장기적인 視角에서 보면 通貨增加를 適正水準에 유지하는 通貨運用基調는 物價安定에 필수적인 要件이라 하겠다. 장기적으로 實質成長을 초과하는 通貨增加는 결국 物價上昇으로 흡수되며 通貨要因이 根源的인 원인은 아니라도 지속적인 物價上昇 過程은 항상 상응하는 通貨增加를 수반한다[1]. 通貨運用이 사실상 成長指向的인 經濟運用에 隷屬되어 高成長勢의 유지를 위한 通貨增發이 계속되면 成長速度는 長期成長勢를 따라서 加速·鈍化의 循環變動을 반복하고, 이러한 과정에서 物價上昇이 加速되는 현상이 나타날 것이다. 그러나 石油波動과 같은 外生的인 費用上昇要因으로 인하여 物價上昇과 成長鈍化가 동시에 진행되는 상황에서 適正成長勢를 유지하면서 物價安定을 이루기 위해서는 中短期에 伸縮性 있는 政策運用이 요구되며 이를 위해선 成長·物價·賃金·通貨의 中短期 動學過程에 대한 올바른 이해가 필요할 것이다[2].

外生的 費用上昇要因에 대한 適應過程의 動學的 性格은 價格과 賃金의 伸縮性과 直結된다. 伸縮性이 클수록 費用上昇要因은 相對價格 變動으로 흡수되어 成長과 物價에 미치는 波及效果는 短期에 소멸될 것이다. 그러나 價格과 賃金의 硬直性, 특히 下向硬直性으로 인하여 相對價格이 個別價格이나 賃金의 上向調整을 통하여 漸進的으로 調整되면, 成長과 物價에 미치는 波及效果가 오래 지속될 것이

筆者：朴埈卿—韓國開發硏究院 副硏究委員
李鎬彰—韓國開發硏究院 硏究員

1) 인플레現象의 原因을 설명하는 理論들에 관해서는 Gordon(1976) 및 Frisch(1977) 參照.

2) 物價上昇과 成長鈍化가 동시에 진행하는 스태그인플레이션 原因에 관한 설명은 Hicks(1977), Gordon(1978), Blinder(1979), Bronfenbrenner(1976), Tobin(1980) 參照.

다[3]. 이러한 適應過程에서 成長·物價·賃金·通貨間의 連鎖反應은 복잡한 動學過程을 형성하나 理論的 假說들은 動學過程에 관한 구체적인 지식을 제공하지 못하며 實證分析을 통한 適應過程의 이해에도 한계가 있다.

計量分析의 模型設定 段階에서 理論的 假說에 근거하여 變數間의 作用關係를 규정하는 事前制約들이 채택된다. 이러한 事前制約들에 의하여 構造式이 識別되고 제한된 時系列資料로부터 대규모 模型의 推定이 가능하게 된다. 그러나 채택된 事前制約들이 作用關係의 推定을 歪曲시킬 가능성이 있다. 특히 動學的 性格을 규정하는 因果方向이나 時差分布形態에 관한 事前制約들은 이론적 근거가 미약하며 推定結果를 이용한 妥當性 檢證에도 문제가 있다[4]. 變數間의 因果關係나 作用關係의 波及過程에 관한 計量分析結果는 신중히 해석되어야 하며, 여러 接近方法에 의한 分析結果를 종합하여 판단하는 것이 바람직하다.

本稿의 내용은 成長·物價·賃金·通貨間의 作用關係에 관한 時系列分析結果를 정리한 것이다. 時系列模型은 因果方向과 時差分布形態에 관한 事前制約을 배제하나 이로 인하여 대규모 模型의 推定이나 推定結果의 構造的解釋이 불가능하게 된다. 그러나 事前制約이 가해지지 않은 分析結果는 石油波動에 대한 適應過程에서 主要變數間의 作用關係를 파악하는데 유용한 資料를 제공할 수 있으며 이는 대규모 計量模型의 構造式 設定에 事前知識으로 이용될 수 있다. 第Ⅱ章에서는 本稿에서 사용된 時系列分析方法을 略述하고 第Ⅲ章에서는 ① 成長·物價·通貨 ② 非農業 企業部門의 成長·物價·賃金 ③ 部門別 物價 및 ④ 部門別 賃金에 관한 4개 時系列模型의 추정결과를 정리하고 第Ⅳ章에서는 分析結果가 示唆하는 變數間의 作用關係를 要約한다.

Ⅱ. 分析方法의 槪要[5]

趨勢變動과 季節變動이 제거된 經濟時系列은 循環變動을 나타낸다. 時系列資料를 통하여 觀測되는 經濟時系列의 循環變動은 週期와 振幅이 일정하지 않지만, 많은 經濟時系列들이 轉換點(turning point)간에 時差는 있으나 每循環마다 週期가 거의 같은 공통된 循環變動을 나타내는 特性을 갖는다. 이러한 特性은 個別 經濟時系列들이 週期性이 높은 고유의 循環變動要素를 지니는 것이 아니라 공통된 外生的 攪亂要因(innovation)에 대한 適應過程에서 經濟變數間의 相互作用에 의하여 循環變動이 生成됨을 示唆한다.

이러한 循環變動過程에서 經濟變數間의 作用關係는 經濟時系列間의 높은 系列相關(serial correlation)으로 나타난다. 作用關係들로 형성되는 動學過程의 성격에 따라 攪亂要因의 波及效果는 단기에 소멸될 수도 있고 장기간 지속될 수도 있다. 어느 경우나 攪亂要因의 波及效果가 결국 소멸된다면 系列相關은 時差가 커짐에 따라 零으로 收斂한다. 효과가 단

3) 景氣循環과 價格伸縮性에 관한 論議는 Gordon(1981) 參照.
인플레와 相對價格變動에 관한 實證分析은 Fisher (1981) 參照.

4) 時差分布模型에 관한 설명은 Sims(1974) 參照.
計量模型의 事前制約에 관한 論議는 Sims(1980) Marinvaud(1981) 參照.

5) 分析方法에 관한 구체적인 설명은 1985년 3월중 발간 예정인 박준경·이호창의 「經濟變數의 時系列 分析」 參照.

기에 소멸하면 系列相關은 급속히 감소하며, 장기간 지속되면 서서히 감소할 것이다. 時系列模型은 經濟時系列間의 系列相關을 이용하여 循環變動過程에서 變數間의 動態的 作用關係를 分析하는 수단이라 할 수 있다.

時系列模型의 예를 들면 分期別 成長率(y_t), 物價上昇率(p_t), 通貨增加率(m_t)에 관한 多變數 AR模型(Multivariate Autoregressive model)은 다음과 같은 형태를 취한다.

$$y_t=\sum_{\theta=1}^{k}a_\theta^{yy}y_{t-\theta}+\sum_{\theta=1}^{k}a_\theta^{yp}p_{t-\theta}+\sum_{\theta=1}^{k}a_\theta^{ym}m_{t-\theta}+\varepsilon_t^y$$

$$p_t=\sum_{\theta=1}^{k}a_\theta^{py}y_{t-\theta}+\sum_{\theta=1}^{k}a_t^{pp}p_{t-\theta}+\sum_{\theta=1}^{k}a_\theta^{pm}m_{t-\theta}+\varepsilon_t^p \cdots\cdots\cdots(1)$$

$$m_t=\sum_{\theta=1}^{k}a_\theta^{my}y_{t-\theta}+\sum_{\theta=1}^{k}a_\theta^{mp}p_{t-\theta}+\sum_{\theta=1}^{k}a_\theta^{mm}m_{t-\theta}+\varepsilon_t^m$$

위의 AR模型에서 t分期중의 成長率 y_t, 物價上昇率 p_t 및 通貨增加率 m_t는 각기 과거 k個 分期중의 成長率 $y_{t-1},\cdots,y_{t-k}$, 物價上昇率 $p_{t-1},\cdots,p_{t-k}$, 通貨增加率 $m_{t-1},\cdots,m_{t-k}$와 t分期중의 攪亂要因들 ε_t^y, ε_t^p 및 ε_t^m에 의하여 설명되고 있다. ε_t^y는 t分期중에 발생한 外生的인 攪亂要因에 의한 成長率의 變動을 나타내며 과거의 成長率, 物價上昇率, 通貨增加率과는 무관한 t分期중의 成長率 變動이다. t分期중에 外生的인 攪亂要因들이 발생하지 않았다면(즉 $\varepsilon_t^y=\varepsilon_t^p=\varepsilon_t^m=0$) t分期중의 成長, 物價, 通貨는 과거에 발생한 攪亂要因에 대한 適應過程에서 相互作用關係에 의하여 결정될 것이며 과거 k個 分期중의 成長率, 物價上昇率, 通貨增加率이 이를 설명하게 된다. AR係數 a_θ^{yp}는 $(t-\theta)$分期중의 物價上昇率이 t分期중의 成長率에 미치는 효과를 나타낸다. 動態的 相互作用關係는 常係數 線形定差式體系(constant coefficient linear difference equation system)로 表現되고 있으며 AR係數(Autoregressive coefficient)들의 推定値가 安定性을 보장하여 과거에 발생된 攪亂要因들의 효과가 점차 소멸되고 t分期 이후에 영구히 攪亂要因이 발생하지 않는다면 成長, 物價上昇, 通貨增加는 시간이 경과함에 따라 長期的인 추세로 수렴할 것이다. 그러나 攪亂要因은 부단히 발생하여 成長, 物價上昇, 通貨增加는 장기적인 추세를 중심으로 加速·鈍化의 循環變動을 반복하게 된다.

攪亂要因들은 사전에 예측이 불가능한(模型內에서 說明되지 않는) 確率的인 要因들로 취급되며 일반적으로 平均이 零이고 系列相關이 없으며 동일한 確率分布를 갖는 確率變數들로 假定된다. (1)의 AR模型이 안정적일 때 t分期중의 成長率 y_t, 物價上昇率 p_t, 通貨增加率 m_t은 다음과 같이 t分期와 t分期 이전에 발생한 攪亂要因들의 효과로서 表現될 수 있으며, 이러한 表現을 MA模型(Moving-average model)이라 칭한다.

$$y_t=\sum_{\theta=0}^{\infty}b_\theta^{yy}\varepsilon_{t-\theta}^y+\sum_{\theta=0}^{\infty}b^{yp}\varepsilon_{t-\theta}^p+\sum_{\theta=0}^{\infty}b^{ym}\varepsilon_{t-\theta}^m,$$

$$p_t=\sum_{\theta=0}^{\infty}b_\theta^{py}\varepsilon_{t-\theta}^y+\sum_{\theta=0}^{\infty}b_\theta^{pp}\varepsilon_{t-\theta}^p+\sum_{\theta=0}^{\infty}b_\theta^{pm}\varepsilon_{t-\theta}^m, \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(2)$$

$$m_t=\sum_{\theta=0}^{\infty}b^{my}\varepsilon_{t-\theta}^y+\sum_{\theta=0}^{\infty}b_\theta^{mp}\varepsilon_{t-\theta}^p+\sum_{\theta=0}^{\infty}b_\theta^{mm}\varepsilon_{t-\theta}^m,$$

MA係數 b_θ^{py}는 $(t-\theta)$分期에 발생한 外生的인 成長攪亂要因이 t分期중의 物價上昇에 미치는 효과를 나타낸다. (1)과 (2)로 표현되는 動學體系가 안정적일 때 MA係數들은 零으로 수렴하여 外生的 攪亂要因의 파급효과가 시간의 경과에 따라 소멸되는 현상을 보여준다.

(2)로부터 事前的으로 보면 成長率, 物價上昇率, 通貨增加率의 時間經路는 系列相關이 높은 確率變數들의 系列로 이해될 수 있으며 觀測된 時系列資料들은 確率變數들의 系列에서 발생된 實現(realization)으로 이해될 수 있다. 이러한 確率變數의 系列을 確率過程(stochastic process)이라 부르며 (1)과 (2)의 模型으로 표현될 수 있는 確率過程을 定常確率過程(stationary stochastic process)이라 부른다. 정상확률과정은 확률과정을 구성하는 모든 確率變數들의 平均이 일정하고 確率變數들간의 共分散은 時差(θ)에 의하여 決定되며 時差가 증가함에 따라 共分散系列이 零으로 收斂하는 確率的 特性을 지닌다. 이러한 確率的 特性으로부터 定常確率過程에서 발생된 時系列 資料가 系列相關을 나타내며 系列相關은 時差가 증가함에 따라 감소하게 된다.

(1)과 (2)로 표현되는 定常確率過程은 *ARMA*模型(Autoregressive Moving-average model)으로도 表現될 수 있다.

$$
\begin{aligned}
y_t &= \sum_{\theta=1}^{k_1} a_\theta^{yy} y_{t-\theta} + \sum_{\theta=0}^{k_2} a_\theta^{yp} p_{t-\theta} + \sum_{\theta=0}^{k_3} a_\theta^{ym} m_{t-\theta} \\
&\quad + \sum_{\theta=0}^{k_4} b_\theta^{yy} \varepsilon_{t-\theta}^{y} + \sum_{\theta=1}^{k_5} b_\theta^{yp} \varepsilon_{t-\theta}^{p} + \sum_{\theta=1}^{k_6} b_\theta^{ym} \varepsilon_{t-\theta}^{m} \\
p_t &= \sum_{\theta=0}^{l_1} a_\theta^{py} y_{t-\theta} + \sum_{\theta=1}^{l_2} a_\theta^{pp} p_{t-\theta} + \sum_{\theta=0}^{l_3} a_\theta^{pm} m_{t-\theta} \\
&\quad + \sum_{\theta=1}^{l_4} b_\theta^{py} \varepsilon_{t-\theta}^{y} + \sum_{\theta=0}^{l_5} b_\theta^{pp} \varepsilon_{t-\theta}^{p} \\
&\quad + \sum_{\theta=1}^{l_6} b_\theta^{pm} \varepsilon_{t-\theta}^{m} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3) \\
m_t &= \sum_{\theta=0}^{h_1} a_\theta^{my} y_{t-\theta} + \sum_{\theta=0}^{h_2} a_\theta^{mp} p_{t-\theta} + \sum_{\theta=1}^{h_3} a_\theta^{mm} m_{t-\theta} \\
&\quad + \sum_{\theta=1}^{h_4} b_\theta^{my} \varepsilon_{t-\theta}^{y} + \sum_{\theta=1}^{h_5} b_\theta^{mp} \varepsilon_{t-\theta}^{p} + \sum_{\theta=0}^{h_6} b_\theta^{mm} \varepsilon_{t-\theta}^{m}
\end{aligned}
$$

*ARMA*模型에서 t分期중의 成長率은 $(t-1)$分期 이전의 成長率 t分期 이전의 物價上昇率과 通貨增加率, t分期 이전의 成長攪亂要因 및 $(t-1)$分期 이전의 物價攪亂要因과 通貨攪亂要因들로 說明되며 各 說明變數의 最大時差(lag length)는 일반적으로 變數에 따라 다르다. *ARMA*模型은 *AR*模型에 비하여 상대적으로 적은 수의 係數로 동일한 確率過程을 표현하므로 推定上에 이점이 있음에도 個個 說明變數의 最大時差를 사전에 결정해야 하는 어려운 문제를 안고 있어서 실제의 時系列分析에서는 *AR*模型이 이용되어 왔다. 그러나 *AR*模型에서도 일반적으로 各 說明變數가 공통된 最大時差를 갖는 것은 아니며 이는 단지 分析上의 편의를 위한 가정에 지나지 않는다. 공통된 最大時差의 결정에도 기준이 있는 것은 아니며 다만 時差構造에 대한 事前制約을 最小化하기 위하여 충분한 時差가 주어질 뿐이다. 최근에 Akaike(1975)는 時差構造가 사전에 결정되지 않고 推定過程에서 결정되는 *ARMA*模型의 推定節次를 電算化하였다. 本稿에서는 Akaike의 推定節次에 의하여 *ARMA*模型을 추정하였다[6].

計量模型의 模型設定段階에서 채택되는 事前制約은 사실상 (3)의 *AR*係數와 *MA*係數의 일부에 사전에 零의 값을 부여하는 의미를 갖는다. 이러한 事前制約들에 의하여 推定될 係數의 수가 크게 줄어들기 때문에 제한된 時系列 資料로부터 많은 變數들간의 作用關係를 분석할 수 있는 대규모 模型의 推定이 가능하게 된다. 時系列 模型은 事前制約이 배제되어 模型을 구성하는 變數의 수나 最大時差가 증가함에 따라 推定될 係數의 수가 급격히 증가하므로 推定 가능한 模型의 규모에 한계가 있

6) 最小AIC節次에 관한 구체적인 설명은 본 『韓國開發硏究』 1983년 가을호의 박준경·이호창(1983) 참조.

다. 또한 *AR*模型이나 *ARMA*模型의 推定結果는 構造的인 해석이 어렵다. 따라서 推定된 *AR*模型이나 *ARMA*模型은 *MA*模型으로 變換되어 *MA*係數와 攪亂要因들의 分散을 이용하여 攪亂要因이 각 變數들에 미치는 영향이 波及되는 과정이나 動學過程에서 각 變數間의 영향력의 상대적 중요성을 파악하게 된다.

本稿의 時系列分析節次를 要約하면, ① Akaike의 最小 AIC節次에 의하여 *ARMA*模型을 推定하고 ② 推定된 *ARMA*模型을 *MA*模型으로 變換하여 *MA*係數에 의하여 攪亂要因에 대한 成長·物價·通貨의 反應過程을 分析하고 *MA*係數와 攪亂要因의 分散을 이용하여 成長·物價·通貨의 변동에 대한 攪亂要因들의 기여도를 推定한다.

Ⅲ. 分析結果의 解釋

1. 成長·物價·通貨

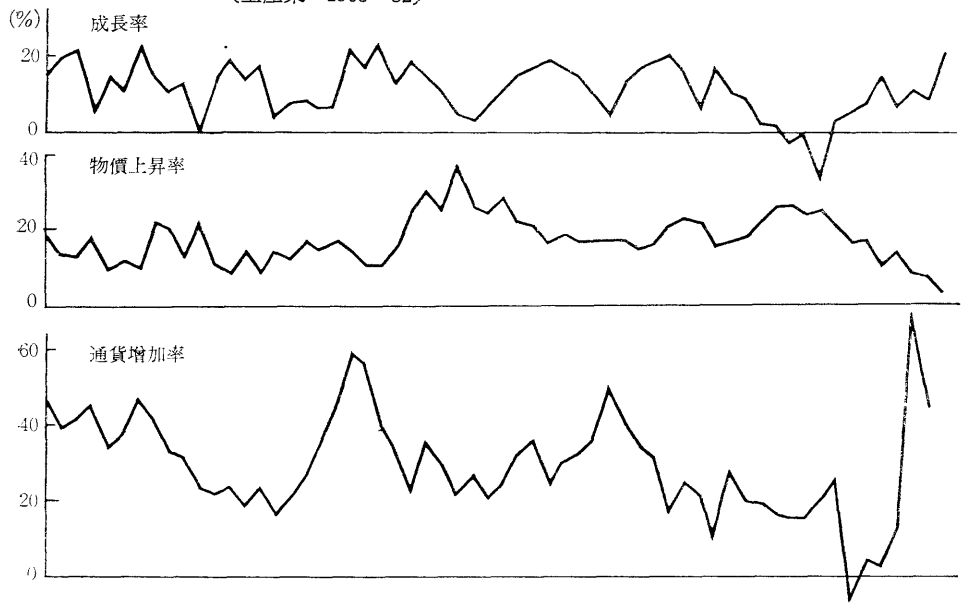
1968~82年 기간중 分期別 國內總生產은 前年同分期와 비교한 年率로 평균 10.9퍼센트의 成長勢를 나타냈다. 分期別 成長率은 短期에 큰 變動을 보여 기간중 成長勢를 중심으로 평균 7.4퍼센트「포인트」의 變動을 나타냈다[7]. 國內總生產 換價指數로 측정한 分期末 物價는 前年同分期末對比 年率로 평균 17.5퍼센트의 높은 上昇勢를 지속했으며 分期別 物價上昇率의 變動은 기간중 평균 6.1퍼센트「포인트」였다. 分期末 通貨量은 成長勢를 크게 上廻하는 年率 26.7퍼센트의 增加勢를 유지하여 높은 物價上昇勢의 지속을 가능케 했다. 分期別 增加率은 기간중 평균 13.7퍼센트「포인트」의 變動을 나타냈다.

*MA*係數의 推定結果에 의하면 外生的 攪亂要因에 대한 變數들의 반응은 다음과 같이 요약될 수 있다. 成長攪亂要因이 成長에 미치는 직접적인 효과는 기간중 평균 5.7퍼센트「포인트」로 추정되었다. 1分期에 발생한 5.7퍼센트의 成長攪亂要因이 成長에 미치는 波及效果는 2~3分期의 0.6~2.4퍼센트「포인트」 加速에서 4~8分期의 0.1~0.5퍼센트「포인트」鈍化로 反轉되고 9分期 이후 소멸된다. 物價上昇에 미치는 효과는 物價上昇加速으로 나타나며 2~3分期의 0.8퍼센트「포인트」加速에서 점차 감소하여 7分期 이후 소멸된다. 通貨增加에 미치는 波及效果는 通貨增加鈍化로 나타나며 2~4分期의 0.6~0.8퍼센트「포인트」鈍化에서 점차 감소하여 8分期 이후 소멸된다.

外生的 物價攪亂要因이 物價上昇에 미친 직접적인 효과는 기간중 평균 4.6퍼센트「포인트」로 추정되었다. 1分期에 발생한 物價攪亂要因이 物價上昇에 미치는 波及效果는 2~4分期의 0.3~2.7퍼센트「포인트」加速에서 5~8分期의 0.1퍼센트「포인트」鈍化로 反轉되고 9分期 이후 소멸된다. 成長에 미치는 波及效果는 成長鈍化로 나타나며 2~3分期의 2.5퍼센트「포인트」鈍化에서 점차 감소하여 7分期 이후 소멸된다. 通貨增加에 미치는 波及效果는 通貨

7) ① 분기별 成長率의 變動은 成長勢에서의 標準偏差를 의미함.
② 成長攪亂要因이 成長에 미친 직접적인 效果는 要因이 발생한 당해 분기중의 成長率의 變動을 의미하며, 波及效果는 2분기 이후 變數間의 作用關係를 통하여 波及되는 效果를 의미한다. 5.7퍼센트의 成長攪亂要因은 成長에 미치는 직접적인 效果가 5.7퍼센트「포인트」加速인 成長攪亂要因을 지칭한다. 波及效果가 0.1퍼센트「포인트」 미만의 變動으로 감소할 때 "消滅된다"로 表現하기로 한다.

〔圖 1〕 分期別 成長率·物價上昇率·通貨增加率의 推移
(全產業 : 1968~82)



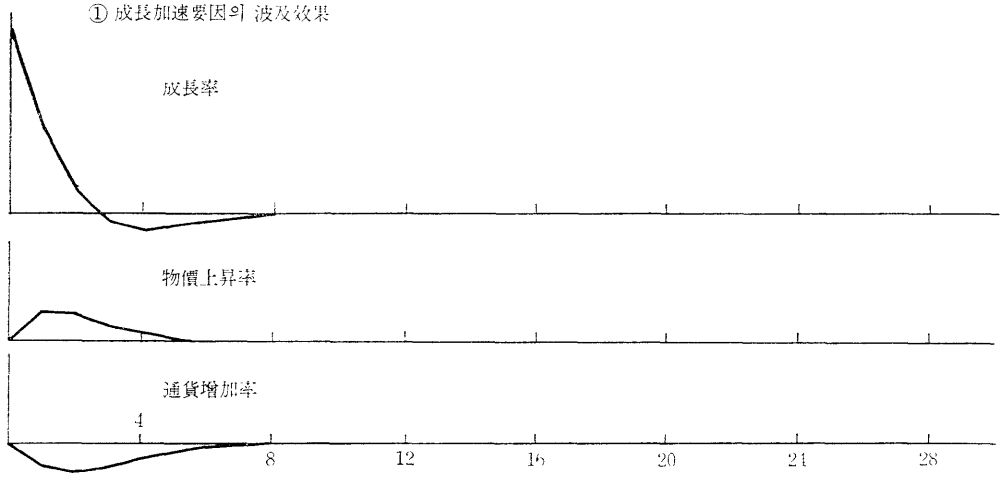
增加鈍化로 나타나며 2分期의 0.9퍼센트「포인트」鈍化에서 점차 감소하여 5分期 이후 소멸된다.

外生的 通貨攪亂要因이 通貨增加에 미친 직접적인 효과는 기간중 평균 10.6퍼센트「포인트」로 추정되었다. 1分期에 발생한 10.6퍼센트」의 通貨攪亂要因이 通貨增加에 미치는 波及效果는 2分期의 6.0퍼센트「포인트」加速에서 점차 감소하여 8分期 이후 소멸된다. 成長에 미치는 波及效果는 成長加速으로 나타나며 2~3分期의 1.3퍼센트「포인트」加速에서 점차 감소하여 7分期 이후 소멸된다. 物價上昇에 미치는 波及效果는 物價上昇加速으로 나타나며 3~7分期에 0.2퍼센트「포인트」加速에 머물다 8分期 이후 소멸된다.

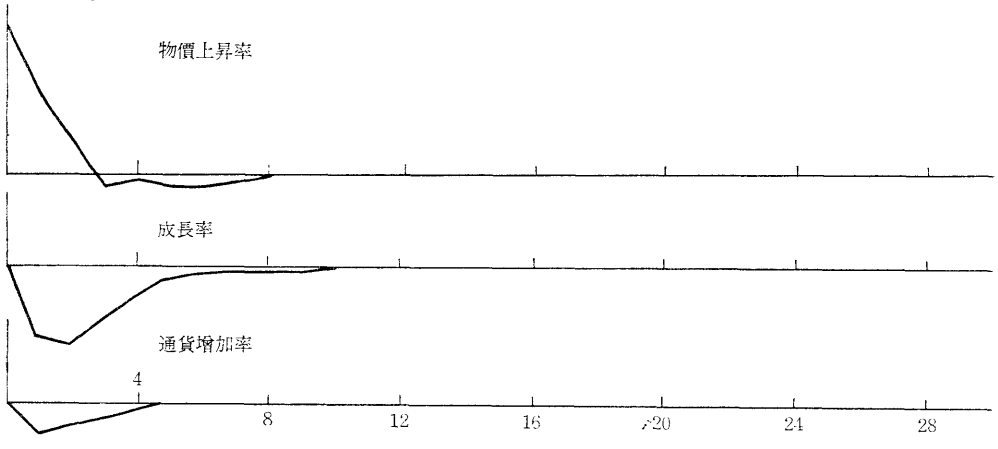
變數들의 時系列變動의 根源的인 原因은 外生的인 攪亂要因들이며, 變數間의 作用關係에 의하여 攪亂要因의 효과가 波及되는 動學過程이 형성된다. 成長攪亂要因은 成長率의 變動을 통하여 物價와 通貨에 영향을 미치므로, 物價變動이나 通貨變動에서 成長攪亂要因으로 인한 變動의 比重에 의하여 作用關係에서 成長이 物價와 通貨에 미치는 영향의 比重을 간접적으로 파악할 수 있다. 變數의 時系列變動을 측정하는 分散(variance)은 攪亂要因의 分散과 *MA*係數를 이용하여 攪亂要因別 構成要素로 分解될 수 있다. 分散을 분해한 결과에 의하면 成長率의 變動은 64.5퍼센트가 成長攪亂要因에 의하여, 33.4퍼센트가 物價攪亂要因에 의하여 설명되며, 通貨攪亂要因에 의한 變動은 2.1퍼센트에 불과하다. 物價上昇率의 變動은 96.0퍼센트가 物價攪亂要因으로 설명되며 成長攪亂要因과 通貨攪亂要因에 의한 變動은 각각 3.7퍼센트와 0.2퍼센트에 지나지 않는다. 通貨增加率의 變動은 91.6퍼센트가 通貨攪亂要因으로 설명되어 成長攪亂要因과 物

〔圖 2〕 外生的 攪亂要因에 대한 成長・物價・通貨의 反應

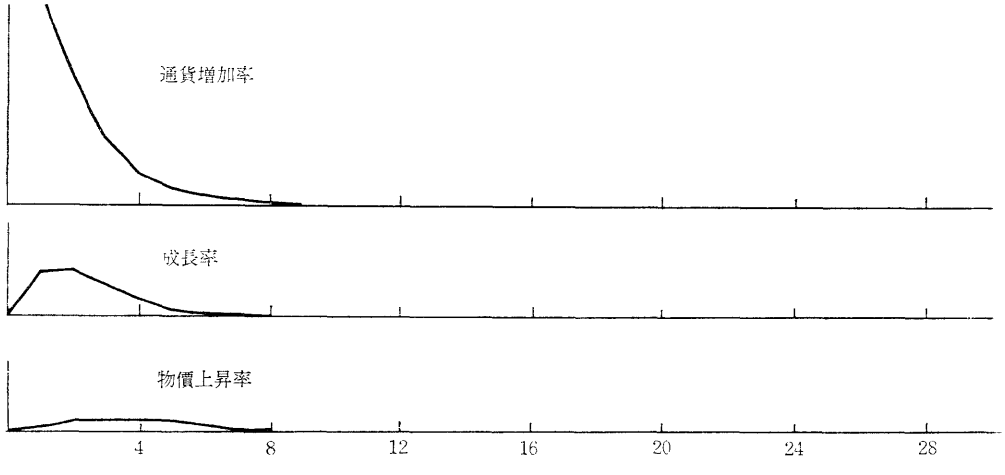
① 成長加速要因의 波及效果



② 物價上昇加速要因의 波及效果



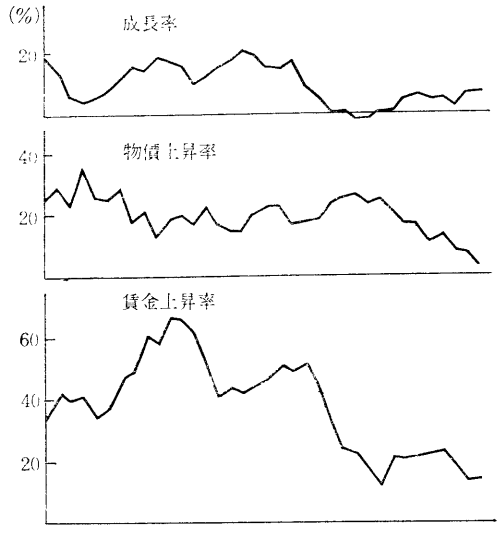
③ 通貨增加加速要因의 波及效果



價攪亂要因이 설명하는 부분은 각각 3.8퍼센트와 4.7퍼센트로 추정되었다.

分析結果를 정리하면 外生的 攪亂要因의 波及效果는 대체적으로 8分期 동안 지속되지만 波及效果의 대부분이 4分期 이내에 집중된다. 變數間의 作用關係를 보면 物價上昇率의 變動은 成長速度나 通貨增加 등 需要側面의 要因들보다는 주로 供給側面의 外生的 費用上昇要因에 의하여 설명되며, 物價上昇의 加速이 성장을 둔화시키는 효과는 상당히 크게 나타나고 있다. 通貨는 장기적으로 성장과 物價上昇에 따른 通貨需要增加를 收容하는 방향으로 運用되어 높은 增加勢를 유지한 가운데 中短期에 큰 변동을 보였다. 中短期에서 通貨增加의 변동은 부분적으로 景氣變動이나 物價上昇을 완화하기 위한 通貨運用을 반영하고 있지만, 거의 대부분이 經濟動向과 큰 관련이 없는 通貨部門의 攪亂要因에 의한 변동이었음이 나타나고 있다. 中短期에 通貨增加가 큰 변동을 보였음에도 성장과 物價變動에 미친 효과는 극히 적었다. 作用關係에서 상대적 영향력이 큰 側面만 고려하면, 變數間의 因果方向이 분명해진다. 장기적으로 성장과 物價上昇이 通貨增加를 결정하며 中短期에서는 外生的 費用上昇要因으로 인한 物價上昇이 성장을 둔화시킨다.

〔圖 3〕 分期別 成長·物價·賃金上昇率의 推移
(非農業企業部門 : 1974~80)



2. 非農業企業部門의 成長·物價·賃金

前項의 分析結果를 고려하여 本項에서는 通貨變數를 제외하고 成長·物價·賃金間의 作用關係를 分析하였다. 賃金時系列 이용상의 제약으로 1974~82년 기간중 非農業企業部門의 時系列資料를 이용하였다. 1974~82년 기간중 非農業企業部門의 分期別 國內總生産은 前年同分期와 비교한 年率로 9.6퍼센트의 成長勢를 나타냈으며 기간중 分期別 成長率은 평균 6.3퍼센트「포인트」의 변동을 보였다[8]. 分期末 物價는 年率로 평균 19.8퍼센트의 上昇勢를 지속했으며, 기간중 分期別 上昇率의 변동은 평균 6.4퍼센트「포인트」였다. 分期末 賃金은 年率로 평균 38.5퍼센트의 급격한 上昇勢를 보였으며 分期別 上昇率은 기간중 평균 15.8퍼센트「포인트」의 변동을 나타냈다[9].

非農業企業部門 내에서 外生的 成長攪亂要

8) 非農業企業部門의 국내총생산은 産業別 국내총생산계정의 農林水産業, 公共行政 및 국방, 주택소유, 사회서비스부문 등 4개부문의 국내총생산이 제외된 것임.
9) 賃金時系列의 출처는 「매월노동통계조사보고서」임.

因이 成長에 미친 직접적인 효과는 3.3퍼센트「포인트」로 추정되었다. 1分期에 발생한 3.3퍼센트의 成長攪亂要因이 成長에 미치는 波及效果는 2分期의 2.6퍼센트「포인트」加速에서 서서히 감소하여 20分期 이상 지속된다. 物價上昇에 미치는 波及效果는 2~3分期의 上昇鈍化 후에 5~16分期의 上昇加速으로 나타나지만 각 分期의 변동은 0.2퍼센트「포인트」미만이었다. 그러나 賃金上昇에 미치는 波及效果는 지속적이고 대폭적인 賃金上昇加速으로 나타났다. 賃金上昇은 3~9分期에 3.6~4.6퍼센트「포인트」 加速되며 이후에도 波及效果는 서서히 감소하여 20分期 이상 지속된다.

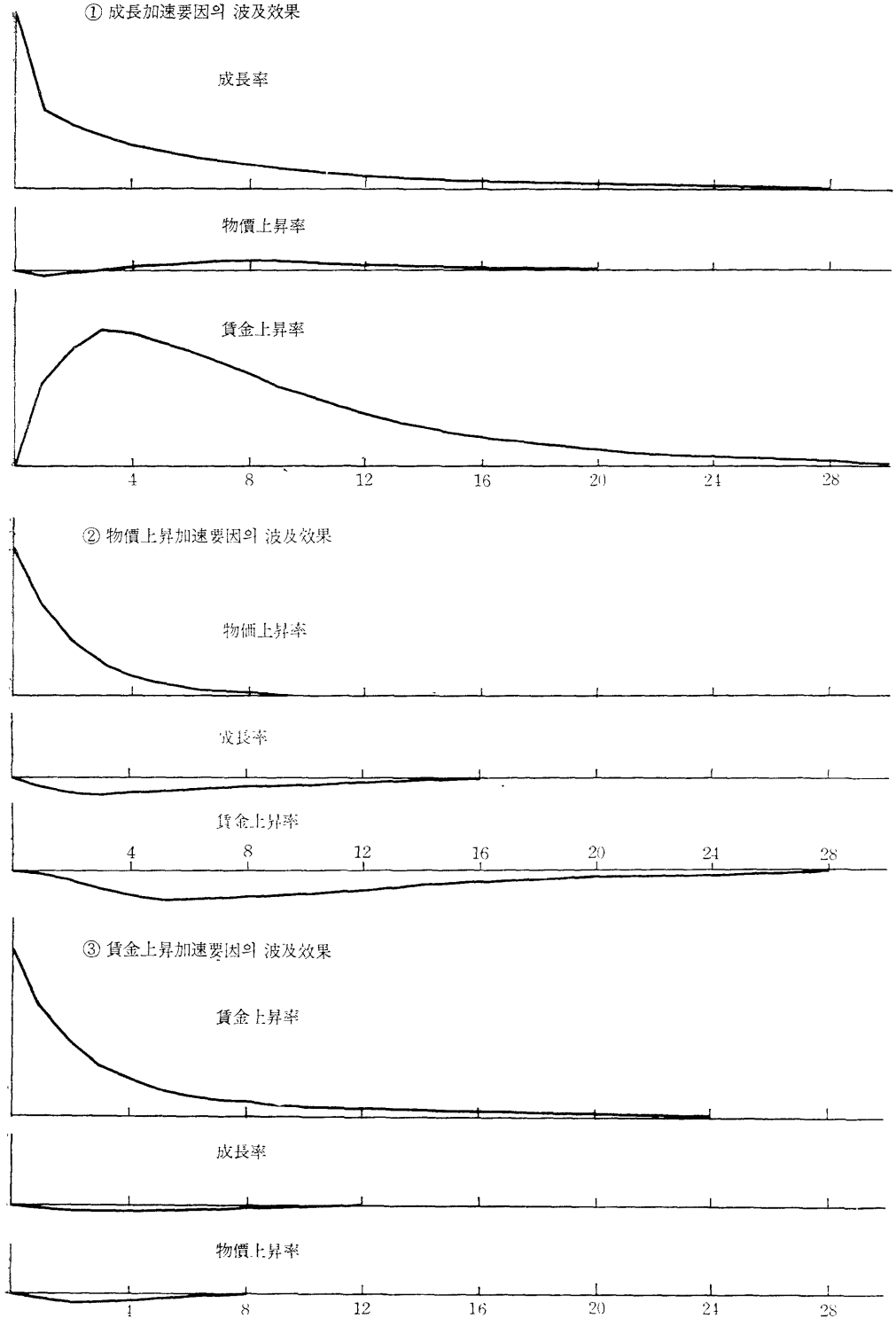
外生的 物價攪亂要因이 物價上昇에 미친 직접적인 效果는 5.0퍼센트「포인트」로 추정되었다. 1分期에 발생한 5퍼센트의 物價攪亂要因이 物價上昇에 미치는 波及效果는 2分期의 3.1퍼센트「포인트」加速에서 점차 감소하여 8分期 이후에 소멸된다. 성장에 미치는 波及效果는 成長鈍化로 나타나며 15分期 지속되나 각 分期에 0.5퍼센트「포인트」미만의 加速에 불과하다. 賃金上昇에 미치는 波及效果는 賃金上昇鈍化로 나타나며 3分期의 0.3퍼센트「포인트」둔화에서 7~8分期의 1퍼센트「포인트」둔화로 증가한 후 점차 감소하여 15分期 이후에 소멸된다.

外生的 賃金攪亂要因이 賃金上昇에 미친 직접적인 효과는 5.7퍼센트「포인트」로 추정되었다. 1分期에 발생한 5.7퍼센트의 賃金攪亂要因이 賃金上昇에 미치는 波及效果는 2分期의 3.6퍼센트「포인트」加速에서 서서히 감소하여 16分期 지속된다. 成長과 物價上昇에 미치는 波及效果는 成長鈍化와 物價上昇鈍化로 나타나며 8分期 지속하나 각 分期의 변동은 0.1퍼센트「포인트」이하에 지나지 않는다.

變數들의 時系列變動에서 攪亂要因別 比重을 보면 成長率의 변동은 成長攪亂要因에 의하여 97.9퍼센트가 설명되고 物價上昇의 변동은 物價攪亂要因에 의하여 99.0퍼센트「포인트」가 설명된다. 賃金上昇의 변동은 成長攪亂要因에 의하여 86.7퍼센트, 賃金攪亂要因에 의하여 11.2퍼센트가 설명되며 物價攪亂要因에 의한 변동은 2.1퍼센트에 불과하다.

장기적으로 實質賃金上昇은 生産增加를 上廻할 수 없으며, 生産性增加를 초과하는 賃金上昇은 결국 物價上昇으로 흡수될 것이다. 또한 장기적으로 物價上昇은 결국 賃金上昇에 반영될 것이다. 그러나 中短期에 外生的인 賃金攪亂要因이나 勞動市場의 超過需要에 의한 賃金上昇의 加速은 物價上昇이나 成長鈍化의 原因이 될 수 있으며 賃金과 物價間의 連鎖反應에 의하여 物價와 賃金의 上昇勢가 加速될 가능성이 있다. 분석대상기간중 賃金은 生産性增加와 物價上昇이 결정하는 長期上昇勢를 크게 上廻하는 급격한 上昇을 나타냈다. 급격한 賃金上昇은 주로 短期의 成長加速이 대폭적인 賃金上昇을 지속시킨 결과로 나타났다. 物價上昇의 加速은 부분적으로 賃金上昇의 加速을 억제한 요인으로 작용하였으며 外生的 賃金攪亂要因도 波及效果面에서나 賃金變動의 설명에서 成長加速要因에 비하여 상대적 중요성이 매우 작은 것으로 나타났다. 급격한 賃金上昇에도 불구하고, 中短期에 賃金上昇의 加速이 成長鈍化나 物價上昇加速에 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 이러한 分析結果는 前項의 결과와 일치한다 하겠다. 物價上昇의 加速은 성장을 둔화시키고, 賃金上昇의 加速을 억제한 것으로 보인다. 장기적으로 물가

〔圖 4〕 外生的 攪亂要因에 대한 成長·物價·賃金의 反應
(非農業企業部門)



상승은 결국 賃金引上에 반영되겠지만 中短期에는 乖離가 있어 實質賃金이 저하될 수 있다. 物價上昇의 加速으로 인한 成長鈍化에 따라 景氣變動의 收縮局面에서 나타나는 勞動生產性 增加鈍化 現象이 나타나며, 物價上昇의 加速에 수반된 交易條件 惡化가 勞動生產物의 實質價値를 저하시킨다. 또한 利潤率 低下와 金融費用 增加에 따른 企業財務狀態의 악화도 賃金引上을 억제하는 요인으로 작용할 것이다[10]. 賃金上昇은 高成長過程에서 勞動市場에 超過需要가 常存하는 가운데 短期의 成長加速에 따른 需要壓迫에 의하여 가속되었기 때문에 賃金引上이 價格引上으로 轉嫁되지 않은 것으로 보인다.

3. 部門別 物價 및 賃金

前項에서는 總量變數間의 作用關係를 분석하기 위하여 편의상 物價攪亂要因을 輸入物價上昇으로 설명하고, 賃金上昇의 변동과 관련된 成長攪亂要因은 勞動市場의 需要壓迫으로 설명하였다. 그러나 總量變數間의 作用關係에서는 식별될 수 없는 構造的 要因에 의한 攪亂要因이 있을 수 있다. 成長過程에서 構造變化는 部門間 需要 및 供給彈力性의 차이로 인하여 相對價格變化를 수반한다. 供給의 價格彈力性이 작은 農產物의 相對價格이나 需要의 所得彈力性이 큰 서비스部門의 相對價格이 증가하여 勞動生產物價値가 증가함으로써 賃金上昇이 生產性增加를 上廻할 수 있다. 相對價格變化가 斷續的으로 진행되어 초기의 변화가 攪亂要因으로 작용하고 下向硬直性으로 인한 個別價格의 上向調整을 통하여 相對價格이 調整되는 가운데 部門間 相互 上昇作用에 의하여 점진적으로 진행되면, 物價上昇이 지속될 수 있다. 勞動生產性 增加가 製造業部門의 新規設備投資에 의하여 斷續的으로 가속되면서 성장을 加速시키고, 勞動生產性 增加가 加速된 부문의 賃金上昇이 部門間 相互作用에 의하여 勞動生產性 增加가 느린 部門으로 점차 파급되어가면, 全產業의 平均賃金이 지속적으로 상승할 수 있다.

部門間 相互上昇作用은 價格決定行態와 이에 영향을 미치는 意思決定環境이나 構造的 要因들에서 비롯된다[11]. 장기에서는 相對價格의 변화에 의하여 需給不均衡이 調整되지만 단기에서는 모든 價格이 競爭市場原理와 같이 需給變動에 신속한 반응을 보이지 않으며 需給不均衡은 在庫變動으로 흡수된다. 獨寡占企業이 設定하는 價格이나 長期去來關係에서 契約 또는 默契에 의하여 형성되는 價格은 市場狀況이 크게 변동하지 않는 한 쉽게 變更되지 않는다. 產業別로 또는 企業單位의 內部勞動市場에서 勞使間의 協議에 의하여 결정되는 賃金도 같은 성격을 지닌다[12]. 이러한 價格決定行態는 經濟的 觀點에서 보면 利得이 적은 價格操作에 따르는 去來費用을 절감하여 去來當事者간의 이익을 증진시키는 합리적인 행위라 할 수 있다. 단기의 需給不均衡에 便乘한 일시적인 利潤追求보다는 長期去來關係의 유지에 의한 去來雙方의 利得이 고려된다. 제한된 市場情報로 인하여 生產費用과 適正利潤, 內部勞動市場에서 勞動서비스의 價値, 企業間, 部門間의 相對的 價格水準이나 賃金水準이 價

10) 交易條件 惡化로 인한 國民所得의 海外漏出에 관한 설명은 Denison(1981) 參照.
11) 價格의 非伸縮性을 초래하는 要因들에 대한 설명은 Okun(1975), Gordon(1981) 參照.
12) 內部勞動市場에 관해서는 Williamson, Wachter and Harris(1975) 및 Elbaum(1983) 參照.

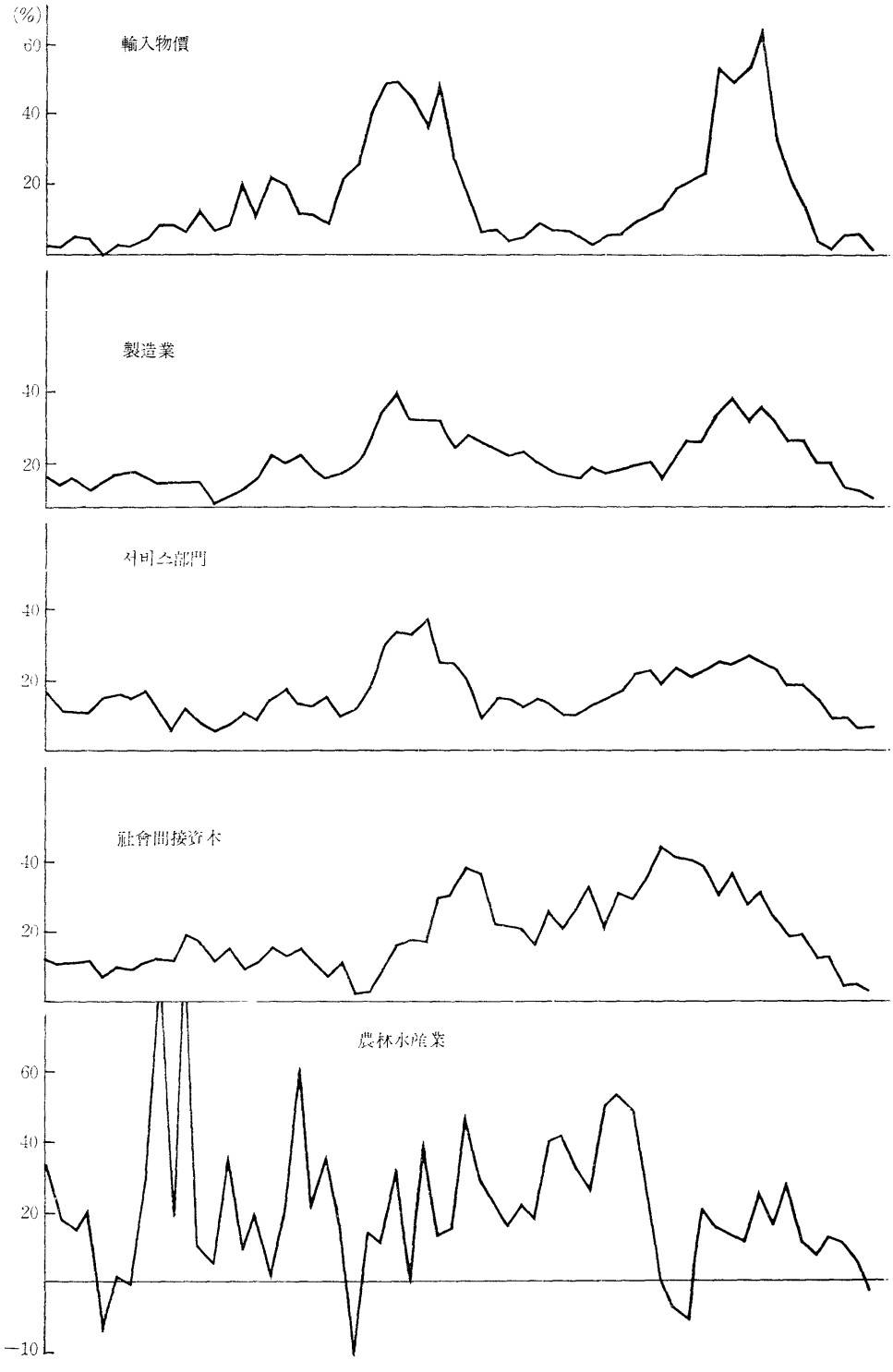
格과 賃金 決定의 중요한 기준이 된다. 이러한 價格·賃金決定行態는 外生的인 費用上昇要因이나 構造的 要因에 의한 斷續的인 相對價格變化를 계기로 物價上昇을 지속시킬 수 있는 內在的 要因으로 작용할 가능성이 있다[13]. 物價上昇의 변동에서 輸入物價變動의 寄與率를 추정하고 물가상승과 임금상승과정에서 부문간 相互上昇作用의 가능성을 분석하기 위하여 部門別 物價上昇率의 時系列 模型과 部門別 賃金上昇率의 時系列 模型을 추정하였다.

部門別 物價上昇率의 時系列分析에는 産業別 國內總生産 換價指數와 輸入物價의 時系列이 이용되었다. 1968~72년 기간중 部門別 物價의 前年同分期對比 上昇率의 변동은 다음과 같다. 輸入物價上昇率은 16.3퍼센트의 상승세를 중심으로 기간중 평균 16.9퍼센트「포인트」의 변동을 나타냈다. 製造業 物價上昇率은 13.7퍼센트의 상승세와 7.6퍼센트「포인트」의 변동을 나타냈으며 農林水産業 物價上昇率은 20.5퍼센트의 상승세와 20.5퍼센트「포인트」의 변동을, 서비스部門 物價上昇率은 16.3퍼센트의 상승세와 7.1퍼센트「포인트」변동을 그리고 社會間接資本部門 物價上昇率은 18.2퍼센트의 上昇勢와 10.5퍼센트「포인트」의 변동을 나타냈다. 推定 가능한 模型規模의 制約으로 3개의 4變數 時系列模型을 推定하고자 했으나, 推定過程에서 最適解로 수렴하는 경향이 나타나지 않아서 農林水産業 物價上昇率이 제외된 模型은 推定되지 않았다. 社會間接資本部門 物價上昇率이 제외된 模型이나 서비스部門 物價上昇率이 제외된 模型도 推定은 되었으나 *MA*係數들이 대체로 15分期 이후에 크게 증가하기 시작하여 發散하였다. 그러나 10分期 이내에서는 *MA*係數가 나타내는 時差構造가 의미있는 것으로 판단되고 前項의 分析結果에 의하면 物價攪亂要因의 波及效果가 8分期 이후에 소멸되었으므로, 10分期까지의 *MA*係數를 이용하여 變數들의 분산을 攪亂要因別 構成要素로 분해하였다.

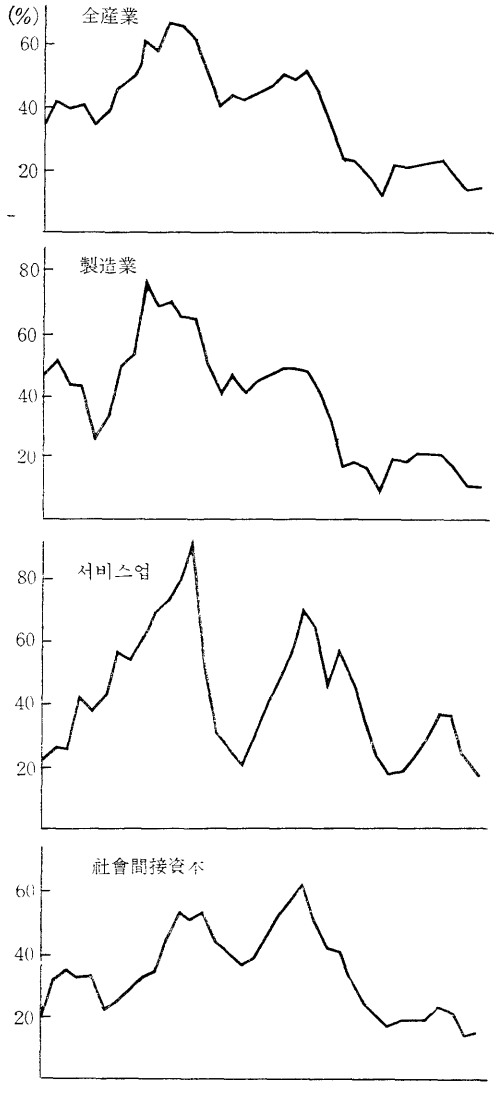
推定結果에 의하면, 輸入物價變動은 製造業 物價上昇率과 서비스部門 物價上昇率의 변동을 40~60퍼센트 설명하는 것으로 나타났다. 社會間接資本部門과 農林水産業의 物價上昇率의 변동은 部門內의 攪亂要因에 의하여 90퍼센트 이상이 설명되었고, 他部門의 物價上昇率의 변동에 미친 영향도 극히 적었다. 製造業과 社會서비스部門의 物價上昇率의 변동도 輸入物價變動으로 설명되지 않는 부분은 주로 部門內의 攪亂要因들에 의하여 설명되었다. 分析結果를 정리하면, 장기적으로는 構造變化에 따른 相對價格變化와 一般物價水準의 上昇에 의하여 部門別 物價上昇勢가 결정되나 中短期에서는 輸入物價變動이 製造業과 서비스部門의 物價上昇率의 변동을 50퍼센트 정도 설명하는 것 이외에는 部門別 物價上昇率 변동간에 規則性 있는 動態的인 作用關係가 나타나지 않았다. 이러한 分析結果는 3變數 時系列模型의 推定 결과와도 일치하였다. 變數의 組合에서 製造業과 서비스部門의 物價上昇率이 동시에 포함될 때 推定된 模型이 非安定的이었으며 推定된 模型이 안정적인 경우에도 中短期에서 部門別 物價上昇率 변동간에 뚜렷

13) 生産性增加가 높은 製造業部門에서 결정된 賃金上昇이 生産性增加가 느린 서비스部門에서 生産性增加를 상회하는 賃金上昇을 誘導하는 構造的 要因에 의하여 인플레가 招來된다는 見解에 관해서는 Maynard and Rijeckeghem(1976) 參照. 構造的要因을 需要側面要因 및 인플레期待와 동시에 고려하는 論理에 관해서는 Branson and Myrman(976) 및 Frish(1976) 參照.

〔圖 5〕 部門別 物價上昇率의 推移(1968~82)



〔圖 6〕 部門別 賃金上昇率의 推移(1974~82)



한 作用關係가 나타나지 않았다.

部門別 賃金上昇率의 時系列分析에서는 部門別 賃金上昇率間에 相互作用關係가 큰 것으로 나타났다. 1974~82년 기간중 각 部門에서 賃金은 급격히 上昇하였으며 기간중 上昇率은 큰 변동을 나타냈다. 製造業 賃金은 前年同分期末對比 年率로 평균 35.6퍼센트의 上昇을 나타냈으며 分期別 上昇率은 기간중 평균 18.6퍼센트「포인트」의 변동을 보였다. 서비스部門 賃金은 年率로 평균 43.5퍼센트의 上昇을 나타냈고 分期別 上昇率은 19.6퍼센트「포인트」의 변동을 보였다. 社會間接資本部門 賃金은 年率 34.7퍼센트의 上昇을 나타냈으며 分期別 上昇率은 13.6퍼센트「포인트」의 변동을 보였다.

製造業 賃金攪亂要因이 製造業 賃金上昇의 변동에 미친 직접적인 효과는 평균 8.4퍼센트「포인트」로 推定되었다. 1分期에 발생한 8.4퍼센트의 製造業 賃金攪亂要因이 製造業 賃金上昇에 미친 波及效果는 2分期의 8.6퍼센트「포인트」加速으로 增幅된 후 10分期까지 서서히 감소되며 12~20分期에 0.1~1.1퍼센트「포인트」둔화로 나타났다. 社會間接資本部門 賃金上昇에 미친 波及效果는 5分期의 4.8퍼센트「포인트」加速을 頂點으로 서서히 감소하여 15~20分期중에 0.1~0.6퍼센트「포인트」둔화로 나타났다. 서비스部門 賃金上昇에 미친 波及效果는 4~5分期의 4.6퍼센트「포인트」 加速을 頂點으로 서서히 감소하여 14~20分期에 0.1~0.7퍼센트「포인트」둔화로 나타났다.

社會間接資本部門 賃金攪亂要因이 部門內에서 賃金上昇의 변동에 미친 직접적인 효과는 평균 5.9퍼센트로 推定되었다. 1分期에 발생한 5.9퍼센트의 攪亂要因이 部門내에서 賃金上昇에 미친 波及效果는 5分期까지 점차 감소하여 6~20分期에는 0.1~1.6퍼센트「포인트」둔화로 나타났다. 製造業 賃金上昇에 미친 효과는 2~15分期에서 0.2~3.5퍼센트「포인트」둔화로 나타났다. 서비스部門 賃金上昇에 미친 波及效果도 2~17分期에서 0.1~2.6퍼센트「포인트」둔화로 나타났다.

서비스部門 賃金攪亂要因이 部門內에서 賃

金上昇의 변동에 미친 직접적인 효과는 평균 11.3퍼센트「포인트」로 推定되었다. 1分期에 발생한 11.3퍼센트의 攪亂要因이 部門內에서 賃金上昇에 미친 波及效果는 2分期의 7.4퍼센트「포인트」 加速에서 서서히 감소하여 20分期 이상 지속하였다. 製造業 賃金上昇에 미친 효과는 2~6分期의 0.1~0.8퍼센트「포인트」둔화로 나타난 후 7~20分期에 0.1~0.9퍼센트「포인트」 加速으로 나타났다. 社會間接資本部門 賃金上昇에 미친 波及效果는 2~11分期에 0.1~1.8퍼센트「포인트」둔화로 나타난 후 12~20分期에 0.1~0.4퍼센트「포인트」 加速으로 나타났다.

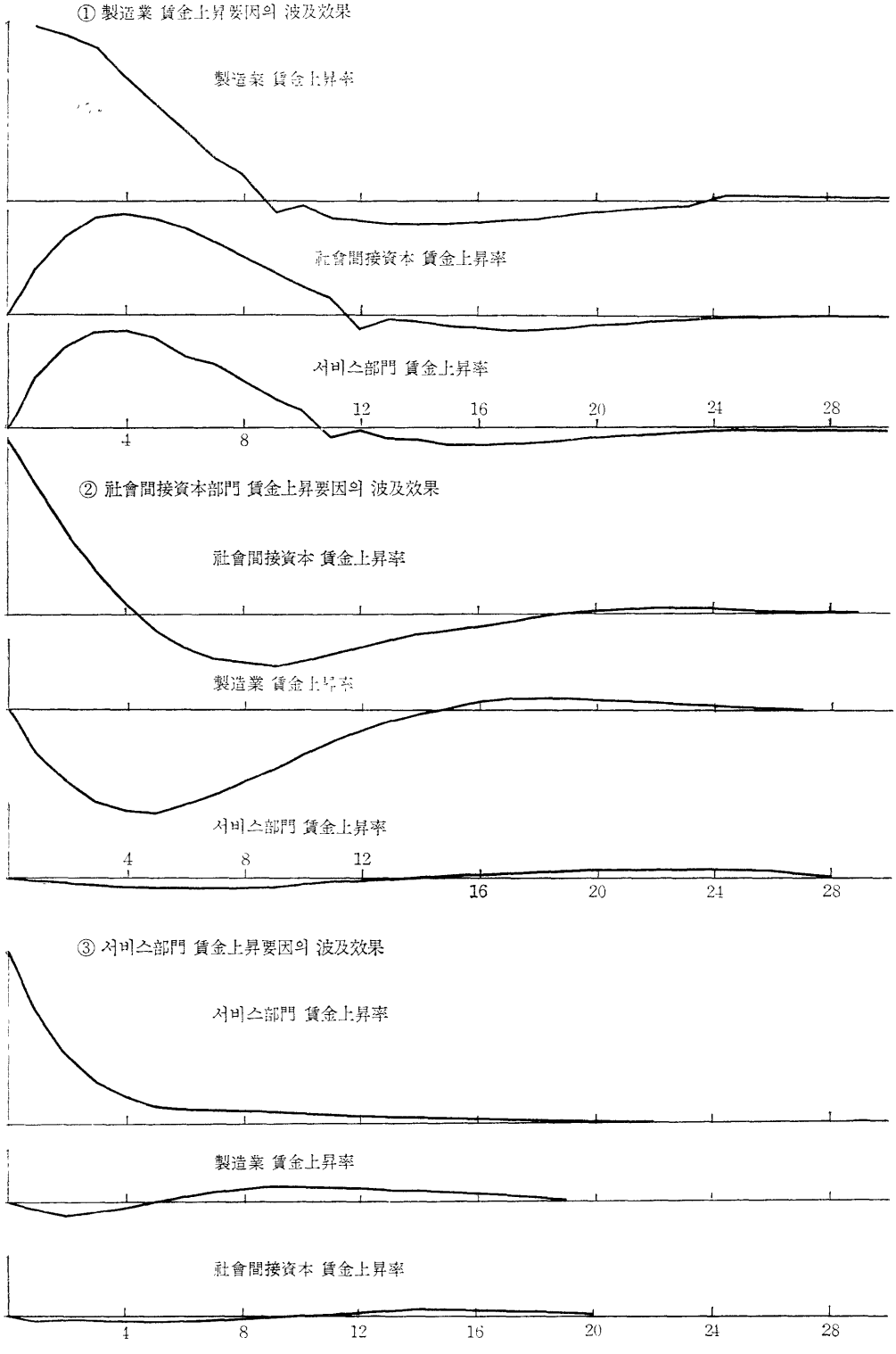
變數들의 分散을 攪亂要因別 構成要素로 분해한 결과를 보면, 製造業 賃金上昇의 변동은 68.0퍼센트가 部門內의 攪亂要因에 의하여 31.2퍼센트가 社會間接資本部門 賃金攪亂要因에 의하여 설명되며, 서비스部門 賃金攪亂要因에 의해서는 거의 영향을 받지 않은 것으로 나타났다. 社會間接資本部門 賃金上昇의 변동은 44.3퍼센트가 製造業 賃金攪亂要因으로 52.6퍼센트가 部門內의 賃金攪亂要因으로 설명되고 서비스部門 賃金攪亂要因에 의한 변동은 3.1퍼센트에 불과했다. 서비스部門 賃金上昇의 변동은 製造業 賃金攪亂要因에 의하여 34.4퍼센트, 社會間接資本部門 賃金攪亂要因에 의하여 29.0퍼센트, 그리고 部門內의 賃金攪亂要因에 의하여 36.7퍼센트가 설명되었다.

分析結果를 정리하면, 製造業部門內에서 加速된 賃金上昇이 部門內에서나 他部門의 賃金上昇을 加速시키는 波及效果는 대폭적이고 지속적인 것으로 나타났다. 波及效果는 10分期 이상 지속하여 累積效果가 中期에서 급격한 上昇으로 나타나며, 이에 대한 反動으로 15分期 이후에 상당 기간동안 賃金上昇의 둔화가 지속된다. 製造業部門內에서 賃金上昇이 加速되는 波及效果는 10分期 지속되나 他部門에서는 4~5分期의 時差가 있어서 全産業의 平均賃金은 15分期 동안 上昇勢를 지속하는 것으로 나타난다. 서비스部門에서 加速된 賃金上昇은 部門內에서의 波及效果는 크지만 他部門 賃金上昇의 변동에는 영향을 미치지 않은 것으로 나타난다. 社會間接資本部門의 賃金上昇은 製造業部門에서 加速된 賃金上昇에 의하여 크게 加速되지만, 社會間接資本部門內에서 加速된 賃金上昇의 波及效果는 他部門 賃金上昇의 둔화로 나타났다. 이러한 결과는 高物價·低成長 환경에서 公共部門 賃金에 특유한 時系列變動行態나 海外建設輸出에 관련된 賃金上昇 變動에 인한 것으로 추측되어 部門別 賃金間의 相互作用關係에 의한 단순한 해석은 어려운 것으로 판단된다.

本項의 分析結果는 部門別 物價間의 作用關係와 部門別 賃金間의 作用關係를 분석하기 위하여 각 部門內에서 物價變動이나 賃金變動과 관련된 큰 生産, 雇傭, 在庫, 生産性 등의 효과가 고려되지 않았으므로 部門別 物價나 賃金의 변동의 일부만을 설명한 것이다. 또한 部門別 物價나 賃金間의 長期趨勢에서의 作用關係도 설명이 되지 않고 있다.

그러나 製造業 賃金上昇의 加速이 他部門의 賃金上昇을 加速시키는 波及效果는 時系列資料의 변동에 관한 설명력이 매우 크다 하겠다.

〔圖 7〕 部門別 賃金上昇要因의 波及效果



Ⅳ. 要約 및 結言

石油波動에 대한 適應過程에서 主要總量變數間의 動態的인 作用關係를 이해하는 데 도움이 되는 資料를 얻기 위하여 作用關係의 動學的 性格을 규정하는 因果方向이나 時差分布形態에 관한 事前制約이 最小化된 時系列模型을 추정하였다. 추정가능한 模型規模上의 제약으로 인하여 作用關係를 여러 斷面에서 分析했으나, 각 斷面에서의 推定結果가 示唆하는 作用關係의 特性들간에 일관성이 나타났다. 分析結果가 시사하는 作用關係의 特性은 다음과 같이 要約될 수 있다.

物價上昇率의 변동은 成長速度나 通貨增加率의 변동 등 需要側面의 要因들보다는 주로 供給側面의 外生的 費用上昇要因(輸入物價騰貴)에 의하여 설명되며 物價上昇의 加速은 성장을 둔화시켰다. 通貨는 장기적으로 성장과 物價上昇에 따른 通貨需要增加를 收容하는 방향에서 運用되어 높은 增加勢를 유지한 가운데 中短期에서 큰 변동을 보였다. 中短期通貨增加率의 변동은 부분적으로 景氣變動이나 物價上昇을 완화하기 위한 通貨運用을 반영하고 있지만 거의 대부분이 經濟動向과 관련이 적은 通貨部門內의 攪亂要因에 의한 변동이었다. 中短期에서 通貨增加率이 큰 변동을 보였으나 성장과 物價上昇의 中短期變動에 미친 영향은 극히 작았다.

70년대 中盤 이후 賃金上昇이 크게 加速되어 物價上昇과 生產性增加를 上廻하였다. 持續的인 賃金上昇의 加速은 주로 中短期의 成長加速이 賃金上昇에 미치는 波及效果에 의한 것으로 설명된다. 物價上昇의 加速은 효과는 미약하지만 오히려 간접적인 효과에 의하여 賃金上昇을 억제하였다. 物價上昇의 加速에 수반된 交易條件의 악화로 勞動生產物의 實質價値가 저하하였으며, 物價上昇으로 인한 成長鈍化過程에서 景氣循環收縮局面의 勞動生產性 增加鈍化現象이 나타나고 利潤減少와 金融費用增加에 따른 企業財務狀態의 악화가 賃金引上을 억제한 요인으로 작용한 것으로 보인다. 급격한 賃金上昇이 中短期에 성장을 둔화시키거나 物價上昇을 가속시킨 효과는 발견되지 않았다. 實物要因으로 인한 高成長過程에서 勞動市場에 超過需要가 常存한 가운데 中短期의 成長加速에 따른 需要壓迫에 의하여 賃金上昇이 加速되었기 때문에 賃金引上이 價格上昇으로 轉嫁되지 않은 것으로 보인다. 中短期 成長加速의 波及效果로 賃金上昇이 加速되는 과정에서 賃金決定行態와 構造的 要因에서 비롯되는 部門間 相互上昇作用에 의하여 成長加速의 賃金上昇에 미친 波及效果가 增幅된 것으로 보인다.

이상의 分析結果는 長期趨勢를 중심으로 한 中短期 循環變動過程에서의 作用關係에 관한 것으로 長期的인 趨勢變動上의 作用關係에 관한 分析結果와 비교하여 이해되어야 할 것이다. 또한 本稿의 分析結果는 物價와 賃金의 時系列變動에서 部門間 相互上昇作用의 가능성을 추측할 수 있는 정도에 지나지 않으며 微視的인 수준에서 價格決定行態에 관한 연구가 바람직하다[14].

14) Leibenstein(1981) 參照.

〔附 錄〕

時系列模型은 *SAS/ETS*(Statistical Analysis System/Econometrics and Time Series)의 STATESPACE procedure를 이용하여 推定되었다. STATESPACE procedure에 의하여 추정된 狀態空間模型을 *ARMA*模型과 *MA*模型으로 變換하고 *MA*模型으로부터 아래의 式을 이용하여 各 變數의 分散의 攪亂要因別 構成要素로 分解하였다.

(2)의 成長率式

$$y_t = \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{t-\theta}^{yy}\varepsilon_{t-\theta}^{y} + \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{t-\theta}^{yp}\varepsilon_{t-\theta}^{p} + \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{t-\theta}^{ym}\varepsilon_{t-\theta}^{m} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots ①$$

으로부터 成長率 y_t의 分散은 攪亂要因들이 確率的으로 무관할 때 攪亂要因들의 分散의 合으로 나타낼 수 있다.

$$Var(y_t) = Var(\varepsilon_t^y)\left\{\sum_{\theta=0}^{\infty}(b_{t-\theta}^{yy})^2\right\} + Var(\varepsilon_t^p)\left\{\sum_{\theta=0}^{\infty}(b_{t-\theta}^{yp})^2\right\} + Var(\varepsilon_t^m)\left\{\sum_{\theta=0}^{\infty}(b_{t-\theta}^{ym})^2\right\} \quad \cdots\cdots ②$$

같은 分期의 攪亂要因들간에 상관관계가 있었으나 오지 않았으므로 무시하였고 실제 계산에서는 45分期까지의 攪亂要因들을 고려하였다.

5개의 時系列模型들은 모두 *AR*(1)으로 推定되었고 그 결과는 다음과 같다.

1. 成長·物價·通貨

y_t : t分期의 經常 GDP 增加率

p_t : t分期의 物價上昇率

m_t : t分期의 通貨增加率

ε_t^y : y_t의 攪亂要因

ε_t^p : p_t의 攪亂要因

ε_t^m : m_t의 攪亂要因

$x_t' = (y_t, p_t, m_t)$, $\varepsilon_t' = (\varepsilon_t^y, \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^m)$

1) *ARMA*模型

$$x_t = \begin{bmatrix} 0.576, & 0.093, & 0.125 \\ 0.146, & 0.563, & 0.003 \\ -0.116, & -0.193, & 0.595 \end{bmatrix} x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$E[\varepsilon_t\varepsilon_t'] = \begin{bmatrix} 0.0030, & 0.0009, & 0.0001 \\ 0.0009, & 0.0020, & -0.0009 \\ 0.0001, & -0.0009, & 0.0110 \end{bmatrix}$$

2) *MA*模型의 係數

k	y_t			p_t			m_t		
	$\varepsilon_{t-k}^{\theta}$	ε_{t-k}^{p}	ε_{t-k}^{m}	ε_{t-k}^{y}	ε_{t-k}^{p}	ε_{t-k}^{m}	ε_{t-k}^{y}	ε_{t-k}^{p}	ε_{t-k}^{m}
0	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000
1	0.430	−0.470	0.122	0.146	0.563	0.003	−0.116	−0.193	0.595
2	0.102	−0.490	0.123	0.144	0.247	0.021	−0.147	−0.168	0.339
3	−0.042	−0.347	0.084	0.095	0.067	0.031	−0.127	−0.091	0.183
4	−0.078	−0.192	0.044	0.047	−0.013	0.030	−0.089	−0.027	0.093
5	−0.067	−0.079	0.016	0.014	−0.035	0.023	−0.053	0.008	0.044
6	−0.042	−0.016	0.001	−0.001	−0.031	0.015	−0.026	0.021	0.020
7	−0.020	0.010	−0.004	−0.007	−0.020	0.009	−0.010	0.020	0.008
8	−0.006	0.016	−0.005	−0.007	−0.009	0.004	−0.002	0.015	0.003

k	y_t			p_t			m_t		
	$\varepsilon^{\theta}_{t-k}$	ε^{p}_{t-k}	ε^{m}_{t-k}	ε^{y}_{t-k}	ε^{p}_{t-k}	ε^{m}_{t-k}	ε^{y}_{t-k}	ε^{p}_{t-k}	ε^{m}_{t-k}
9	0.000	0.013	−0.003	−0.004	−0.003	0.018	0.000	0.008	0.002
10	0.002	0.008	−0.002	−0.002	0.000	0.000	−0.013	0.004	0.001
11	0.002	0.003	−0.001	−0.001	0.001	0.000	−0.010	0.001	0.000
12	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

2. 非農業企業部門의 成長・物價・賃金

y_t : t分期의 經常 GDP增加率(非農業企業部門)

p_t : t分期의 物價上昇率(非農業企業部門)

w_t : t分期의 賃金上昇率(非農業企業部門)

ε^{y}_{t} : y_t의 攪亂要因

ε^{p}_{t} : p_t의 攪亂要因

ε^{w}_{t} : w_t의 攪亂要因

$$z'_t=(y_t, p_t, w_t),\quad \varepsilon'_t=(\varepsilon^{y}_{t}, \varepsilon^{p}_{t}, \varepsilon^{w}_{t})$$

1) $ARMA$模型

$$z_t=\begin{bmatrix} 0.802, & -0.062, & 0.018 \\ -0.028, & 0.620, & 0.022 \\ 0.864, & -0.055, & 0.652 \end{bmatrix} z_{t-1}+\varepsilon_t$$

$$E[\varepsilon_t\varepsilon'_t]=\begin{bmatrix} 0.00110, & -0.0002, & 0.0003 \\ -0.00020, & 0.0020, & 0.0010 \\ 0.00025, & 0.0010, & 0.0030 \end{bmatrix}$$

2) MA模型의 係數

k	y_t			p_t			w_t		
	ε^{y}_{t-k}	ε^{p}_{t-k}	ε^{w}_{t-k}	ε^{y}_{t-k}	ε^{p}_{t-k}	ε^{w}_{t-k}	ε^{y}_{t-k}	ε^{p}_{t-k}	ε^{w}_{t-k}
0	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000
1	0.802	−0.062	0.018	−0.028	0.620	0.022	0.864	−0.005	0.652
2	0.660	−0.088	0.024	−0.020	0.386	0.027	1.256	−0.059	0.440
3	0.553	−0.095	0.026	−0.003	0.240	0.026	1.389	−0.117	0.308
4	0.469	−0.093	0.024	0.012	0.149	0.022	1.384	−0.160	0.223
5	0.400	−0.087	0.022	0.025	0.091	0.017	1.308	−0.186	0.167
6	0.343	−0.079	0.020	0.033	0.055	0.014	1.198	−0.197	0.128
7	0.294	−0.070	0.017	0.037	0.032	0.011	1.077	−0.197	0.100
8	0.253	−0.062	0.015	0.038	0.017	0.008	0.957	−0.189	0.080
9	0.218	−0.054	0.013	0.037	0.008	0.006	0.842	−0.177	0.065
10	0.187	−0.047	0.011	0.035	0.002	0.005	0.737	−0.166	0.054
11	0.161	−0.040	0.009	0.033	−0.000	0.004	0.643	−0.146	0.045
12	0.139	−0.035	0.008	0.030	−0.002	0.003	0.558	−0.131	0.037
13	0.119	−0.030	0.007	0.027	−0.003	0.002	0.484	−0.116	0.031
14	0.103	−0.027	0.006	0.024	−0.003	0.002	0.419	−0.102	0.026
15	0.088	−0.022	0.005	0.021	−0.003	0.001	0.362	−0.089	0.022
16	0.076	−0.019	0.004	0.018	−0.003	0.001	0.312	−0.078	0.019
17	0.065	−0.016	0.003	0.016	−0.003	0.001	0.269	−0.067	0.016
18	0.056	−0.014	0.003	0.014	−0.003	0.000	0.232	−0.058	0.014
19	0.048	−0.012	0.002	0.012	−0.002	0.000	0.200	−0.051	0.020
20	0.040	−0.010	0.002	0.010	−0.002	0.000	0.172	−0.044	0.010

3. 部門別 物價

p_t^m : t分期의 製造業部門 物價上昇率

p_t^i : t分期의 輸入 物價上昇率

p_t^a : t分期의 農業部門 物價上昇率

p_t^s : t分期의 서비스部門 物價上昇率

p_t^c : t分期의 社會間接資本部門 物價上昇率

ε_t^m : p_t^m의 攪亂要因

ε_t^i : p_t^i의 攪亂要因

ε_t^a : p_t^a의 攪亂要因

ε_t^s : p_t^s의 攪亂要因

ε_t^c : p_t^c의 攪亂要因

$p_t^{1\prime}=(p_t^m, p_t^i, p_t^a, p_t^s)$, $\varepsilon_t^{1\prime}=(\varepsilon_t^m, \varepsilon_t^i, \varepsilon_t^a, \varepsilon_t^s)$

$p_t^{2\prime}=(p_t^m, p_t^i, p_t^c, p_t^a)$, $\varepsilon_t^{2\prime}=(\varepsilon_t^m, \varepsilon_t^i, \varepsilon_t^c, \varepsilon_t^a)$

1) *ARMA*模型

①

$$p_t^1=\begin{bmatrix} 0.521, & 0.114, & -0.027, & 0.167 \\ -0.414, & 0.855, & -0.017, & 0.416 \\ 0.316, & -0.177, & 0.157, & 0.013 \\ 0.026, & 0.096, & -0.054, & 0.644 \end{bmatrix} p_{t-1}^1+\varepsilon_t^1$$

$$E[\varepsilon_t^1\varepsilon_t^{1\prime}]=\begin{bmatrix} 0.0012, & 0.0017, & -0.0001, & 0.0005 \\ 0.0017, & 0.0080, & -0.0020, & 0.0010 \\ -0.0001, & -0.0020, & 0.0470, & -0.0000 \\ 0.0005, & 0.0010, & -0.0000, & 0.0010 \end{bmatrix}$$

②

$$p_t^2=\begin{bmatrix} 0.604, & 0.135, & 0.033, & -0.028 \\ -0.110, & 0.877, & -0.042, & -0.016 \\ -0.058, & 0.028, & 0.793, & 0.029 \\ 0.380, & -0.194, & -0.069, & 0.159 \end{bmatrix} p_{t-1}^2+\varepsilon_t^2$$

$$E[\varepsilon_t^2\varepsilon_t^{2\prime}]=\begin{bmatrix} 0.0012, & 0.0010, & 0.0007, & -0.0001 \\ 0.0018, & 0.0080, & 0.0007, & -0.0025 \\ 0.0007, & 0.0007, & 0.0040, & 0.0010 \\ -0.0001, & -0.0025, & 0.0010, & 0.0400 \end{bmatrix}$$

2) MA模型의 係數

k	p_t^m				p_t^i				p_t^a				p_t^s			
	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^a	ε_t^s	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^a	ε_t^s	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^a	ε_t^s	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^a	ε_t^s
0	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
1	1.225	0.114	−0.027	0.167	−0.414	1.559	−0.017	0.416	0.316	−0.177	0.861	0.013	0.026	0.096	−0.054	1.348
2	1.416	0.257	−0.048	0.359	−0.855	2.158	−0.040	0.847	0.510	−0.266	0.958	−0.001	−0.008	0.224	−0.083	1.741
3	1.549	0.425	−0.069	0.574	−1.33	2.76	−0.065	1.300	0.679	−0.339	1.065	−0.013	−0.078	0.372	−0.110	2.136
4	1,593	0.607	−0.091	0.804	−1.822	3.314	−0.091	1.762	0.831	−0.402	1.124	−0.022	−0.174	0.534	−0.136	2.485
5	1.518	0.794	−0.111	1.035	−2.305	3.759	0.116	2.208	0.954	−0.450	1.110	−0.028	−0.290	0.699	−0.160	2.740
6	1.296	0.971	−0.127	1.249	−2.736	4.026	−0.139	2.599	1.034	−0.476	0.999	−0.032	−0.420	0.856	−0.177	2.846
7	0.899	1.121	−0.139	1.423	−3.069	4.038	−0.156	2.890	1.050	−0.469	0.772	−0.033	−0.555	0.989	−0.184	2.751
8	0.308	1.122	−0.142	1.531	−3.245	3.719	−0.166	3.026	0.985	−0.421	0.414	−0.031	−0.685	1.079	−0.179	2.399
9	−0.483	1.252	−0.134	1.544	−3.204	2.997	−0.165	2.952	0.817	−0.324	−0.086	−0.025	−0.798	1.106	−0.157	1.744
10	−1.472	1.187	−0.112	1.433	−2.885	1.809	−0.149	2.610	0.532	−0.171	−0.728	−0.015	−0.878	1.050	−0.116	0.747

k	p_t^m				p_t^i				p_t^c				p_t^a			
	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^c	ε_t^a	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^c	ε_t^a	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^c	ε_t^a	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^c	ε_t^a
0	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
1	0.276	0.135	0.033	−0.028	−0.110	0.549	−0.042	−0.016	−0.058	0.028	0.465	0.029	0.380	−0.194	−0.068	−0.169
2	0.095	0.162	0.031	−0.013	−0.130	0.424	−0.058	−0.009	−0.054	0.024	0.319	0.019	0.190	−0.087	−0.022	0.080
3	0.060	0.158	0.022	−0.006	−0.125	0.382	−0.068	−0.006	−0.046	0.019	0.277	0.013	0.095	−0.036	−0.002	0.010
4	0.056	0.149	0.013	−0.004	−0.116	0.359	−0.073	−0.005	−0.041	0.015	0.257	0.011	0.065	−0.021	0.002	0.040
5	0.056	0.139	0.006	−0.004	−0.107	0.339	−0.077	−0.005	−0.037	0.013	0.243	0.010	0.057	−0.017	0.002	0.046
6	0.056	0.131	0.001	−0.004	−0.100	0.322	−0.078	−0.005	−0.034	0.011	0.230	0.009	0.054	−0.016	0.001	0.046
7	0.056	0.123	−0.002	−0.004	−0.093	0.306	−0.078	−0.005	−0.031	0.009	0.218	0.008	0.052	−0.016	0.000	0.044
8	0.055	0.116	−0.004	−0.004	−0.087	0.291	−0.078	−0.005	−0.029	0.008	0.207	0.008	0.050	−0.015	0.000	0.042
9	0.053	0.110	−0.006	−0.004	−0.082	0.277	−0.076	−0.005	−0.027	0.007	0.197	0.008	0.048	−0.015	−0.001	0.040
10	0.052	0.104	−0.007	−0.004	−0.077	0.264	−0.073	−0.005	−0.025	0.007	0.187	0.007	0.046	−0.014	−0.001	0.038

4. 部門別 賃金

w_t^m : t分期의 製造業部門 賃金上昇率

w_t^c : t分期의 社會間接資本部門 賃金上昇率

w_t^s : t分期의 서비스部門 賃金上昇率

ε_t^m : w_t^m의 攪亂要因

ε_t^c : w_t^c의 攪亂要因

ε_t^s : w_t^s의 攪亂要因

$$w_t' = (w_t^m, w_t^c, w_t^s), \quad \varepsilon_t' = (\varepsilon_t^m, \varepsilon_t^c, \varepsilon_t^s)$$

1) *ARMA*模型

$$w_t = \begin{bmatrix} 1.021, & -0.243, & -0.055 \\ 0.273, & 0.722, & -0.094 \\ 0.295, & -0.096, & 0.651 \end{bmatrix} w_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \begin{bmatrix} 0.0070, & 0.0013, & 0.0041 \\ 0.0013, & 0.0034, & 0.0036 \\ 0.0041, & 0.0036, & 0.0129 \end{bmatrix}$$

2) *MA*模型의 係數

k	w_t^m			w_t^c			w_t^s		
	ε_t^m	ε_t^c	ε_t^s	ε_t^m	ε_t^c	ε_t^s	ε_t^m	ε_t^c	ε_t^s
0	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000
1	1.021	−0.243	−0.055	0.273	0.722	−0.094	0.295	−0.096	0.651
2	0.959	−0.418	−0.069	0.448	0.463	−0.144	0.467	−0.203	0.416
3	0.845	−0.528	−0.058	0.541	0.239	−0.162	0.544	−0.300	0.264
4	0.701	−0.581	−0.034	0.570	0.057	−0.157	0.551	−0.374	0.170
5	0.547	−0.586	−0.006	0.551	−0.082	−0.139	0.511	−0.420	0.115
6	0.396	−0.556	0.020	0.499	−0.180	−0.113	0.441	−0.439	0.086
7	0.259	−0.499	0.043	0.427	−0.240	−0.084	0.356	−0.432	0.073
8	0.141	−0.428	0.061	0.346	−0.269	−0.055	0.267	−0.406	0.068
9	0.045	−0.349	0.072	0.263	−0.273	−0.030	0.182	−0.364	0.068
10	−0.027	−0.270	0.077	0.185	−0.258	−0.008	0.106	−0.314	0.068
11	−0.079	−0.195	0.077	0.116	−0.230	−0.008	0.043	−0.295	0.068
12	−0.111	−0.129	0.073	0.058	−0.195	0.020	−0.006	−0.204	0.065
13	−0.127	−0.073	0.065	0.012	−0.157	0.028	−0.042	−0.152	0.062
14	−0.130	−0.028	0.056	−0.022	−0.119	0.032	−0.066	−0.105	0.057
15	−0.124	0.005	0.046	−0.045	−0.083	0.033	−0.079	−0.065	0.051
16	−0.111	0.030	0.036	−0.059	−0.052	0.032	−0.084	−0.033	0.043
17	−0.095	0.045	0.027	−0.065	−0.026	0.029	−0.082	−0.007	0.036
18	−0.076	0.053	0.018	−0.065	−0.006	0.025	−0.075	0.010	0.028
19	−0.058	0.055	0.011	−0.061	0.008	0.020	−0.065	0.023	0.057
20	−0.041	0.052	0.005	−0.053	0.019	0.015	−0.053	0.030	0.015

▷ 參 考 文 獻 ◁

朴埈卿・李鎬彰, 「多變數 ARMA模型의 推定 —最小AIC節次」, 『韓國開發硏究』, 第 5 卷 第 3 號, 韓國開發硏究院, 1983, pp. 166～185.

Akaike, H., E. Arahata, and T. Ozaki, "TIMSAC-74-A Time Series Analysis and Control Program Package-(1)," *Computer Science Monographs*, No. 5, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo, 1975.

Blinder, A.S., *Economic Policy and the Great Stagnation*, New York: Academic Press, 1979.

Branson, W. and J. Myhrman, "Inflation in Open Economies: Supply-Determined versus Demand-Determined Models", in Frisch, ed. 1976[Vol. 40], pp. 17~46.

Bronfenbrenner, M., "Elements of Stagflation Theory", 2. Nationalökon., 1976.

Denison, E.F., "International Transactions in Measures of the Nation's Production", Survey of Current Business, May 1981, pp. 17~28.

Elbaum. B., "The Internalization of Labor Markets: Causes and Consequences", AEA Papers and Proceedings, May 1983 [Vol. 73, No. 2], pp. 260~265.

Fischer, S., "Relative Shocks, Relative Price Variability and Inflation", Brookings Papers on Economic Activity, 2:1981, pp. 381~441.

Frisch, H., "Inflation Theory 1963~1975: 'A Second Generation' Survey", Journal of Economic Liternature, Dec. 1977 [Vol. 15 (4)], pp. 1289~1317.

Gorden, R.J., "Recent Developments in the Theory of Inflation and Unemployment", Journal of Monetary Economics 2, 1976, pp. 185~219.

Gorden, R.J., "Output Fluctuations and Gradual Price Adjustment", Journal of Economic Liternature June 1981[Vol. 19], pp. 493~530.

Hicks, J.R., *Economic Perspectives: Further Essays on Money and Growth*, 1977.

Hicks, J.R., "What Is Wrong with Monetarism", Lloyde Bank Rev., Oct. 1975.

Leibenstein, H., "The Inflation Process: A Micro-Behavioral Analysis", AEA Papers and Proceedings, May 1981[71], pp. 368~373.

Malinvaud, E., "Econometrics Faced with the Needs of Macroeconomic Policy", Econometrica, Nov. 1981[Vol. 49(6)], pp. 1363~1375.

Maynard, G. and R.W. Van, "Why Inflation Rates Differ: A Critical Examination of the Structural Hypothesis", in Frisch, H. (ed) Inflation in Small Countries, Berlin and New York: Spinger Verlag, 1976.

Okun, A.M., "Inflation: Its mechanics and Welfare Costs", Brookings Papers on Economic Activity 6, 1975[No. 2], pp. 351~390.

Sims, C.A., "Distributed lags" in Intrilligater, M. and Kendrick, Economics, 1974, Vol. II, New York Amsterdam North-Holland.

Sims, C.A., "Macroeconomics and Reality", Econometrica, Jan. 1980[Vol. 48(1)], pp. 1~48.

Tobin, J., "The Stabilization Policies Ten Years After," Brookings Papers on Economic Activity, Jan. 1980.

Williamson, O.E., M.L. Wachter, and J.E. Harris, "Understanding the Employment Relation: The analysis of Idiosyncratic Exchange," Bell Journal of Economics, Spring 1975[6], pp. 250~77.

通貨政策의 適正指標選定*

盧 成 泰

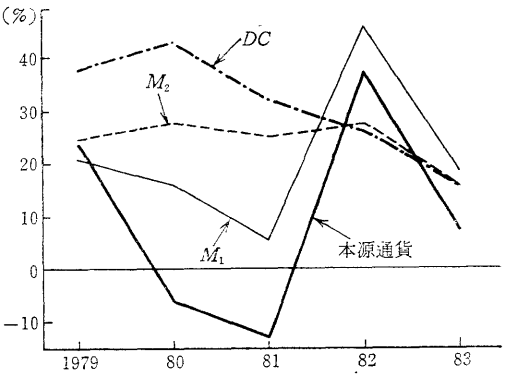
▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 論
Ⅱ. 指標選定의 意義와 各國의 事例
Ⅲ. 指標選定 關聯硏究의 槪觀
Ⅳ. 實證分析結果
Ⅴ. 要約 및 結論

Ⅰ. 序 論

최근 수년간 通貨政策指標들의 움직임이 〔圖 1〕에서와 같이 현저한 乖離現象을 보임에 따라 政策當局과 金融硏究家들의 適正指標選定에 관한 論議가 활발해져 왔다[1]. 1980年末 現在 通貨는 前年末에 비해 16.3%가 는데 비해 總通貨는 26.9%가 증가하였다. 보다 극단적인 예로서는 同期間中 國內信用(DC)이 41.9%나 증가한 반면 本源通貨는 오히려 6.5% 減少한 것을 들 수 있다. 금년에 들어서도 9月末을 기준으로 1年間 貨幣發行額과 通貨가 각각 2.9% 및 5.4%의 低調한 增加勢를 보인 반면 CD를 포함한 總通貨는 11.4%, 國內信用은 13.2%씩 증가하고 있어 金融緊縮의 强度를 정확하게 판단하기 어려운 실정이다.

〔圖 1〕 各種通貨指標의 年間增加率



어느 指標를 중심으로 하여 通貨信用政策을 수행해야 하는가에 관해서는 硏究機關別로도 의견들이 엇갈리고 있는데 韓國銀行은 그간의

筆者：韓國開發硏究院 副硏究委員

* 本稿는 筆者의 學位論文인 Ro(1984)중에서 實證的인 硏究部分을 補完·發展시킨 것이다. 草稿에 대해 有益한 論評을 해주신 姜文秀 博士와 번역 및 자료정리로 큰 도움을 준 李仁鎬, 吳尙勳 두 연구원께 깊이 감사드린다.

1) 이 문제에 관한 最近의 硏究로는 南相祐(1980, 1982), 朴在潤, 河成根(1982), 孫正植(1984), 南相祐—李德勳(1984), 李吉寧(1984) 등을 들 수 있다.

研究結果를 바탕으로 總通貨를 가장 적절한 指標로 選定, 使用하여 왔다. 그러나 최근에는 第2金融圈의 급속한 發展을 감안하여 새로운 廣義의 通貨指標 M_3를 개발하여 補助指標로서 활용할 뜻을 밝힌 바 있다[2]. 반면에 KDI에서는 狹義의 通貨指標 M_1이 實物經濟動向과 보다 밀접한 관련을 갖는다고 보아 이를 M_2와 더불어 中心指標로 사용할 것을 주장하여 왔다.

本稿는 中心指標를 둘러싼 論議와 관련하여 그간 이 問題에 관한 國內外의 研究 및 政策執行을 概觀·整理해 보는 한편 筆者 나름의 實證分析結果를 報告하는 것을 主目的으로 한다. 아울러 現行 政策運用方式에 관한 問題點을 지적하고 앞으로의 研究 및 政策方向에 관해서도 간략히 논급하고자 한다.

本研究는 序論 部分을 포함하여 전체 5個章으로 構成되어 있는데 第Ⅱ章은 指標選定의 意義와 用語의 定義를 분명히 하는 한편 各國의 事例를 소개하고 있다. 第Ⅲ章은 指標選定에 관한 그동안의 國內外 研究들을 理論的 部分과 實證的인 部分으로 나누어 일별함으로써 최근의 研究方向에 관한 이해를 돕고 다음 章에서 보고되는 研究結果가 차지하게 되는 위치를 가늠하는 데 참고가 될 수 있도록 하였다. 第Ⅳ章은 우리나라의 主要通貨指標 5個를 選定, 流通速度의 安定性과 實物經濟活動에 대한 外生性을 檢定하고 있다. 마지막 第Ⅴ章에서는 實證分析結果의 의미와 制約을 論議한 다음 現行의 中心指標에 의한 通貨政策運用方式(targeting system)에 따르는 전반적인 문제점을 지적하였다. 또한 앞으로 이 問題에 관한 研究 및 政策方向에 참고가 될 수 있는 提言도 포함되어 있다.

Ⅱ. 指標選定의 意義와 各國의 事例

1. 指標選定의 意義

一般的으로 通貨信用政策은 完全雇傭, 物價安定, 國際收支均衡 등 經濟의 安定化를 주된 目標로 하고 있으며 通貨政策當局은 이와 같은 目標를 달성하는 데 사용할 수 있는 몇 가지 政策手段들을 가지고 있다. 그러나 政策手段의 변경이 최종적인 目標에 영향을 미치게 되는 경로와 時間 및 效果의 정도는 너무나 불확실하므로 그 중간에 자리하면서 政策變更의 實物經濟에 대한 효과를 정확하게 豫測해 줄 수 있는 金融變數가 필요하게 된다. 이 變數를 정식명칭으로는 "通貨政策의 中間目標"(intermediate target of monetary policy)라고 하며 간혹 運用目標(operating target) 또는 近似目標(proximate target)로 부르기도 한다. 우리나라에서는 이를 "中心指標"라고 불러 왔는데 혼동의 우려가 없지는 않으나 以下에서는 이와 같은 이름들을 편의에 따라 병용하고자 한다[3].

한편 金融政策의 遂行에 있어서 中間目標를 設定하는 것이 오히려 비효율적이라는 점을 밝힌 學者들이 있다. Kareken-Muench-Wallace (1973)와 B. Friedman(1975, 1977)은 어떤 金

2) 韓國銀行(1984).

3) "通貨政策의 指標"(monetary indicator)가 엄밀한 의미에서의 中間目標와 다른 점에 관하여는 Saving (1967), Brunner-Meltzer(1969) 및 B. Friedman (1975) 參照.

融變數가 中間目標로 사용될 경우 그 變數가 갖는 情報力이 소멸되므로 中間目標 없이 바로 「政策手段→最終目標」方式의 政策運用이 더 바람직하다고 主張하고 있다[4].

그러나 이와 같은 論議에도 불구하고 各國의 中央銀行들은 제각기 金融環境과 實證分析結果를 바탕으로 中心指標를 選定, 運用해 왔다. 이는 주로 中間目標 없이 政策手段과 最終目標를 연결시켜 주는 신빙성있는 「모델」을 作成하기가 어려우므로 政策當局으로서는 次善策을 강구하지 않을 수 없는 사정 때문이었다고 생각된다. 아울러 나라에 따라서는 中央銀行이 그 意思와는 관계없이 外部的인 힘에 의해서 中心指標를 選定, 目標値의 달성에 주력하지 않을 수 없는 경우도 많았기 때문이다. 美國의 경우 1975年의 議會決議(House Concurrent Resolution 133)와 Humphrey-Hawkins法은 聯準(Federal Reserve System)이 分期別로 通貨指標의 目標增加値를 公示하도록 規定하고 있다. 또한 많은 開途國들은 外資導入을 위해 IMF의 권고에 따라 여러 가지 政策指標들의 年度別 上限을 設定, 運用하고 있는데 1973~75年間에 IMF借款을 얻기 위한 條件으로서 이와 같은 방식을 도입한 國家들은 18個國에 이르고 있다[5].

2. 各國의 中心指標 選定

1960年代末까지 대부분의 先進國 中央銀行은 利子率을 중심으로 通貨信用政策을 運用하여 왔다. 이들 國家에서는 이미 金融市場이 잘 발달하여 있었고 대부분의 金利가 自由化되어 있어서 利子率은 資金市場의 사정을 정확하게 반영해 준다는 점에서 通貨政策의 가장 좋은 指標로 간주되어 왔던 것이다. 또한 당시를 풍미하던 「케인지안」經濟學의 體系가 利子率을 媒介變數로 하여 金融部門과 實物部門을 연결시키고 있었기 때문에 자연히 利子率에 대한 관심을 높이는 결과를 가져왔다고 생각된다.

그러나 60年代 後半부터 시작된 세계적인 「인플레」現象은 金利의 政策指標로서의 機能을 현저하게 약화시켰다. 가령 利子率이 1%「포인트」 올랐을 경우 通貨政策當局으로서는 이것이 資金의 通常的인 需要에 비해 供給이 不足(流動性 效果)하였기 때문인지, 實物經濟活動이 보다 활발해짐에 따른 需要의 增加(所得效果)에 의한 것인지, 아니면 「인플레」豫想率이 높아짐에 따른 上昇(Fisher 效果)인지를 분간해 낼 수 없어서 流動性 供給을 증가시켜야 할지 減少시켜야 할지를 결정하기 어려운 경우가 많아졌다. 아울러 60年代末부터 各國에 「인플레」가 만연함을 계기로, M. Friedman이 주도하는 通貨論者들의 영향력이 점증함에 따라 通貨當局들은 運用目標로서 점차 總量指標(monetary aggregates)를 重視해 오기에 이르렀다[6].

그러나 여러 개의 通貨總量中 어느 것을 中心指標로 삼느냐 하는 데 관해서는 나라마다 그리고 같은 國家에 있어서도 시기에 따라 의견이 달라져 왔다. 이는 各國의 中央銀行이 自國의 金融構造와 實證的 分析結果를 바탕으로 後述하는 選定基準에 맞추어 適正指標를 선택하여 왔기 때문이다. 先進國中 제일 먼저

4) 2個 目標方式(中間目標 및 最終目標) 政策執行의 實際的인 문제점을 상론한 연구로서는 Bryant(1983) 參照.
5) Foot(1981).
6) 總量重視의 背景과 各國의 指標變更 事例에 관하여는 OECD(1979) 및 鈴木淑夫(1983) 第6章 參照.

中心指標의 目標增加率을 일반에게 공표하기 시작한 西獨은 本源通貨와 유사한 中央銀行通貨(Central Bank Money)를 運用目標로 삼아 왔다[7]. 프랑스는 廣義의 通貨指標인 M_2를, 英國은 M_3, 日本은 M_2+CD를 각각 中心指標로 삼고 있다. 美國은 상당 기간동안 M_1을 運用目標로 삼아왔으나 金融革新으로 M_1의 流通速度가 安定性을 잃어감에 따라 1982年 10月부터는 M_2로 옮겨 간 바 있다. 아울러 FOMC(Federal Open Market Committee)는 1983年初부터 R. Davis(1979), H. Kaufman (1980), B. Friedman(1981, 1982, 1983) 등의 주장을 감안하여 金融資產 쪽이 아닌 金融負債 쪽의 극히 廣義의 槪念인 "國內純負債合計"(total net liabilities 또는 total nonfinancial debt)를 補助指標로 채택, 目標値를 設定하고 있다[8]. 이탈리아는 이미 오래 전부터 "總國內與信"(total domestic credit)을 運用目標로 삼아 온 바 있다.

한편 우리나라에서는 財政安定計劃을 수립하기 시작한 1957年부터 金融政策의 運用目標로서 通貨(M_1)을 選定하고 目標增加率을 발표해 왔다. 1969年에 와서는 일시 本源通貨로 指標를 바꾸었다가 同年 下半期부터는 國際收支事情을 감안하여 國內信用(DC)으로 옮겨간 바 있다. 이어 1979年부터 現在에 이르기까지는 總通貨(M_2)를 中心指標로 사용하여 왔다. 그러나 최근에는 第2金融圈의 급속한 發展과 전체 金融市場에서 차지하는 비중의 重要性을 감안하여 廣義의 M_3指標를 편제, 補助指標로서 活用할 움직임을 보이고 있다.

과거 우리나라의 通貨政策運用에 있어서 中心指標選定과 관련되는 두 가지 특징을 지적함으로써 本章을 끝맺고자 한다.

첫째, 年初頃에 發表되는 中心指標의 目標增加率과 실적이 〈表 1〉에서 보는 바와 같이 큰 乖離를 보인 적이 많았다는 점이다. M. Friedman(1960)이 일찍부터 현재와 같은 通貨政策運用方式의 實施를 주창해 온 근거는 中央銀行이 目標增加率을 분명히 밝히고 目標대로 推進함으로써 자의적인 정책에 의한 교란이나 불확실성이 제거되어 전반적인 經濟活動이 安定的인 움직임을 보이게 된다는 점에 있었다. 그러나 목표와 실적의 괴리가 너무 클 경우 民間의 政策當局에 대한 不信이 팽배하게 되고 經濟는 오히려 더욱 불안정해질 우려가 있어서 中心指標의 選定, 活用이라는 政策의 意義 自體를 상실할 우려가 있다.

둘째, 先進國의 總量指標中心의 通貨政策

〈表 1〉 中心指標의 目標增加率과 實績値

(단위 : %)

	中心指標	目標增加率	實 績
1969	MB	27.5	38.3
1970	DC	27.0	26.5
1971	〃	28.0	31.1
1972	〃	24.0	30.4
1973	〃	24.0	31.7
1974	〃	33.7	54.2
1975	〃	35.3	32.2
1976	〃	17.3	21.7
1977	〃	24.7	23.6
1978	〃	34.2	45.9
1979	M_2	25.0	24.6
1980	〃	20.0	26.9
1981	〃	25.0	25.0
1982	〃	20~22	27.0
1983	〃	18~20	15.2

資料 : 韓國銀行, 『年次報告書』, 各號.

7) 보다 정확히는 中央銀行通貨=本源通貨-超過支準

8) 1984年에 들어와서 金融革新에 의한 攪亂이 일단락되자 聯準議長은 M_1의 움직임에 종전보다 더 많은 관심을 보이겠다고 밝힌 바 있다.

運用에 있어서는 그 前提로서 金利의 自由化가 이루어진 반면 우리나라의 경우에는 公金利를 人爲的으로 市場金利보다 낮은 수준으로 規制하면서 동시에 通貨總量 또한 規制하고자 했다는 점이다. 이에 따라 公金融市場은 均衡을 찾지 못한 채 그 發展이 크게 制約되어 온 반면 私債市場이 활기를 띠게 되고 이에 따른 여러 가지 問題點들이 露呈되어 온 것은 이미 잘 알려진 사실이다.

Ⅲ. 指標選定 關聯硏究의 槪觀

1. 理論的 硏究

指標選定에 관한 實證的 硏究는 다음 節에서 보는 바와 같이 枚擧하기 힘들 만큼 많은 반면 理論的인 硏究는 그 수가 많지 않은 실정이다. 이는 무엇보다도 전통적인 巨視理論에서 단순화를 위해 通貨性 金融資産을 細分하지 않은 채 論議를 진행시켜 온 연구방식의 영향 때문이라고 하겠다.

中心指標選定에 관한 가장 획기적인 理論的 硏究는 Poole(1970)이다. 그는 IS-LM體系에 不確實性을 도입하여 通貨量과 金利의 어느 쪽이 보다 좋은 政策指標가 될 수 있는가를 분석하고 있다. 結論的으로 그는 저축·투자활동 등 實物市場側(IS)의 교란요인이 상대적으로 클 경우에는 通貨量을, 通貨需要의 불안정성이 보다 더 클 경우에는 利子率을 政策指標로 선정하는 것이 所得의 安定化에 보다 效率的이라는 점을 보여주고 있다. 물론 그의 模型에서 不確實性이 제거될 경우에는 어느 쪽 指標를 택하든 차이가 없는 것이다. Poole의 연구가 갖는 결함으로서는 단순한 IS-LM 模型이기 때문에 物價變動이 무시되어 Fisher 효과에 따른 利子率의 指標로서의 弱點이 충분히 고려되지 않았다는 점을 들 수 있다. 또한 通貨性 資産을 細分化하지 않았다는 점도 同模型의 약점이 되고 있다.

Poole의 方式을 보다 發展시킨 Modigliani-Papademus(1980)는 金融市場을 세분화하고 金融變數의 변화가 實物經濟에 效果를 미치는 「메카니즘」을 보다 現實化한 模型을 사용하면서 金利, 通貨(M_1), 總通貨(M_2) 중에서의 指標選定 問題를 分析하고 있다.

한편 韓國金融市場의 特性을 고려한 模型을 基礎로 指標選定問題를 理論的으로 分析한 硏究로서는 Ro(1984)를 들 수 있다. 同硏究에서는 일부 第2金融圈 資産 또는 私債가 銀行預金과 긴밀한 代替關係를 보일 경우 협의의 通貨指標, 즉 現金通貨 또는 通貨(M_1)가 廣義의 通貨(M_2)보다 有用하다는 점등 특정 通貨指標들의 상대적 우월성이 보장되는 조건들을 밝히고 있다. 그러나 이들 두 硏究에 있어서도 Poole의 경우와 마찬가지로 物價變動이 고려되지 않고 있어 후술하는 실증적 연구와 직접적인 연관을 갖지 못하는 단점이 있다. 이들 연구가 中心指標와 "實質"所得의 安定性을 分析하고 있는 반면 대부분의 실증적인 연구들은 各種 通貨指標와 "名目"GNP와의 相關關係를 分析하고 있기 때문이다. 따라서 理論的 模型에 물가변동을 포함하는 방향으로 보다 깊은 硏究가 進行될 것이 要望되고 있다.

2. 實證的 硏究

總量通貨指標를 선정하는 데 있어서 사용되는 實際的인 기준으로서는 대체로

① 최종 목표와의 관계의 긴밀성 또는 최종 목표예측의 정확성(predictability)

② 최종 목표에 대한 外生性(exogeneity)

③ 中央銀行의 統制可能性(controllability)

④ 情報로서의 速報性 또는 利用可能性(availability) 등을 들 수 있다. 이중 速報性은 電算施設과 통신수단의 발달에 따라 그리 큰 문제가 되지는 않는다고 보아 아래에서는 그외의 세 가지 기준에 관한 실증적인 연구들의 접근방식과 결과를 일별하고자 한다.

가. 최종목표와의 관계

通貨指標와 最終目標間의 相關關係의 緊密性을 檢定하기 위하여는 대체로

① 流通速度의 安定性 檢定

② 各指標의 需要函數의 安定性 對比

③ 最終目標를 豫測할 수 있는 能力의 比較 등의 接近方法들이 사용되어 왔다[9].

M. Friedman—A. Schwartz(1963)가 전통적인 통화의 정의였던 M_1보다는 M_2가 名目所得과 높은 相關關係를 갖는다는 점을 指摘한 이래 많은 經濟學者들의 이에 관한 硏究가 뒤따랐으나 아직까지 만족할 만한 意見의 일치를 보지는 못한 實情이다[10]. 이는 대부분의 計量分析이 그러하듯이 分析方法, 分析對象期間 등에 따라 상이한 결과가 나타나기 때문이다. 단적인 예로서 FRB New York이 1974年에 펴낸 「Monetary Aggregate and Monetary Policy」라는 책자에서 동행의 Schadrack(1974)은 M_2가, 그의 동료인 Levin(1974)은 銀行信用(bank credit)이 보다 좋은 指標라고 각각 상반된 主張을 하고 있는 것이다. 최근에는 B. Friedman이 美國의 경우 다른 어떤 指標보다 非金融部門의 純負債總額(total net liability)이 名目GNP와 가장 높은 상관관계를 보여왔으며 豫測力도 가장 뛰어난 것으로 報告한 바 있다. 물론 B. Friedman 등에 앞서 이미 1950年代에 Radcliffe報告書(1959), Gurley-Shaw(1956, 1960), Tobin(1963) 등이 非銀行金融機關 負債를 포함하는 廣義의 指標의 중요성을 강조한 바 있었으나 그동안에는 이를 뒷받침할 만한 理論的·實證的 硏究가 뒤따르지 못했던 것이다.

한편 우리나라의 경우에는 流通速度의 안정성 및 名目GNP 豫測面에 있어서 南相祐(1980), 南相祐—李德勳(1984)의 연구가 M_1(또는 조정된 M_1)을 가장 뛰어난 指標로 선정한 반면 朴在潤—河成根(1982), 李吉寧(1984)은 M_2를 꼽고 있고, 孫正植(1983)은 標本期間에 따라 指標들의 안정성과 豫測力의 順位가 다름을 보여주고 있다.

名目GNP와의 相關關係 檢定과 관련하여 言及할 만한 최근의 硏究方向으로 Divisia通貨指標의 作成을 들 수 있다[11]. 이는 여러 가지 金融資產의 價格差(利子率差)를 기준으로 하여 加重平均된 複合的인 通貨指標이다. 물론 從前에도 金融資產間의 代替度를 추정하여 새로운 通貨指標를 작성코자 시도해 본 예는 있

9) 指標選定에 관한 實證的인 硏究는 通貨의 定義에 관한 經驗的 硏究와 不可分의 關係를 가져왔다. 兩者間의 差異를 指摘한 硏究로는 Osborne(1984) 參照.

10) 相異한 分析結果들의 要約은 朴哲(1976) 參照.

11) 이에 관한 대표적인 硏究로는 Barnett(1978, 1980, 1982, 1984) 參照. 指標의 理論的 근거와 計算方式은 金大植—李炳達(1982)에 잘 說明되어 있으며 日本의 경우 試算과 餘他指標와의 對比硏究로는 Ishida(1984)를 들 수 있다.

었으나 Divisia指標의 경우 만큼 體系的이고 現實性 있는 논거를 가지고 있지는 못하였다[12]. 다만 우리나라와 같이 各種 金利가 人爲的인 規制下에 있는 경우에는 利子率이 金融資產의 市場價格을 반영하지 못하기 때문에 이와 같은 指標를 작성하는 데 결정적인 制約이 되고 있다.

나. 外生性(Exogeneity)檢定

通貨指標가 제 구실을 하기 위해서는 同指標가 最終目標의 움직임에 따라 크게 영향력을 받거나 교란되어서는 안 되고 因果關係의 흐름이 指標→最終目標라는 방향을 나타내야 한다.

Sims(1972)에 의해 通貨가 名目所得에 대해 일방적인 因果關係(unidirectional causality)를 갖는다는 점이 밝혀진 이래[13] 많은 金融硏究家들이 指標選定問題와 관련하여 總量指標와 名目GNP間의 外生性을 檢定해 왔다. 時系列分析에 바탕을 둔 이들 연구에 있어서는 Sims Test, Granger Test 또는 多變量時系列分析方法 등이 사용되어 왔는데 최근의 예로는 Pautler-Rivard(1979), Hafer(1981)와 B. Friedman(1981, 1982, 1983) 등을 들 수 있다. 또한 최근에는 Power寄與率에 의한 技法으로 因果關係를 검증하는 접근방법도 채택되고 있다[14].

우리 나라의 경우에는 申玄哲(1978)이 Sims Test 등을 이용하여 本源通貨, M_1 및 M_2와 名目 및 實質GNP와의 因果關係를 硏究한 바 있는데 諸指標와 名目所得과의 因果關係는 불분명한 반면 M_1과 本源通貨가 實質GNP에 대해서는 일방적인 因果關係를 갖는 것으로 나타났다고 報告하고 있다. 李吉寧(1984)의 Sims檢定에서는 M_3만이 名目GNP에 대해 일방적인 因果關係를 갖는 것으로 나타났다. 外生性 檢證은 理論的으로도 문제가 있을 뿐 아니라 實際의 資料에서 어떻게 Filtering을 하는가에 따라 결과가 달라지는 등 實證的인 문제점도 많아 그 결론의 해석에 있어서 주의를 요한다고 하겠다.

다. 統制 可能性

變動換率制下에서 中央銀行이 거의 완벽하게 통제할 수 있는 것은 本源通貨이며 나머지 通貨總量은 家計, 企業 및 金融機關의 行態의 變化등 교란요인 때문에 統制可能性面에서 떨어진다고 하겠다. 이 점에 착안한 李吉寧(1984)은 本源通貨와 餘他 通貨指標들의 相關關係로서 統制可能性의 정도를 측정하고 있다. 그러나 換率이 완전히 자유화되지 못하고 外換集中制가 實施되고 있는 우리나라와 같은 경우에 과연 本源通貨를 통제 가능성의 기준으로 삼는 것이 옳은가 하는 점에는 논란의 여지가 있다고 하겠다. 가령 國際收支의 변화에 의해 本源通貨와 항상 같은 움직임을 보이고 있는 指標가 있다고 해서 그것이 中央銀行 統制可能性이 가장 높다고 할 수는 없을 것이며 특히 이와 같은 國際收支 효과가 제거된 國內信用(DC)같은 指標는 統制可能性이 아주 낮은 것으로 나타날 것이 예상되기 때문이다. 이 문제에 관하여는 實證的인 硏究가 별로 없으며 대체로 通貨指標가 광의의 개념으로 확

12) 金融資產間의 代替度를 加重値로 새 指標를 작성한 연구로는 Chetty(1969) 參照.
南相祐(1980)는 正準相關(canonical correlation) 分析方式으로 加重値를 추정, 加重平均된 通貨指標를 作成한 바 있다. 우리나라 金融資產間의 代替度에 관한 실증적인 연구로는 정진건(1979) 및 Ro(1984) 參照.

13) Sims(1972)에 대한 비판적 연구로서는 Mehra(1978) 參照.

14) Okubo(1983) 參照.

대되어 감에 따라 統制可能性이 낮아져 간다고 보는 것이 일반적인 견해인 것 같다.

指標選定의 基準으로서의 統制可能性에 대해 의문을 提起하는 硏究家들도 있는데 FRB Boston의 Kopcke(1983)는 適正通貨指標가 반드시 統制可能性이 높아야 할 것은 아니라는 점을 밝히고 있다.

한편 統制可能性과 관련하여 최근 論議의 대상이 되고 있는 것으로서 조작수단에 관한 문제를 들 수 있다. 조작수단이란 中央銀行이 通貨指標를 統制하기 위하여 사용할 수 있는 手段(指標)을 말한다. 미국의 경우 1979年 10月 이전까지는 聯邦準備資金市場金利를 조작수단으로 삼아오다가 그 이후부터는 銀行의 準備金으로 바꾸었다는 사실은 설령 中心指標가 선정되었다고 해도 同目標値가 항상 달성된다는 보장은 없다는 조작수단 선정의 중요성을 말해 주고 있다. 따라서 최근 美國에서는 中心指標의 目標値를 效率的으로 달성할 수 있는 조작수단이나 支給準備計算方式의 모색에 관한 硏究가 활발히 진행되고 있다[15].

Ⅳ. 實證分析結果

本章에서는 우리나라의 通貨指標에 관한 筆者의 實證的 硏究結果를 소개하고자 한다. 分析技法은 과거 指標選定에 자주 쓰여 온 전통적인 檢定方法과 아울러 최근 巨視變數들의 豫測에 사용되기 시작하고 있는 「벡터」自己回歸分析(Vector Autoregression) 등 時系列分析을 포함하고 있다.

分析對象期間은 1960年 1/4分期부터 1981年 4/4分期까지의 22年間이며 對象指標는 現金通貨(Currency, CU), 本源通貨(Monetary base, MB), 通貨(M_1), 總通貨(M_2), 國內信用(Domestic Credit, DC)의 5個이다. 現金通貨를 빼고는 이들 모두가 한때는 中心指標 역할을 담당한 적이 있었다는 사실은 이미 앞에서 본 바와 같다[16].

各指標의 定義는 다음과 같다.

現金通貨(CU) : 貨幣發行額中 民間保有分

本源通貨(MB) : CU+預金銀行 預置金

通貨(M_1) : CU+預金銀行 要求拂預金

總通貨(M_2) : M_1+預金銀行 貯蓄性預金[17]

國內信用(DC) : 通貨機關[18]의 貸出 및 投資 合計

各指標의 分期別 數値로서는 月末殘額들의 平均値를 「센서스」局法 X-11에 의해 계절조정한 값이 사용되었다.

分析對象 指標中에 現金通貨가 포함된 것은 두 가지 이유에서이다. 첫째, 우리나라는 對象期間中 手票制度가 충분히 발달되지 못해서 貨幣가 사실상 支給手段의 主宗을 이루었으며 M_1중 現金通貨 比率이 50% 내외의 수준을 보여왔다. 또한 要求拂預金과 貯蓄性預金의 분류에 문제점이 있고 要求拂預金中에서도 現金通貨와 같은 기능을 수행하지 못하는 부분이 있어서 M_1과 별도로 그 움직임을 분석해 볼 필요가 있었다.

둘째, 廣義의 指標가 狹義의 指標보다 우월

15) McCallum-Hoehn(1982) 및 Goodfriend(1984) 參照.

16) M_3 등 보다 廣義의 指標가 포함되지 못한 것은 자료상의 제약 때문이다. 分析期間이 1981年까지로만 되어 있는 것은 資料上의 制約(1983年 分期別 GNP統計未備)이 있었음과 아울러 時系列 分析을 위하여 筆者가 使用했던 RATS(Regression Analysis of Time Series) 「컴퓨터 프로그램」을 아직 國內에서 이용할 수 없었기 때문이다.

17) 居住者 外換預金 包含.

18) 韓國銀行과 預金銀行.

하기 위해서는 前者가 後者보다 實物經濟活動을 더 잘 설명할 수 있어야 할 뿐 아니라 指標를 확대해 나감으로써 추가로 얻어지는 情報上의 有用性이 자료수집과 廣義指標의 통제를 위한 추가적인 노력을 상쇄하고도 남아야 할 것이다[19].

이 기준을 적용하기 위해서는 가장 狹義의 통화개념으로부터 연구가 시작되어야 할 것인바 우리나라의 경우에는 전술한 이유에서 現金通貨가 이에 해당한다고 생각된다.

1. 流通速度의 安定性 比較

金融變數들과 名目GNP의 關係의 안정성을 分析하는 方法에는 여러 가지가 있겠는데 먼저 後者의 前者에 대한 比率인 流通速度의 변화를 직접 비교해 봄으로써 出發點을 삼고자 한다.

〈表 2〉는 分期別 資料와 年間資料를 사용하여 計算된 金融變數別 流通速度의 變異係數(平均으로 正規化된 標準偏差)를 보여주고 있다. 또한 原資料를 사용한 경우와 流通速度에서 趨勢를 제거한 경우의 對比도 포함하고 있다. 年間資料에는 참고삼아 5個의 指標 이외에 廣義의 指標가 3개 더 追加되었다. M_3는 M_2와 金融「서베이」上의 非銀行金融機關負債의 合計이고 DC_3는 通貨「서베이」上의 DC에 非銀行金融機關의 貸出과 投資를 합친 金額이다. DC_4는 國內 非金融部門이 發行한 負債의 合計이며 會社債, 私債 등이 포함되어 있는데 槪念上으로는 B. Friedman이 定義한 "純負債合計"와 유사하다. 年間資料에 의한 流通速度는 年間의 經常GNP를 各金融指標의 年中平均値로 나누어 計算하였다.

〈表 2〉 流通速度의 變異係數 比較

	分期資料		年間資料	
	原資料	趨勢除去資料	原資料	趨勢除去資料
CU	0.149	0.147	0.168	0.089
MB	0.292	0.201	0.329	0.162
M_1	0.177	0.159	0.206	0.125
M_2	0.522	0.183	0.573	0.199
DC	0.588	0.163	0.576	0.173
M_3			0.595	0.189
DC_3			0.431	0.138
DC_4			0.460	0.127

註 : 標本期間은 1960. Ⅰ~1981. Ⅳ(分期資料)와 1962~1981(年間資料)임.

變異係數로 측정해 볼 때 諸指標中 現金通貨가 經常所得과 가장 안정적인 관계를 보이고 있다. 즉 現金通貨는 分期別 資料, 年間資料, 原資料, 추세가 제거된 자료의 모든 부문에서 流通速度의 변동이 가장 작은 것으로 나타났다. 두번째로 안정적인 指標는 M_1이며 本源通貨(分期別 資料)와 M_2(年間資料)의 流通速度가 가장 變動이 큰 것으로 나타났다.

M_2, DC, M_3, DC_3 등 廣義의 指標들의 流通速度의 變異係數는 추세를 제거한 資料를 사용한 경우 많이 줄어들었으나 아직도 現金通貨와 M_1에 비해서는 상당히 큰 편이었다. 흥미로운 점은 가장 廣義의 指標인 DC_4가 M_1과 비슷한 정도의 안정적인 관계를 보여주고 있다는 것이다. 이는 GNP와의 긴밀한 관계를 갖는 指標를 개발하기 위해 通貨指標를 擴大해 갈 경우 현재와 같은 M_3만으로는 불충분하다는 점을 示唆해 주는 것으로 생각된다.

2. 經常GNP 豫測能力 比較

일반적으로 金融變數의 움직임은 상당한 時差를 가지고 實物經濟活動에 영향을 미치는

19) M. Friedman(1970) 參照.

것으로 인식되고 있다. 따라서 同期間(contemporaneous) 流通速度의 변동만으로 관계의 안정성을 추정하는 것은 충분하지 못하다고 하겠으며 經常所得을 金融指標들의 과거의 움직임과 연관시켜 보는 방식에 의한 檢定이 필요하다고 하겠다. 이 경우 자주 이용되는 방식이 經常GNP成長率과 金融變數 및 財政變數의 增加率의 移動平均(moving average)間의 관계를 나타내는 St. Louis式 縮略型(reduced form) 模型이다.

推定에 사용된 式은 다음과 같으며 〈表 3〉은 이 모형의 推定結果의 統計値들을 要約하고 있다.

$$\%\Delta Y_t=\alpha+\sum_{i=0}^{n}\beta_i\%\Delta M_{t-i}+\sum_{i=0}^{n}\gamma_i\%\Delta G_{t-i}+u_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(1)$$

단, Y : 經常所得

M : 金融指標들(CU, MB, M_1, M_2, DC)

G : 分期中 實際政府支出

財政政策의 變動을 代表하는 G에 관한 통계로서는 보통 完全雇傭政府支出 혹은 完全雇傭財政赤字 등이 사용된다. 그러나 韓國의 경우 아직 分期別 完全雇傭財政赤字나 潛在的 生產量에 대한 믿을 만한 統計나 硏究가 없는 실정이어서 本硏究에서는 실제의 政府支出을 사용하였다. $\alpha, \beta_i, \gamma_i$는 推定될 係數들이다.

方程式 推定에 있어서 通常의 Almon 多項時差方式(Almon polynomial lag procedure) 대신에 Carlson과 Hein(1980), Hafer(1981), Islam(1981) 등을 따라 一般最小自乘法(Ordinary Least Squares)이 사용되었다[20]. Almon의 時差模型은 Koyck時差分布 模型에 비해 더 伸縮的이고 自由度를 늘릴 수 있다는 장점이 있음에도 불구하고 보통 세 가지 임의적인 制約을 가함으로써 그 推定의 신뢰도가 문제시되기 때문인데 세 가지 제약이란 多項式의 次數, 時差의 數, 그리고 初期 및 末期에 관한 制約條件을 말한다.

實際 推定에 있어서는 4期와 8期의 時差를 가지는 2個 方程式 형태로 나누었는데 表에서 알 수 있듯이 方程式들의 說明能力이 어느 경우에나 상당히 낮은 것으로 나타나고 있다. 즉 가장 높은 決定係數가 0.35에 불과하며 나머지는 0.2에도 미치지 못하고 있는 것이다. 그러나 증가율을 사용하는 St. Louis式의 回歸分析은 美國의 경우에도 대개 $\bar{R}^2$가 0.4를 넘지 않으므로 우리나라에서만 특이한 현상은 아니다. 오히려 GNP成長率의 負(−)의 時系列相關을 나타내고 있는 Durbin-Watson

〈表 3〉 經常所得 回歸分析結果 要約統計表

金融變數	*SEE*	$\bar{R}^2$	*DW*
	A. 時差가 0期에서 4期까지인 경우		
CU	0.134	0.15	2.88
MB	0.149	(*)	3.28
M_1	0.141	0.06	3.31
M_2	0.145	0.01	3.28
DC	0.141	0.06	3.21
	B. 時差가 0期에서 8期까지인 경우		
CU	0.116	0.35	2.76
MB	0.151	(*)	3.29
M_1	0.141	0.05	3.35
M_2	0.141	0.05	3.35
DC	0.133	0.16	3.11

註 : 標本期間은 4期 時差인 경우 1961年 2/4分期에서 1981年 4/4分期까지이고 8期 時差인 경우 1962年 2/4分期에서 1981年 4/4分期까지임.
SEE : 推定의 標準誤差 $\bar{R}^2$: 調整된 決定係數
DW : Durbin-Watson値
*는 $\bar{R}^2$가 負인 경우.

20) Almon 時差模型의 결함을 지적한 硏究로는 Schmidt-Waud(1973) 參照.

값이 문제점으로 지적되어야 할 것이다.

推定結果에 의하면 現金通貨를 포함하는 방정식이 어느 경우에나 가장 높은 $\bar{R}^2$를 보여주고 있다. DC의 時差變數를 獨立變數로 사용하는 방정식이 두번째로 좋은 결과를 보였으며 本源通貨는 經常所得變動을 설명하는 능력이 가장 낮은 것으로 나타났다.

이와 같은 方程式의 說明力은 推定期間에 따라 敏感하게 변할 수 있고 또 반드시 장래의 名目GNP에 대한 豫測力을 정확하게 반영하지 못할 수도 있다는 우려에 대비하여 Islam (1981)의 방법에 따른 標本期間밖의 豫測能力에 관한 「시뮬레이션」(simulation)이 행해졌다. 이를 위한 節次로는 우선 1976年 4/4分期까지의 資料만을 이용하여 各方程式을 推定하여 이를 토대로 1977年의 4個分期 GNP增加率에 대한 豫測値를 구한 후 實績値와 비교하여 보았다. 다음에는 1977年 4/4分期까지의 자료를 이용 방정식을 추정한 후 1978年 4個分期를 예측하였다. 이와 같은 과정을 되풀이하여 1981年까지 매년의 分期別 豫測値와 實績値間의 오차를 구하여 보았다.

〈表 4〉는 「시뮬레이션」의 결과를 要約하고 있는데 各年度別 平均豫測誤差(mean forecast error)와 함께 세 가지 統計値, 즉 平均誤差(mean error), 平均絶對誤差(mean absolute error) 및 RMSE(root mean square error)가 表示되어 있다. 이번의 경우에도 現金通貨를 獨立變數로 사용한 방정식이 가장 豫測誤差가 작은 것으로 나타났으며 DC가 두번째, 그리고 本源通貨가 가장 豫測力이 나쁜 것으로 나타나고 있다.

3. 流通速度의 動態的反應 比較

St. Louis式의 縮略型 方程式은 적어도 두 가지의 問題點을 갖는 것으로 批判을 받아 왔다. 먼저 同模型은 金融變數와 財政變數가 經常GNP에 대해 外生的이라고 가정하고 있는데 이의 타당성이 문제시되고 있다. 둘째, 變數들의 變化를 自己回歸的으로 確定的인(autoregressively deterministic) 부분과 確率的인(stochastic) 부분으로 구분하고 있지 않다.

本節에서는 이들 問題點에 대한 해결 방안으로서 B. Friedman의 方式에 따라 「벡터」自己回歸分析(vector autoregression, 이하에서

〈表 4〉 標本期間 밖의 시뮬레이션誤差의 비교

	CU	MB	M_1	M_2	DC
1 9 7 7	−0.091	−0.072	−0.021	−0.001	−0.093
1 9 7 8	−0.011	−0.001	0.107	0.068	0.024
1 9 7 9	0.378	−0.108	−0.010	−0.025	−0.045
1 9 8 0	−0.188	−0.130	−0.268	−0.283	−0.178
1 9 8 1	−0.164	−0.029	0.004	−0.056	0.045
ME	−0.015	−0.068	−0.039	−0.059	−0.050
MAE	0.541	0.734	0.701	0.645	0.580
RMSE	0.497	0.856	0.869	0.773	0.577

註 : *ME* : 平均誤差
MAE : 平均絶對誤差
RMSE : Root mean square error
誤差 : 豫測値−實際値

는 VAR라 略함)을 사용, 流通速度들의 獨立的인 충격, 즉 「이노베이션」(innovation)에 대한 動態的 反應을 살펴보기로 한다[21].

원래 VAR模型은 종래의 巨視計量模型이 갖는 결함을 극복하기 위한 시도로서 Sims (1980)에 의해 開發된 것인데, 同模型은 사전에 內生變數와 外生變變를 구분하지 않고 몇 개의 經濟變數「그룹」이 서로의 過去値와 今期의 攪亂項에 의해서 결정된다는 假定에서부터 출발하고 있다.

이 方式을 좀더 구체적으로 설명해 보면 우선 分期資料를 이용하여 다음의 VAR方程式을 추정하였다.

$$\begin{bmatrix} lnM_t \\ ln\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} T + \begin{bmatrix} B_{11} B_{12} \\ B_{21} B_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} lnM_{t-1} \\ ln\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \cdots (2)$$

단, M은 金融指標, Y는 經常GNP, u_i들은 攪亂項, T는 $T=t$인 趨勢變數, α_i들은 推定되어야 하는 係數들이고, B_{ij}들은 固定係數 時差演算多項式(fixed-coefficient lag operator polynomials)들을 나타낸다.

이 模型과 B. Friedman의 模型과의 차이점은 趨勢變數가 포함되어 있다는 점이다. 推定에 사용된 期間中 韓國의 巨視經濟變數들은 계속적으로 매우 빨리 증가하였으므로 趨勢變數가 필요하였다.

推定된 自己回歸式(2)를 풀면 다음과 같은 형태의 移動平均式을 갖게 된다.

$$\begin{bmatrix} lnM_t \\ ln\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{bmatrix} T + \begin{bmatrix} \lambda_{11} \lambda_{12} \\ \lambda_{21} \lambda_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \cdots\cdots (3)$$

단, γ_i들은 固定된 係數들이고 δ_i와 λ_{ij}들은 金融指標와 經常所得을 u_1과 u_2의 現在값과 과거 資料들의 函數로 나타내기 위해 (2)式에서 α_i와 B_{ij}를 반복적으로 대입해 구해진 固定係數 時差演算多項式을 표시한다.

끝으로 u_1과 u_2가 一般的으로 獨立的이 아니므로 1回의 「이노베이션」(innovation)의 영향을 分析하기 위해서는 直交化(orthogonalization)가 필요하다. 이 과정을 거치면 模型(3)은 다음과 같이 변형된다.

$$\begin{bmatrix} lnM_t \\ ln\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} T + \begin{bmatrix} \theta_{11} \theta_{12} \\ \theta_{21} \theta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nu_1 \\ \nu_2 \end{bmatrix} \cdots\cdots (4)$$

단, ν_i들은 새로운 獨立的 攪亂項들이다[22].

〈表 5〉에는 1961年 1/4分期부터 1981年 4/4

〈表 5〉 **流通速度의 動態的 反應分析**(2變數)

(단위 : %)

分期	指標別 流通速度의 變化				
	CU	MB	M_1	M_2	DC
	A. 金融指標에 1%의 1回的 「이노베이션」이 있는 경우의 反應				
1	−1.00	−1.00	−1.00	−1.00	−1.00
4	−0.71	−1.06	−1.13	−1.98	−2.37
8	−0.37	−0.79	−0.79	−2.76	−2.05
12	−0.14	−0.17	−0.11	−2.21	−0.87
16	−0.06	0.10	0.26	−1.12	0.09
20	−0.07	0.20	0.35	−0.15	0.39
	B. 經常所得에 1%의 1回的 「이노베이션」이 있는 경우의 反應				
1	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
4	0.22	0.30	0.13	0.42	0.24
8	−0.07	−0.10	−0.08	0.12	0.25
12	−0.15	−0.14	0.08	0.09	0.52
16	−0.13	−0.01	0.26	0.36	0.59
20	−0.07	−0.03	0.21	0.48	0.28

註 : 標本期間은 1962. Ⅰ～1981. Ⅳ.

21) 外生性의 문제는 4節 이하에서 보다 상세하게 다루게 된다.
VAR의 이론적 측면에 관하여는 Sims(1980, 1982), 同方式을 利用한 硏究로는 B. Friedman 以外에 Gordon-King(1982) 參照. 이에 대한 批判으로는 Mc Callum(1982) 參照.

22) 直交化와 「시뮬레이션」을 위해 RATS 「프로그램」이 使用되었다. 直交化의 具體的인 方法에 관하여는 B. Friedman(1981) 參照.

分期까지의 資料를 이용하여 모든 變數에 대해 8分期의 時差變數를 도입하여 經常所得과 金融指標에 대해 推定한 VAR式을 「시뮬레이션」한 결과가 나타나 있다. 이 表에서는 回歸分析의 모든 결과를 제시하지는 않았고 1回의 「이노베이션」에 대한 流通速度의 5年間의 動態的 반응을 요약하였다. 이 動態的 반응은 經常所得에 대한 효과에서 金融指標에 대한 1回的 효과를 差減하여 계산된 것이다. 表의 윗부분은 각 指標 쪽의 1%「이노베이션」에 대한 다섯 가지 流通速度의 時間 경과에 따른 변화를 나타내고 있다. 假定에 의해 Y는 同期間에는 아무런 영향을 받지 않으므로 첫번째 分期에는 모든 流通速度가 1%씩 떨어진다. 그러나 여러 分期가 경과한 후에는 Y가 증가하거나 M이 減少하거나 혹은 Y는 증가하고 M은 減少함에 따라 流通速度는 원래의 수준으로 되돌아가게 된다. 表에서 보면 現金通貨의 流通速度가 다섯 가지 指標中에서 가장 빨리 원상태로 돌아가는데 이는 상대적인 安定性을 나타낸다고 할 수 있다. 3年後에는 그 경로가 거의 충격을 주기 전의 수준에 이르고 그 이후에도 과잉으로 반응하지는 않았다. 本源通貨와 M_1의 流通速度는 비슷한 반응경로를 보였으나 반응이 늦게 나타났으며 약 4年後에야 원래의 수준으로 돌아갔다. 流通速度의 원상회복에 있어서 가장 느린 반응을 보인 것은 M_2이다. 이 경우는 4年이 경과한 후에도 원래의 수준으로 돌아갈 것 같은 기미를 보이지 않고 있다.

〈表 5〉의 아랫부분에는 經常所得 쪽에 1%의 1回的 「이노베이션」이 있는 경우 流通速度의 반응에 대한 「시뮬레이션」 결과를 실었다. 1期에는 모든 流通速度가 1%의 증가를 보인다. 그러나 그 이후에 Y의 「이노베이션」 효과가 사라지거나 M이 증가하거나 혹은 두 가지 모두가 발생함으로써 流通速度가 줄어든다. 現金通貨, 本源通貨, M_1의 流通速度는 모두가 매우 빨리 減少하여 2年 안에 원래의 수준으로 거의 회복되었다. 반면에 M_2와 DC의 流通速度는 회복이 느렸을 뿐 아니라 불안정한 움직임을 보였다.

이런 類型의 檢定에 대해서 經常所得變化에서 實質所得變化分과 物價變化分을 분리시켜야 한다는 주장이 많기 때문에 이번에는 變數를 하나 더 늘려 3變數 模型에 대한 「시뮬레이션」을 행하였다.

推定에 사용된 式은

$$\begin{bmatrix} lnM_t \\ ln\,X_t \\ ln\,P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix} T + \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & B_{13} \\ B_{21} & B_{22} & B_{23} \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} M_{t-1} \\ X_{t-1} \\ P_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} \cdots (5)$$

인데 P는 GNP「디플레이터」, X는 實質所得이고 다른 記號는 2變數의 경우와 동일하다.

이를 直交化된 移動平均式으로 풀어 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} lnM_t \\ ln\,X_t \\ ln\,P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{bmatrix} T + \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} & \theta_{13} \\ \theta_{21} & \theta_{22} & \theta_{23} \\ \theta_{31} & \theta_{32} & \theta_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nu_1 \\ \nu_2 \\ \nu_3 \end{bmatrix} \cdots\cdots (6)$$

〈表 6〉에는 細部的인 推定結果는 생략되고 「시뮬레이션」의 결과만이 요약되어 있다. 流通速度에 대한 1回的 충격의 효과는 物價와 實質所得에 대한 效果의 合計에서 金融指標에 대한 1回的 충격의 效果를 差減하여 계산된 것이다. 推定에 사용된 期間과 時差의 갯수는 2 變數의 경우와 같다.

〈表 6〉의 윗부분에는 金融指標에 1%의 「이노베이션」이 있는 경우 流通速度의 反應이 나

〈表 6〉 流通速度의 動態的 反應分析(3變數)

(단위 : %)

分期	指標別 流通速度의 變化				
	CU	MB	M_1	M_2	DC
	A. 金融指標에 1%의 1回的 「이노베이션」이 있는 경우의 反應				
1	−1.00	−1.00	−1.00	−1.00	−1.00
4	−0.45	−0.74	−0.58	−1.88	−2.58
8	−0.08	−0.40	−0.16	−2.52	−2.41
12	0.00	−0.02	−0.13	−1.89	−1.57
16	0.12	0.10	0.27	−0.74	−0.63
20	0.12	0.08	0.73	0.13	0.10
	B. 實質所得에 1%의 1回的 「이노베이션」이 있는 경우의 反應				
1	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
4	−0.14	−0.47	−0.33	0.43	0.16
8	−0.58	−1.24	−1.05	0.35	0.14
12	−0.57	−0.58	−0.44	0.91	0.77
16	−0.41	0.57	0.41	1.31	1.27
20	−0.11	0.98	0.50	0.81	0.97
	C. 物價에 1%의 1回的 「이노베이션」이 있는 경우의 反應				
1	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
4	0.38	1.00	0.29	0.64	0.52
8	0.50	1.15	0.85	0.43	0.89
12	0.31	0.89	1.06	−0.11	0.81
16	0.28	0.60	0.65	−0.50	0.23
20	0.32	0.30	0.45	−0.67	−0.39

註 : 標本期間은 1962. Ⅰ～1981. Ⅳ.

타나 있다. 그 결과는 2 變數의 경우와 유사하여 現金通貨의 流通速度가 가장 빨리 원래의 수준으로 돌아갔고 M_2와 DC의 流通速度가 가장 늦은 반응을 보이고 있다. 實質所得의 「이노베이션」에 대한 반응은 〈表 6〉의 중간 부분에서 볼 수 있는 바와 같이 매우 빠른 것으로 나타나고 있다. 1年內에 現金通貨, 本源通貨, M_1의 流通速度가 원래 수준으로 회복되었다. 반면 M_2의 流通速度는 비교적 느린 반응을 보여주고 있다. 끝으로 物價變化에 대한 반응은 위의 두 경우와 다소 상이한 「패턴」을 보여주었다. 이번에는 M_2의 流通速度가 3年 이내에 가장 먼저 충격전의 수준으로 돌아간 반면 다른 指標들의 회복 속도는 극히 완만하였다.

4. Granger檢定

지금까지의 세 가지 實證分析은 經常所得과 金融指標들과의 관계의 상대적 安定度를 비교해 본 것들이었다. 그러나 安定性이 높다고 하더라도 兩變數間의 因果關係가 經常所得에서 金融指標 쪽으로 흐르거나 「피드백」(feed-back)이 存在한다면 通貨指標로서의 有用性이 크게 制約될 것이다. 本節을 포함하는 이하의 3個節에서는 이와 같은 因果關係 또는 外生性(exogeneity)에 관한 實證的 分析結果를 要約하고 있다.

Granger의 定義에 의하면 두 確率變數 Y, M 間에 있어서 과거의 Y값들과 다른 變數 M의 과거값들을 사용하여 豫測한 Y값들이 Y의 과거값들만을 사용하여 豫測한 것보다 좋다면 M에서 Y에로 因果關係가 存在한다고 한다[23]. 좀더 구체적으로 보기 위해서 $\sigma^2(Y|I)$를 M에 관한 情報를 포함하는 情報群 I를 사용해서 Y를 豫測한 경우의 誤差의 分散이라하고 $\sigma^2(Y|I-M)$는 M에 관한 情報가 없는 情報群을 이용한 경우의 誤差의 分散이라고 假定해 보자. 이 경우 $\sigma^2(Y|I)<\sigma^2(Y/I-M)$이면 M에서 Y에로 Granger因果關係가 존재한다고 말한다. 만일 $\sigma^2(Y|I)<\sigma^2(Y|I-M)$와 $\sigma^2(M|I)<\sigma^2(F|I-Y)$가 동시에 충족되면 兩變數간에 「피드백」이 존재함을 나타내어 주므로 이런 경우에는 因果關係가 M으로부터 Y로, 또한 Y로부터 M으로 모두 存在한다고 말한다.

Granger因果關係를 檢定하기 위해 다음의

23) Granger(1969) 參照.

模型을 推定하였다.

$$ln\,M_t=\alpha_1+\beta_1 T+\sum_{i=1}^{4}\gamma_i\,ln\,M_{t-i}+\sum_{i=1}^{8}\delta_i\,ln\,Y_{t-i}+\mu_t \cdots\cdots\cdots\cdots(7)$$

$$ln\,Y_t=\alpha_2+\beta_2 T+\sum_{i=1}^{4}\theta_i\,ln\,Y_{t-i}+\sum_{i=1}^{8}\lambda_i\,ln\,M_{t-i}+\nu_t \cdots\cdots\cdots\cdots(8)$$

단, M, Y, T는 각각 金融指標, 經常所得, 線型趨勢變數이고 μ와 ν는 攪亂項들이며 標本期間은 1962年 1/4分期에서 1981年 4/4分期까지이다[24].

〈表 7〉의 윗부분에는 金融指標로부터 GNP의 方向으로 因果關係가 成立하는지의 여부를 檢定한 결과가 나타나 있다. 여기에서 F-統計値는 各金融資産의 時差項(λ_i)들이 모두 0이라는 假說, 즉 이들의 結合有意度(joint significance)를 檢定하기 위한 統計値이다. 다섯가지 指標中 現金通貨의 경우에만 金融指標의 過去値가 GNP의 變動을 설명하는 데 아무런 도움을 주지 못한다는 假說이 5%의 有意水準에서 기각될 수 있었다. 여타 金融指標의 경우에는 F-統計値가 작아서 經常所得의 豫測에 있어서 이들 變數의 過去値가 뚜렷한 說明力을 갖지 못하는 것으로 나타났다.

表의 下端은 GNP가 원인이 되어 金融指標들의 움직임을 유발하는지의 여부를 檢定한 결과들을 보여주고 있다. 各方程式에서 δ_i의 合이 0이라는 歸無假說은 DC의 경우 1%의 有意水準에서 기각될 수 있었고 M_1과 M_2에 대해서는 5%의 有意水準에서 기각될 수 있었다. 한편 現金通貨와 本源通貨의 경우에는 F-統計値가 一般的인 有意水準보다도 낮은 것으로 나타나고 있어서 GNP에 관한 정보가 이들 通貨指標의 움직임을 예측하는 데 별도움이 못된다는 점을 알 수 있다.

이상의 檢定結果를 要約해 본다면 現金通貨로부터 經常所得으로의 一方的인 因果關係(unidirectional causality)가 존재하는 반면 M_1, M_2, DC의 경우에는 오히려 逆의 方向으로 因果關係가 成立하는 것으로 나타나고 있다.

〈表 7〉 **Granger 檢定結果**

從屬變數	獨立變數	F-統計値
GNP	CU, GNP	3.80***
GNP	MB, GNP	0.50
GNP	M_1, GNP	1.57
GNP	M_2, GNP	1.58
GNP	DC, GNP	1.39
CU	GNP, CU	1.51
MB	GNP, MB	0.67
M_1	GNP, M_1	2.63**
M_2	GNP, M_2	2.23**
DC	GNP, DC	3.58***

註 : F-値는 첫번째 獨立變數의 係數들의 값이 모두 0이라는 假說을 檢定하기 위한 統計値임.
** 5% 有意水準
*** 1% 有意水準
標本期間은 1962. Ⅰ~1981. Ⅳ.

5. Sims 檢定

Granger因果關係를 檢定하기 위하여 Sims가 提示한 方法은 現在의 經常所得을 과거, 현재, 미래의 金融變數들에 대해 회귀분석하여 미래의 金融變數들의 係數의 有意水準을 검정하는 것이다[25]. 만일 未來의 金融變數들의 係數群 전체가 統計的으로 有意하지 않다면 金融變數들은 經常所得에 대해 外生的이다[26].

24) 方程式의 具體的인 形態는 Hafer(1981)를 따른 것이다.
25) Sims(1972) 參照.
26) 本硏究에서는 "外生性(exogeneity)"과 "因果性(causality)"을 區分없이 使用하고자 한다. 兩槪念間의 엄밀한 區分과 특정조건하에서 兩者가 동일한 意味를 갖는 점에 관하여는 Hafer(1981) 參照.

推定에 사용된 式은 다음과 같다.

$$ln\,M_t=\alpha_1+\beta_1\,T+\sum_{i=8}^{-4}\gamma_i\,ln\,Y_{t-i}+\mu_t\cdots(9)$$

$$ln\,Y_t=\alpha_2+\beta_2\,T+\sum_{i=8}^{-4}\delta_i\,ln\,M_{t-i}+\nu_t\cdots(10)$$

단, M, Y, T는 각각 金融指標, 經常所得, 趨勢變數들이고 μ와 ν는 임의의 攪亂項(white noise disturbance term)들이다. 만일 推定된 係數들, 즉 (9)式의 $\gamma_{-1}, \gamma_{-2}, \gamma_{-3}, \gamma_{-4}$가 모두 同時에 0이라면 Granger 因果關係 (Granger causality)는 곧 統計的 外生性 (statistical exogeneity)과 일치하게 된다. 이 檢定에서는 獨立變數中에 先行變數(lead)들이 포함되어 있으므로 推定期間은 1962年 1/4分期에서 1980年 4/4分期로 줄어들었다.

〈表 8〉은 Sims檢定結果의 F-統計値들을 보여주고 있다. 여기에서 F-値는 先行變數의 推定係數들이 모두 0이라는 假說을 檢定하기 위한 統計値이다. 이 檢定에서는 攪亂項들간에 時系列相關이 없어야 하므로 단순한 線型「필터」과정(linear filtering process)을 거쳤다. 구체적으로는 원래의 資料로 方程式 (9)와 (10)을 推定한 뒤 殘差項들을 다음의 두 時差變數, 즉 $\mu_t=a_1+b_{11}\mu_{t-1}+b_{12}\mu_{t-2}+\omega_t$와 $\nu_t=a_2+b_{21}\nu_{t-1}+b_{22}\nu_{t-2}+\tau_t$(단, μ와 ν는 推定된 殘差項들이고, ω와 τ는 Sims檢定에서 요구되는 특성을 모두 갖춘 誤差係數임)들에 대해 回歸分析하였다. 統計的으로 有意性있는 b_{ij}係數들이 資料를 whitening하는 데 사용되었다. 그러고 난 후 1962年 3/4分期에서 1980年 4/4分期까지의 자료들을 사용하여 方程式(9)와 (10)을 다시 推定하였으며 回歸分析 결과에 의해 F-統計値가 구해졌다. 사용된 필터(filter)들도 表에 표시되어 있다[27].

〈表 8〉의 윗부분에는 먼저 GNP가 金融指標에 대해 外生的이라는 假說을 검정한 결과가 나타나 있다. 標準的인 有意水準을 적용해 보았을 때 이 결과는 經常所得이 어떠한 金融指標에 대해서도 外生的이 아니라는 것을 가리키고 있다. 반면에 表의 아랫 부분에서는 逆의 假說, 즉 金融變數가 所得에 대해 外生的이라는 假說을 檢定한 결과를 볼 수 있다. 本源通貨의 경우에는 5%, M_2와 DC의 경우 10%의 有意水準에서 이 假說은 기각될 수 있었다. 그러나 現金通貨와 M_1의 경우 同假說을 기각하기에는 F-統計値가 너무 낮은 것으로 나타나고 있다. 그러므로 Sims檢定結果는 現金通貨, M_1이 經常所得에 대해 外生的인 반면, 經常所得과 다른 세 金融指標 즉 本源通貨 M_2 및 DC 사이에는 피드백(feedback)이 존재한다는 점을 시사해 주고 있다.

〈表 8〉 Sims檢定結果

從屬變數	獨立變數	F-統計値	필터 $t-1$	필터 $t-2$
CU	GNP	2.028*	0.61	0.02
MB	GNP	2.091*	1.15	−0.28
M_1	GNP	2.945**	0.80	−0.02
M_2	GNP	3.369**	1.56	−0.62
DC	GNP	2.830**	1.67	−0.73
GNP	CU	0.111	−0.27	−0.31
GNP	MB	2.616**	−0.41	0.24
GNP	M_1	0.848	−0.31	−0.12
GNP	M_2	2.240*	−0.82	−0.22
GNP	DC	2.310*	−0.75	−0.15

註 : F-値는 獨立變數중 先行變數의 추정계수 값이 모두 0이라는 가설을 검정하기 위한 統計値임.
* 10%水準에서 有意함.
** 5%水準에서 有意함.
標本期間은 1962. Ⅲ~1980. Ⅳ.

27) Sims는 2次式「필터」인 $(1-kL)^2$를 使用하였으며 k는 0.75로 定하였다. 여기서 L은 lag operator이다. 이 점에 관한 비판과 보다 신축적인 「필터링」方式에 관하여는 Mehra(1978) 參照.

6. 3變數 VAR檢定

2變數 VAR을 사용한 外生性 檢定은 Granger-Sims檢定과 유사하므로 本節에서는 3變數 VAR을 사용한 결과를 要約해 보기로 한다. 이번에도 사용된 變數들은 金融指標, 實質所得, 物價水準이다.

〈表 9〉에는 3變數模型 方程式體系 (5)의 推定에 따른 統計値들이 나타나 있다. 여기서의 F-統計値들은 그 式內의 특정한 變數에 대한 모든 B_{ij}係數들이 0이라는 歸無假設을 檢定하기 위한 것이다. 檢定結果에 따르면 現金通貨와 本源通貨는 實質所得에 대해 外生的이라는 점이 밝혀지고 있다. 이는 이들 變數가 實物部門에 대해 中立的이 아니라는 의미와 같다. M_1과 DC의 경우에 있어서는 이와 반대로 오히려 實質所得이 이들 指標들에 대해 外生的인 것으로 나타나고 있다. 檢定結果는 또한 實質所得과 M_2 사이에 피드백(feed back)의 관계가 있을 수 있다는 점을 알려주고 있다. 物價水準은 本源通貨를 제외한 다른 어떤 金融變數나 實質所得에 의해서도 영향을 받지 않는다는 것이 밝혀졌다. 또한 미리 정해진 物價水準은 M_2를 제외한 다른 어떤 變數에도 有意性있는 영향을 주지 않는 것으로 나타나고 있다.

〈表 9〉 3變數 VAR 檢定結果

	$F(M)$	$F(X)$	$F(P)$
	1. CU를 包含하는 방정식 체계		
CU	3.27***	1.38	0.38
X	1.96*	12.72***	0.85
P	0.97	1.00	18.75***
	2. MB를 포함하는 방정식 체계		
HP	12.40***	1.22	0.48
X	1.95*	17.09***	1.05
P	0.89	1.88*	18.97***
	3. M_1을 포함하는 방정식 체계		
M_1	12.10***	2.29**	0.74
X	1.44	14.22***	0.77
P	1.41	0.69	16.81***
	4. M_2를 포함하는 방정식 체계		
M_2	178.63**	2.33**	1.85*
X	1.84*	18.43**	1.13
P	1.56	1.63	5.23***
	5. DC를 포함하는 방정식 체계		
DC	207.67***	2.63**	1.70
X	1.18	14.48***	0.78
P	1.37	1.39	9.96***

註 : 숫자들은 괄호 안에 든 變數들의 모든 係數가 零이라는 假說을 檢定하기 위한 F-統計値임.
* : 10% 有意水準
** : 5% 〃
*** : 1% 〃
M : 各金融指標, X : 實質所得,
P : GNP「디플레이터」
標本期間은 1962. Ⅰ~1981. Ⅳ.

Ⅴ. 要約 및 結論

第Ⅳ章의 實證的인 分析結果만 본다면 그리고 流通速度의 安定性과 指標의 外生性만을 기준으로 한다면 과거 22年間(60年부터 81年까지) 우리나라의 通貨政策指標로서 가장 有用했던 것은 現金通貨라고 할 수 있겠다. 그러나 먼저 이와 같은 結論이 가지는 한계를 분명히 해 둠으로써 불필요한 誤解나 지나친 비약에 대한 대비책으로 삼고자 한다.

우선 實證的인 分析은 分析技法이나 對象期間에 따라 그 결과가 크게 달라질 수 있으므로 本結果의 해석이나 指標選定에 있어서 신중을 기해야 한다는 점이다. 특히 최근에는 신용「카드」의 發達, 家計手票制의 導入 등 現金通貨需要의 안정성을 교란시키는 要因들이

많이 발생해 왔으므로 과거에 그랬다고 해서 최근 및 앞으로도 現金通貨가 가장 좋은 指標일 것이라는 점이 반드시 보장될 수는 없는 것이다. 또한 本稿를 비롯한 대부분의 硏究結果에서 指標間의 成果面에서의 차이가 그렇게 크지 않다는 점을 보더라도 中心指標는 여러 각도에서의 硏究를 바탕으로 신중히 모색되어야 할 것이다. 따라서 실제의 政策運用에 있어서도 한 가지의 指標에만 경직적으로 의존하는 것보다는 여타 指標의 움직임도 충분히 관찰, 활용하는 것이 보다 바람직하다 하겠다.

實證的 分析結果에 관해 좀더 언급한다면 과거 우리나라와 같은 金融構造下에서 現金通貨 등 狹義의 指標가 廣義의 指標보다 우수할 수도 있다는 理論的인 可能性은 Ro(1984)에서 指摘되고 있다. 銀行貯蓄性預金이 短資會社를 비롯한 第2金融圈이 提供하는 金融資産 또는 私債와 높은 代替關係를 가질수록 M_2보다는 現金通貨 또는 M_1의 運用目標로서의 機能과 重要性이 提高될 수 있다는 것이다. 우리는 이미 CP 또는 CD의 導入過程에서 이와 같은 金融資産間의 代替性이 매우 높다는 사실을 確認한 바 있다.

狹義의 指標가 우월성을 보일 수 있는 또 한 가지 가능성은 Tobin(1980)의 論評에서 찾아볼 수 있다. 그에 의하면 中央銀行이 일단 어떤 金融變數를 中心指標로 選定, 統制하기 시작하는 時點부터 그 指標와 實物經濟活動과의 그간의 긴밀한 관계는 안정성을 잃기 시작한다는 것이다. 實證硏究에 사용된 指標中 現金通貨를 제외한 4個가 모두 期間中 한번은 中心指標로 選定되어 統制를 받아 왔다는 점은 흥미있는 사실이라 하겠다.

本章의 나머지 부분은 實證分析結果와 관련하여 앞으로의 硏究 및 政策方向에 관한 提言과 論評의 기회로 삼고자 한다.

첫째, 現金通貨에 대한 보다 많은 관심과 硏究가 뒤따라야 할 것으로 생각된다. 우리나라는 現金通貨比率이 先進國에 비해 높으며 支給制度의 改善에도 불구하고 앞으로 상당기간은 現金通貨가 實際的으로 支拂手段의 主宗을 이룰 것으로 보이기 때문이다. 또한 일부 要求拂預金性格을 가진 預金이 貯蓄性預金으로 분류되어 있는 현재의 方式下에서는 現金通貨가 적어도 M_1보다는 實物經濟活動과 긴밀한 관계를 가질 가능성이 큰 것이다.

둘째, 指標選定硏究에 있어서 實證的인 硏究와 함께 理論的인 分析도 併行되어야 하겠다는 점이다. 특히 우리나라의 金融市場은 人爲的인 低(實質)金利政策과 1981年 中盤까지의 比較的 높은 支準率, 私債市場의 존재 등 여러 가지 특징을 가지고 있으므로 우리나라 通貨政策에 관련되는 제반 연구들은 이와 같은 특징을 갖춘 모형을 토대로 하여야 할 것이다. 理論的 分析이 併行되어야 앞으로 金融自由化 추진에 따른 環境變化가 通貨指標選定, 通貨政策의 有效性 등에 미치는 효과의 分析 또한 가능해 질 것이다.

세째, 현재 政策當局이 추진하고 있는 사항으로서 第2金融圈의 負債를 포함하는 指標인 M_3를 개발, 활용하는 것은 바람직한 政策方向이기는 하나 몇 가지 問題點에 대한 이해가 先行되어야 할 것이다. 우리나라의 M_3는 보험회사와 開發金融機關까지 포함하고 있어 여타국의 M_3보다 훨씬 廣義의 槪念이므로 이에 대한 通貨當局의 統制可能性이 문제가 될 것이다. 앞으로 명실상부한 金融自律化가 이루어질 경우에는 신속하고 정확한 통제 가능성

이 더욱 낮아질 것으로 예상된다. 또한 銀行金融資產과 餘他金融資產間에 높은 代替關係가 있다는 點에서 M_3의 開發이 소망스럽기는 하나 아직도 私債市場이 존재하고 制度金融市場과의 代替 또는 보완관계가 존재한다면 M_3도 역시 불충분한 指標가 될 수밖에 없는 것이다.

네째, 補助指標로서의 金利의 機能이 提高되어야 하겠다는 것이다. 현재 公式的으로 집계되며 속보성이 있는 資金市場 動向資料로서는 要求拂預金 回轉率과 不渡率의 두 가지뿐인데 統計上의 문제점들 때문에 이들이 본격적인 補助指標로서 이용되기는 어려운 실정이다. 우선 要求拂預金은 그 分類부터 문제가 되고 있으며 不渡率은 정책적 배려에 의한 不渡의 一時的 防止 또는 간헐적인 不正手票事犯 단속강화 등의 교란적인 조치에 의해 왜곡된 정보를 전해 줄 가능성이 있다. 이에 대신할 수 있는 것이 金利指標이며 金利가 제 機能을 할 수 있기 위해서는 물론 金利自由化가 先行되어야 할 것이다.

다섯째, 장래의 金利自由化 및 金融自律化에 따르는 문제점들에 관하여 硏究와 대처방안이 마련되어야 하겠다는 것이다. 金利를 規制하면서 總量指標까지 統制하는 한 私債市場은 거의 언제나 활발한 거래를 보일 것이다. 한편 金利가 自由化되면서 總量指標만이 中心指標가 될 경우 美國의 예에서 볼 수 있는 바와 같이 短期利子率은 심한 등락을 보일 것이며 이에 대한 對應策이 구상되어야 할 것이다. 또한 지금까지의 연구나 관심에서 通貨政策의 조작수단(instrument)은 무시되어 온 경향이 있는데 앞으로는 이에 관한 硏究도 併行되어야 할 것이다. 왜냐하면 自律化의 進展에 따라 종래의 창구지도(moral suasion) 또는 사실상의 직접적인 銀行與信規制方式은 더 이상 사용되기 곤란해질 것이기 때문이다. 金融指標가 擴大되어 第2金融圈의 金融資產까지를 포함하는 경우에는 더욱 그러하다 하겠다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金大植, 李炳達, 「Divisia Index에 관한 理論 및 通貨指標에의 應用方法」, 『韓國銀行調査統計月報』, 1982. 12.

南相祐, 「通貨政策上의 適正通貨指標」, 『韓國開發硏究』, 第2卷 第2號, 1980.

南相祐, 「中心通貨指標의 選定」, 『KDI分期別經濟展望』, 1982. 5.

南相祐, 李德勳, 「最近景氣動向과 通貨政策」 『KDI分期別 經濟展望』, 1984. 6.

朴在潤, 河成根, 「各種通貨指標에 관한 實證的分析」 『韓國銀行調査統計月報』, 1982. 2.

朴哲, 「金融構造의 變化와 通貨指標의 擴大」, 『調査月報』, 1976. 7. pp. 16~35.

孫正植, 「適正通貨政策指標의 選定」, 『經濟硏究』, 漢陽大學校 經濟硏究所, 1983. 11.

申玄哲, 「通貨와 國民所得과의 因果關係」, 『韓國銀行調査月報』, 1978. 7.

李吉寧, 「通貨信用政策과 中心通貨指標의 選定」, 『韓國銀行調査月報』, 1984. 9.

정진건, 「金融資產의 代替彈力性 推定」, 『韓國銀行調査月報』 1979.

韓國銀行, 「새로운 通貨指標 M_3의 編制內容」,

『週刊内外經濟』, 1984. 10. 27.

鈴木淑夫, 「日本金融經濟論」, 東洋經濟新報社, 1983.

Barnett, William A., "The User Cost of Money," *Economics Letters*, 1, 1978, pp. 145~149.

Barnett, William A., "Economic Monetary Aggregates; An Application of Aggregation and Index Number Theory," *Journal of Econometrics*, 14, 1980a, pp. 11~48.

_____, "*The Optimal Level of Monetary Aggregation*," *Journal of Money, Credit, and Bonking, 14*, 1982, pp. 687~710.

_____, "Recent Monetary Policy and the Divisia Monetary Aggregates," *The American Statistician*, August, 1984. 8.

Brunner, K., and Meltzer, "The Meaning of Monetary Indicators," in *Monetary Process and Policy*, edited by G. Horwich. Richard Irwin, 1969.

Bryant, Ralph C., *Controlling Money: The Federal Reserve and its Critics*, The Brookings Institution, 1983.

Cagan, Phillip, "The Choice among Monetary Aggregates as Targets and Guides for Monetary Poicy," *Journal of Money, Credit and Banking*, 1982. 11.

Chetty, V. Karuppan, "On Measuring the Nearness of Near-Moneys." *American Economic Review 59*, 1969, pp. 270~281.

Davis, Richard G., "Broad Credit Measures as Targets for Monetary Policy," *Federal Reserve Bank of New York, Quarterly Review*, Winter, 1979~80.

Foot, M.D.K.W., "Monetary Targets: Their Nature and Record in the Major Economics," Brian Griffiths and Geoffrey Wood(ed), *Monetary Targets*, 1981.

Friedman, Benjamin M., "Targets, Instruments, and Indicators of Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics 1*, 1975. 10.

_____, "The Inefficiency of Short Run Monetary Targets for Monetary Policy," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, 1977.

_____, "The Relative Stability of Money and Credit 'Velocities' in the United States: Evidence and Some Speculations," *NBER Working Paper No. 645*, 1981.

_____, "The Roles of Money and Credit in Macroeconomic Analysis," in James Tobin(ed) *Macroeconomics, Prices and Quantities: Essays in Memory of Arthur M. Okun*. Washington: the Brookings Institution. 1983.

_____, "Debt and Economic Activity in the United States," in Benjamin Friedman (ed.), *The Changing Roles of Debt and Equity in Financing U.S. Capital Formation*, Chicago: University of Chicago Press. 1982.

Friedman, Milton, and Schwartz, Anna J., *A Monetary History of the United States, 1867~1960*. Princeton University Press. 1963.

_____, *Monetary Statistics of the United States*, New York: Colombia University Press for the National Bureau of Economic Research. 1970.

Granger, C.W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, 37, 1969.

Goodfriend, Marvin, "The Promises and Pitfalls of Contemporaneous Reserve Requirements for the Implementation of Monetary Policy," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, May/June 1984.

Gordon, Robert J., and King Stephen. "The Output Costs of Disinflation in Traditional and Vector-Autoregressive Models," *Brooking Papers on Economic Activity*, No. 1, 1982.

Gurley, John G., and Shaw, Edward S. "Financial Intermediaries and the Saving Investment Process," *Journal of Finance 11* 1956, pp. 257-276.

_____, *Money in a Theory of Finance*, Washington D.C: Brookings Institution. 1960.

Hafer, R.W., "Selecting a Monetary Indicator: A Test of New Monetary Aggregates," *Federal Reserve Bank of St. Louis, Review*. 1981. 2

Ishida, Kazuhiko, "Divisia Monetary Aggregates and Demand for Money: A Japanese Case," *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*. 1984. 6.

Islam, Shafigul, "Monetary and Credit Aggregates as Intermediate Targets: Empirical Evidence from Three Industrial Countries." *Federal Reserve Bank of New York, Research Paper* No. 8023, 1982.

Kareken, John H., Muench. Thomas J. and Wallace, "Optimal Open Market Strategy: The Use of Information Variables." *American Economic Review 64*, 1973. 3.

Kaufman, H., "A New Target for Monetary Policy," A Statement Presented to a Seminar of the Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington D.C. 1979. 6. 5.

Kopcke. Rechard W., "Must the Ideal 'Money Stock' be Controllable?" Federal Reserve Bank of Boston, *New England Economic Review*. March/April 1983.

Levin, Fred J., "The Selection of a Monetary Indicator: Some Futher Empirical Evidence," Federal Reserve Bank of New York, *Monetary Aggregate and Monetary Policy* 1974.

McCallum, Bennett T., "Macroeconomies After a Decade of Rational Expectation: Some Critical Issues," *Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Review* November/December 1982.

MaCallum, Bennet T., and James G. Hoehn., "Instrument Choice for Money Stock Control with Contemporaneous and Lagged Reserve Requirements," *Journal of Money, Credit and Banking* 1983. 2.

Mehra, Y.P., "Is Money Exogenous in Money-Demand Equation," *Journal of Political Economy*. 1978. 4.

Modigliani, Franco, and Papademus, Lucas, "The Structure of Financial Markets and the Monetary Mechanism." *Federal Reserve Bank of Boston Conference Series* No. 23, 1980, pp. 111~155.

Okubo, T., "Money, Interest, Income and Prices," *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, 1983. 10.

Osborne Dale K., "Ten Approaches to the Definition of Money." *Economic Review by Federal Reserve Bank of Dallas*, 1984. 3.

Organization for Economic Cooperation and Development, *Monetary Targets and Inflation Control*, Monetary Studies Series, 1979.

Poole, William. "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model," *Quartely Journal of Economics* vol. 84 1970. 5, pp. 197~216.

Pautler Paul. A., and Rivard, Richard J. "Choosing a Monetary Aggregate: Causal Relationship as a Criterion," *Review of Business and Economics*. Fall 1979.

Radcliffe Committee on the Working of the Monetary System, *Radcliffe Report*,

London. 1959.

Ro, Sung Tae, *Korean Financial Market and Targets of Monetary Policy.* Unpublished doctoral thesis. Harvard University. Cambridge, 1984. 3.

Saving, T.R., "Monetary-Policy Targets and Indicators." *Journal of Political Economy,* 1967. 8.

Schadrack, Frederick C., "An Empirical Approach to the Definition of Money," Federal Reserve Bank of New York, *Monetary Aggregates and Monetary Policy.* 1974.

Schmidt and R.N. Waud, "The Almon Lag Technique and Monetary Versus Fiscal Policy Debate," *Journal of American Statistical Association.* 68, 1973. 3.

Sims, Christopher A., "Money, Income and Causality," *American Economic Review,* 1972. 9.

_____, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48, January. 1980.

_____, "Policy Analysis with Econometric Models," *Brooking Papers on Economic Activity* No. 1, 1982.

Tobin. James, "Commercial Banks as Creators of 'Money'," in D. Carson(ed). *Banking and Monetary Studies.* Homewood, III : R. Irwin. Inc., 1963, pp. 408~419.

_____"Redefining the Aggregates : Comments on Exercise," in *Measuring the Monetary Aggregates, Compendium of Views,* Prepared by the Subcommittee on Domestic Monetary Policy of the Committee on Banking, Finance and Urban Affairs, House of Representative, 1980. 2.

우리나라의 實效換率指數와 「바스켓」通貨의 最適加重値 試算

金 仁 哲

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序
Ⅱ. 實質實效換率의 意味와 最近 推移
Ⅲ. 우리나라의 「바스켓」通貨의 最適加重値 試算
Ⅳ. 要約과 結論

Ⅰ. 序

우리나라의 換率制度는 1964年 5月 3日부터 單一通貨連動制를 실시해 오던 중 1980年 2月 27日부터 現行과 같은 複合通貨「바스켓」방식으로 制度를 개편했다. 우리나라가 현재 채택하고 있는 「바스켓」數는 두 개로서 SDR「바스켓」과 우리나라 형편에 맞게 채택한 獨自「바스켓」이 있다.

이것은 종래의 固定換率制에서 탈피하여 先進國型의 自由變動換率制로의 移行을 위한 준비단계에 있는 換率制度라 할 수 있다. 특히 現行制度가 二重通貨「바스켓」制度로서 市場變動換率制度의 부작용이라 할 수 있는 換率의 급격한 충격이 自動的인 흡수장치를 통해 어느 정도 완화되며, 또한 일시적이고 급격한 海外經濟의 충격이 있는 경우에는 外換當局의 개입도 어느 정도 허용되고 있는 換率制度이다. 최근의 여러 가지 國際病理現象이 自由市場變動換率制度에 기인한 것으로 비난하고, 심지어는 「브레튼 우드」體制의 固定換率制度로의 복귀를 주장하는 극단적인 견해가 대두되는 이때, 우리의 現行制度는 오히려 先進國의 自由變動換率制度보다 그 機能을 더 效率的으로 수행하고 있다고 볼 수 있다.

그러나 현재 兩「바스켓」通貨의 加重値를 單純貿易加重値로 쓰고 있고 또 그 標本期間이 1975~79年이기 때문에 이를 수정할 필요가 있다. 加重値 選定에 있어서도 實質實效換率을 均衡水準에서 안정적으로 움직이게 하는 最適加重値를 사용할 수가 있겠으며 貿易加重値計算에 있어서도 보다 最近期間을 標本期間으로 하는 것이 바람직할 것이다.

筆者：韓國開發硏究院 副硏究委員

그러므로 本硏究에서는 크게 두 가지 問題에 焦點을 두었다. 하나는 우리나라 實質實效換率의 의미와 최근 推移를 분석하였으며, 또 하나는 우리나라 「바스켓」通貨의 最適加重値를 試算해 봄으로써 換率運用 改善에 一助가 되게 하였다.

Ⅱ. 實質實效換率의 意味와 最近 推移

1. 換率과 國民經濟

換率은 物價, 金利, 賃金과 함께 巨視經濟의 主要價格變數로서 資源의 經濟的 配分에 중요한 역할을 한다. 특히 換率은 相對國 通貨에 대한 自國通貨의 相對價格이기도 하기 때문에, 換率變動은 국내 輸出入業者는 물론 相對國 輸出入業者에게도 지대한 영향을 미친다. 또한 換率變動은 外國人投資收益金의 本國送金에 直接的인 영향을 주기 때문에 국내에 이미 진출해 있거나 앞으로 진출하고자 하는 外國人投資家들에게 지대한 관심사가 되고 있으며 國內企業의 對外債務償還負擔에도 결정적인 영향을 미친다.

換率變動은 대개 각 이해집단에 상반된 영향을 주게 된다. 예컨대 換率引上은 과거 固定換率制下에서 政府가 換率을 政策變數로서 運用하던 때에는 輸出業者에게는 유리하나 輸入業者에게는 불리에게 작용하며, 企業의 外債負擔을 加重시킨다. 또 國民經濟的 차원에서 볼 때에는 換率引上이 인플레이션을 유발시키며 自國通貨價値의 下落을 초래하여 국내 消費者들이 이전보다 商品을 비싸게 구입하게 된다. 이렇듯 換率變動을 國內消費者, 自國企業, 外國人投資家들에게 각각 다르게 영향을 미치게 되므로, 신중하고도 합리적인 근거와 기준에 따라 換率이 變動되는 것이 바람직하다.

自國經濟의 對外開放度가 높아지고 貿易去來와 資本去來가 다변화됨에 따라 換率을 논할 때에 自國과 特定國家間의 換率에만 관심을 두는 것보다는 主要交易國間의 換率도 같이 고려해야 할 필요성이 생기게 된다. 즉, 自國通貨의 相對價値를 特定國家에만 비추어 보는 것이 아니라 實效換率의 개념을 통하여 主要交易國 전체의 通貨에 비추어 보아야 自國通貨의 對外價値를 종합적으로 판단할 수 있으며, 또한 해당국의 物價 差異까지를 감안한 實質實效換率指數를 비교해 볼 필요가 있다.

2. 換率變動의 最近 推移

換率이 實勢를 반영하고 있는지의 여부는 政策立案者들의 주요한 관심사가 된다. 그러나 換率의 實勢反映에 있어서 實勢란 과연 무엇을 뜻하는가를 음미해 볼 필요가 있다. 換率에 관한 학술문헌에서는 換率의 均衡水準(equilibrium exchange rate)의 槪念에 관하여 많은 論爭이 있는데 換率이 實勢를 반영함에 있어서 우선 두 가지 基準을 고려해 볼 수 있다[1]. 하나는 比較時點에서의 自國通貨의 購買力이 어떤 基準時點에 비하여 악화되거나 강화되지 않고 같은 수준을 유지하는 基準換率을 가리킨다. 또 하나는 需要와 供給을 일치시키는 均

1) John Williamson, "A Survey of the Literature on the Optimal Peg," *Journal of Development Economics*, 1982, pp. 39~61 참조.

衡換率로서 自國外換市場에서 去來되는 交換比率을 가리킬 수도 있다. 한 나라 通貨의 購買力評價가 주로 貿易去來에 기준을 둔 것이라면 外換市場에서 去來되는 交換比率은 資本去來까지 포함시킨 均衡換率이라고 볼 수 있다. 이 두 가지 換率은 궁극적으로 서로 일치하게 되겠지만 短期的으로는 일치되지 않는 경우가 많다. 그러므로 一時點에서 換率이 實勢를 반영한다고 할 때 위의 두 가지 중에서 어느 기준에 따른 實勢인지를 명확히 할 필요가 있다.

예컨대, 美國「모건」銀行이 계산한 바에 의하면 최근 달러貨의 價値, 즉 주요 15個國을 상대로 한 달러의 對外價値가 1980年부터 1982年까지의 3個年을 基準時點으로 잡고 同期間의 平均달러換率을 기준으로 볼 때 1984年 8月末 현재 달러貨의 對外價値는 23.7% 上昇하였다. 그러나 이 期間中 美國의 物價上昇率이 여타 相對國의 平均物價上昇率을 앞질렀음을 감안해 볼 때 달러의 對外價値가 기준시점에 비하여 20% 올랐음이 判明되었다. 이것은 國際外換市場에서 여러 가지 이유로 인하여 美달러의 需要가 급증하여 달러의 市場均衡價格이 上昇되었기 때문이다. 이때 美달러가 過大評價(over-valued) 되었다고 할 수 있는 근거는 國家間의 相對物價比較에 의한 購買力評價의 變動이 되는데, 이렇듯 市場均衡換率과 購買力評價基準의 換率이 서로 乖離될 수 있음을 알 수 있다.

우리나라의 交易相對國 전체를 대상으로 한 원貨의 對外價値 變動은 원貨의 對外競爭力에 중요한 척도가 된다. 따라서 綜合的인 對外價値를 알아야 할 필요가 있는데 이러한 필요를

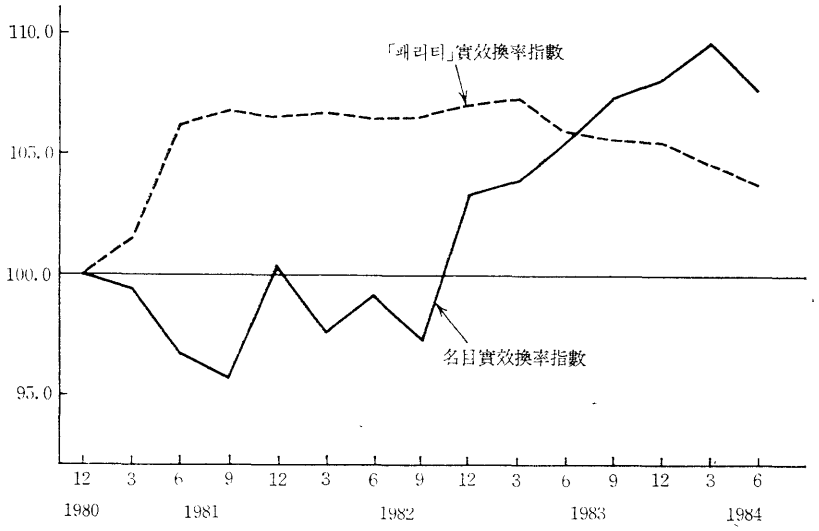
〈表 1〉 우리나라의 各種 換率指數

(단위 : ₩/$, 1980.12=100)

	對美換率 (集中基準率)	名目對美換率指數	實質對美換率指數	名目實效換率指數	「페리티」實效換率	實質實效換率
1980.12.	659.90	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1981. 3.	672.80	102.0	100.6	99.4	101.4	98.0
6.	685.10	103.8	97.8	96.8	106.1	91.2
9.	685.50	103.9	97.4	95.7	106.6	89.8
12.	700.50	106.2	99.7	100.4	106.5	94.3
1982. 3.	718.30	108.9	102.1	97.6	106.6	91.6
6.	740.80	112.3	105.6	99.0	106.3	93.2
9.	742.90	112.6	105.9	97.1	106.4	91.3
12.	748.80	113.5	106.1	103.2	107.0	96.5
1983. 3.	763.40	115.7	107.9	103.9	107.2	96.9
6.	776.70	117.7	111.2	105.4	105.9	99.5
9.	789.30	119.6	113.4	107.2	105.5	101.7
12.	795.50	120.5	114.5	108.1	105.3	102.7
1984. 1.	799.30	121.1	115.5	108.0	104.9	103.0
2.	793.30	120.2	114.7	108.3	104.8	103.3
3.	791.80	120.0	114.7	109.6	104.6	104.7
4.	797.60	120.8	115.1	109.6	105.1	104.3
5.	798.30	121.0	115.8	108.5	104.4	103.9
6.	803.40	121.7	117.2	107.9	103.9	103.8

資料 : 韓國銀行, 『調査統計月報』 및 IMF, IFS 各月號.

〔圖 1〕 名目 및 「패리티」實效換率 推移



註 : 〈表 1〉에 의거 작성한 것임.

충족시켜 주는 것이 實效換率이란 槪念이다[2].

實效換率이란 主要 交易相對國과의 원貨 換率을 加重平均한 것인데 이때의 加重値는 交易量에 비례하여 정하는 것이 常例이다. 이때 基準時點의 實效換率을 기준으로 比較時點의 實效換率을 指數化하면 원貨의 綜合的인 對外價値의 變動을 測定할 수 있다. 그러나 基準時點과 加重値의 選擇이 임의적인 재량에 크게 의존하기 때문에 實效換率의 計算結果를 過信할 필요는 없다.

現在 KDI가 채택하고 있는 實效換率計算方法을 소개하면 交易相對國을 7個國으로 잡고 있으며 貿易加重値는 美國 0.424, 日本 0.397, 西獨 0.067, 英國 0.039, 캐나다 0.032, 프랑스 0.022, 그리고 네덜란드 0.02이다.

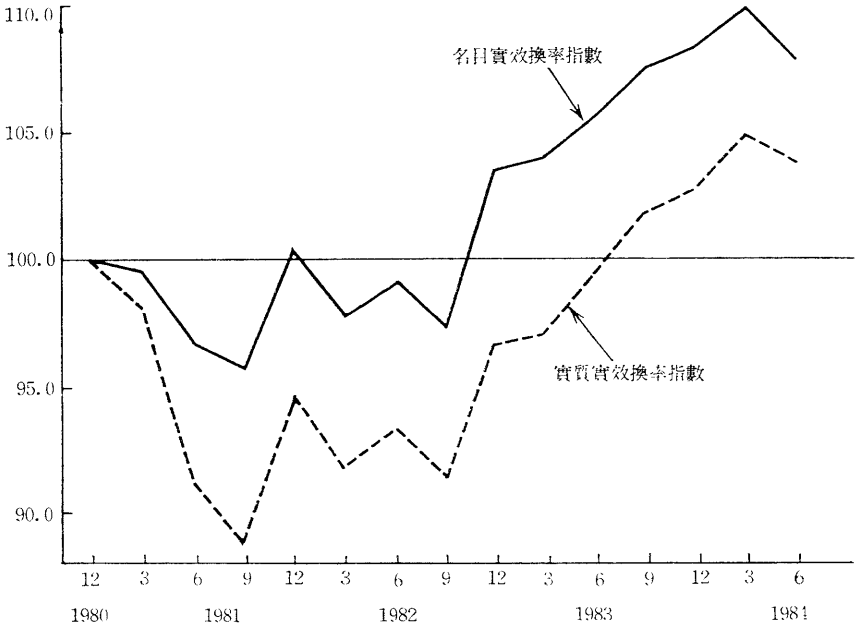
1980年 12月을 基準으로 한 1984年 6月 現在의 實效換率指數는 107.9로서 基準時點에 비하여 약 7.9% 上昇하였다. 이때의 實效換率을 名目實效換率이라고 한다(表 1 참조).

그러나 그동안 우리나라와 各國의 平均인플레率이 서로 다르기 때문에 基準時點에 비하여 交易財 「바스켓」에 대한 원貨의 實質購買力이 7.9% 下落했다고 볼 수는 없다. 그래서 基準時點에서의 원貨의 實質購買力을 그대로 維持시킬 수 있는 이른바 「패리티」實效換率(parity effective exchange rate)을 구할 필요가 있다.

「패리티」實效換率指數는 基準時點의 實效換率水準에다 우리나라의 物價水準(여기서는 都賣物價指數를 사용했음)과 7個 交易相對國의 都賣物價指數의 비율을 곱하여 計算된다. 이때 만일 各國 換率이 「패리티」實效換率水準을 상회하면 交易財市場에서 원貨의 換率이 그만큼 높아져 外國人의 自國商品에 대한 購買需要가 증가하여 自國의 輸出은 늘어나고 輸入은 줄어들게 되어 貿易收支를 改善시킬 수 있

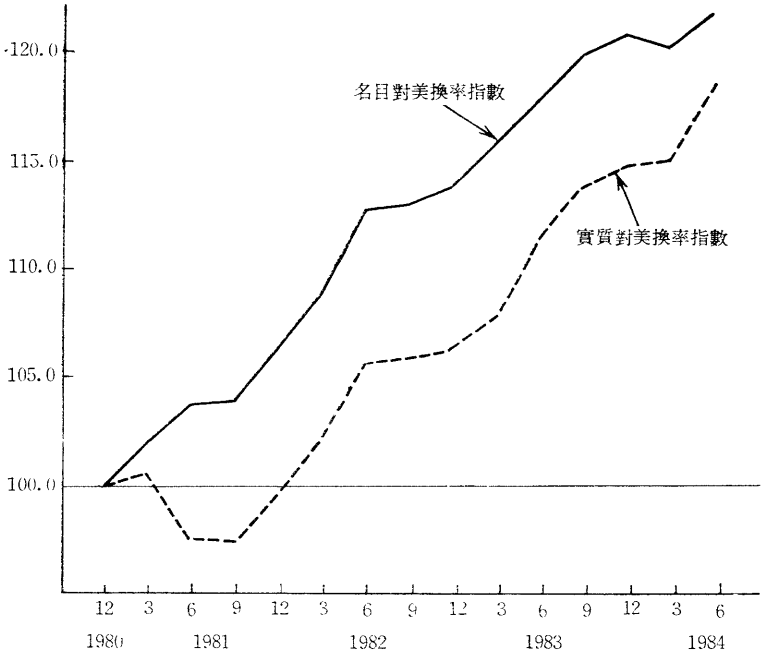
2) 이와 같이 1個國의 입장에서 보는 實效換率이란 개념이 있는가 하면, 輸出入業者들이 關稅나 補助金 등을 전체적으로 감안해 實質費用을 측정할 때 사용되는 것으로서 輸出量을 加重値 기준으로 잡는 輸出實效換率과 輸入量을 기준으로 잡는 輸入實效換率이 있다.

〔圖 2〕 名目實效換率과 實質實效換率



註 : 〈表 1〉에 의거하여 작성함.

〔圖 3〕 名目對美換率과 實質對美換率



註 : 〈表 1〉에 의거하여 작성함.

다는 假說이 성립된다.

우리나라의 경우 1980年 12月을 基準時點으로 하고 名目實效換率과 「패리티」實效換率을 보면 1980年 12月부터 1983年 3月까지는 「패리티」實效換率이 名目實效換率水準보다 높아서 원貨의 價値가 高評價되었고 따라서 價格競爭力이 그만큼 약했다고 할 수 있겠으나 1983年 2/4分期 이후부터는 그 반대의 현상을 보여주고 있어 원貨의 換率이 「패리티」實效換率水準보다 높아서 價格競爭力이 그만큼 강화된 상태에 있다고 할 수 있겠다(圖 1 참조).

이와 관련하여 또 하나 중요한 指數槪念으로 實質實效換率이 있다. 實質實效換率指數는 통상적으로 現時點의 名目實效換率指數를 相對物價指數(우리나라 都賣物價指數／交易相對國의 加重平均된 都賣物價指數)로 나누어 줌으로써 算出된다.

이렇게 算出된 實質實效換率指數는 自國과 交易相對國의 物價差를 감안한 나머지의 換率引上을 보여준다. 만일 實質實效換率指數가 110이라고 하면 이것은 物價差를 감안하고서도 換率이 基準時點에 비하여 實質的으로 10% 더 오른 것이기 때문에 國際商品市場에서 價格競爭力이 그만큼 더 있다는 것을 뜻하게 된다.

實質實效換率은 名目實效換率과 「패리티」實效換率과의 乖離를 한꺼번에 나타낸 편리한 指數라고 할 수 있다. 〔圖 2〕는 名目換率과 實質實效換率을 같은 基準時點으로 잡았을 때 實質實效換率이 名目實效換率水準보다 낮게 나타나고 있는데 이는 우리나라의 物價水準이 7個 交易相對國의 加重된 物價보다 높았기 때문이다. 또한 同圖表에서 우리는 名目實效換率과 實質實效換率 사이의 「갭」이 확대일로에 있다가 차츰 그 폭이 좁혀지는 추세를 보이고 있음을 알 수 있는데, 이는 우리나라 物價가 그동안 安定勢를 유지하고 있기 때문이라 할 수 있다. 또한 1980年末부터 1983年 1/4分期까지는 實質實效換率指數가 100 미만으로 떨어져 있어 價格競爭力의 側面에서 不利하였는데 1983年 3/4分期 以後부터는 同指數가 100을 넘어서 國際商品市場에서 價格競爭力이 好轉되었음을 意味한다.

우리나라의 基準換率이 對美換率로 表示되고 있으므로 우리나라와 美國과의 物價差異를 감안한 實質對美換率과 名目對美換率을 비교하는 데 중요한 指標가 될 것이다. 〔圖 3〕과 앞의 〈表 1〉을 보면 實質對美換率指數가 名目對美換率指數보다 낮게 나타나고 있는데 이는 兩國間의 物價變動率 差異로 인한 것이다. 또한 〔圖 3〕에 의하면 1981年 1/4分期 이후부터 同年末까지를 제외하고는 實質對美換率指數가 100보다 높게 나타나고 있는데 이는 1980年末에 비하여 價格競爭力의 측면에서 강화되고 있음을 뜻하며 外換市場에서 달러貨에 대한 超過需要로 달러貨의 强勢가 반영되었기 때문이라 할 수 있다.

3. 基準時點 選擇의 任意性

基準時點과 加重値의 선택은 이를 선택하는 機關이나 主體의 임의적인 재량에 의존하고 있으며 그 선택 여하에 따라 결과가 크게 달라질 수 있으므로 어느 한 機關의 實效換率 계산 결과에 크게 집착할 필요가 없다. 단지 하나의 參考指標로 사용되고 있음을 주지해야 한다.

前節에서는 우리나라 換率의 變動을 分析함에 있어서 基準時點을 1980年 12月末로 잡았다. 우리나라의 對美換率을 1984年 12月 20日

현재 823원 80전을 기록하였는데 이것은 1980年 12月末의 659원 90전에 비하여 24.8% 引上된 것이다. 그런데 基準時點을 1980年 12月末로 잡은 것은 어디까지나 選擇者의 주관적인 판단에 의거한 것이라 할 수 있다.

이러한 주관적인 선택의 배경으로 역사적 要因을 지적할 수 있다. 우리나라의 對美換率은 1979年 12月末에 484원이던 것이 1980年 1月에 580원으로 되었고 換率制度가 同年 2月 27日에 현재와 같은 複數通貨「바스켓」制度로 개편되면서 580원 80전으로 引上되었고 同年 12月末에는 659원 90전으로 引上되었다. 이렇듯 對美 원貨價値가 1980年 한해 동안 總 36.2%나 下向 調整되었다. 1980年 12月末의 換率水準을 均衡水準으로 볼 수도 있을 것이다.

實效換率의 계산에 있어서 筆者는 두 가지 基準時點을 써 보았다.

하나는 1980年 12月末을 기준으로 하였고 또 하나는 1980年과 82年 사이의 3年 동안의 각 年末水準의 平均을 基準水準으로 정하고 계산해 보았다. 貿易加重値는 前節에서 소개되었던 KDI가 택하고 있는 加重値를 사용하였다. 그리고 實質實效換率의 계산에 있어서는 交易對象國의 物價情報가 필요한데 이를 入手하는데에 시간이 걸리므로 實質實效換率指數의 계산은 國別基準으로 1984年 6月까지만 가능하였다.

〈表 2〉에서 볼 수 있듯이 우리나라의 換率變動에 있어서 우리나라의 主要交易對象國 通貨에 대한 원貨의 綜合的인 對外價値를 나타내는 實效換率指數는 1980年 12月末을 100으로 잡았을 때 1984年 6月末에는 107.9로 上昇

〈表 2〉 實效換率指數로 본 원貨의 價値變動

	對美換率 (集中基準率)	實效換率指數		實質實效換率指數	
		I *	II **	I *	II **
1980. 12.	659.90	100.0	99.1	100.0	99.1
1981. 3.	672.80	99.4	98.4	98.0	97.0
6.	685.10	96.8	95.5	91.2	90.0
9.	685.50	95.7	94.4	89.8	88.6
12.	700.50	100.4	99.2	94.3	93.1
1982. 3.	718.30	97.6	96.2	91.6	90.3
6.	740.80	99.0	97.5	93.2	91.7
9.	742.90	97.1	95.5	91.3	89.8
12.	748.80	103.2	101.7	96.5	95.1
1983. 3.	763.40	103.9	102.3	96.9	95.4
6.	776.70	105.4	103.7	99.5	97.9
9.	789.30	107.2	105.5	101.7	100.1
12.	795.50	108.1	106.3	102.7	101.0
1984. 1.	799.30	108.0	106.2	103.0	101.3
2.	793.30	108.3	106.5	103.3	101.6
3.	791.80	109.6	107.9	104.7	103.1
4.	797.60	109.6	107.8	104.3	102.7
5.	798.30	108.5	106.8	103.9	102.2
6.	803.40	107.9	106.1	103.8	102.0

註 : I *은 1980.12=100이고 II **는 1980~82=100을 의미함.

하여 원貨의 對外價値가 7.9% 정도 下落했다고 할 수 있다. 동시에 그만큼 國際市場에서 價格競爭力이 생겼다고 할 수 있을 것이다. 그러나 基準時點을 1980年과 82年 사이로 잡았을 때 1984年 6月末 指數는 106.1로 나타나 價格競爭力이 조금 떨어진 것으로 나타났다.

각 交易對象國의 物價를 함께 감안한 實質實效換率의 계산에 있어서는 1980年 12月을 基準으로 하면 1984年 6月의 指數는 103.8로 나타났으며 1980年과 82年 사이를 基準時點으로 했을 때는 同比較時點의 指數는 조금 下向 調整되어 102.1로 나타났다. 이로써 1984年 6月 현재 원貨의 換率은 物價差異를 감안한 實質的인 價格競爭力이 基準時點에 비하여 2~4% 정도 높은 상태에서 유지되고 있다 하겠다.

Ⅲ. 우리나라의 「바스켓」通貨의 最適加重値 試算

1. 背 景

前述한 바와 같이 우리나라 換率은 1980年 2月부터 SDR「바스켓」과 獨自「바스켓」을 합친 複合通貨「바스켓」에 連繫되어 1日 單位로 變動되어 왔다. SDR「바스켓」의 5個通貨는 美달러, 日本「엔」, 독일「마르크」, 영국「파운드」 그리고 프랑스「프랑」으로 이들의 加重値는 1975~79年間 各國의 交易量을 基準으로 정해졌는바 美달러의 加重値가 0.42로 가장 크고 그 다음으로 比重이 큰 것은 西獨의「마르크」加重値로 0.19이다. 그리고 나머지 通貨의 貿易加重値는 모두 0.13으로 정해져 있다.

한편, 獨自「바스켓」은 우리나라와의 主要交易對象國 通貨로 構成되는데 이들 通貨의 加重値도 同期間의 交易量을 基準으로 정해진 것으로 알려져 있다.

이러한「바스켓」連動制下에서는 國際市場에서 特定通貨에 대한 美달러價値가 급격히 변동된다 하더라도 다른「바스켓」通貨價値의 變動如何에 따라 결국 美달러 변동이 원貨의 對美換率에 미치는 영향이 적어지게 된다. 그러나 海外換率 변동의 충격이 크기 때문에 그 相殺效果가 微微하여 自國經濟에 중대한 지장을 초래하는 경우에는 政府가 換率決定에 개입할 수 있는 여지가 생긴다.

政府가 개입하는 중요한 基準中의 하나는 實質實效換率을 均衡水準으로 유지하는 것이다. 實質實效換率은 名目換率에다 각「바스켓」通貨國과 自國과의 相對物價 변동을 감안한 것인데「바스켓」通貨國의 物價資料를 얻는데 時間的 制約이 있기 때문에 政府가 均衡實質實效換率을 유지하기 위하여 1日單位 내지 週單位로 名目換率 決定에 개입하는 것은 거의 불가능하다.

그러나 各「바스켓」通貨의 最適加重値를 미리 정함으로써 均衡水準으로부터의 換率變動分散을 최소화하는 방법이 있다. 이 模型은「립쉬쯔」와「순다라라잔」(Lipschitz and Sundararajan; 1979)[3]이 개발하였는데 本章에서는 이 模型을 應用하여 우리나라「바스켓」通貨의 最適加重値를 試算해 보고자 한다.

3) "The Optimal Basket in a World of Generalized Floating." *IMF Staff Papers*. Vol. 27. No. 1, March 1980.

2. 最適加重値 模型

最適加重値는 實質實效換率의 分散을 최소화하는 加重値를 가리키는데 實質實效換率은 다음과 같이 表示될 수 있다.

$$ln(RER)=\sum_1^n \eta_i\ ln\left[\frac{S}{S_i}\right]+\sum_1^n \eta_i\ lnP_i \quad \cdots\cdots (1)$$

S는 基準通貨($i=1$)를 美달러로 할 때 원貨 1單位當 美달러의 單位數를 表示한 現時點의 換率을 基準時點換率로 나누어 준 比率$\left(\frac{e_t}{e_0}\right)$을 가리키며, Si는 다른 「바스켓」通貨의 1單位當 美달러의 單位數를 표시한 現時點의 換率을 基準時點의 換率로 나누어 준 比率$\left(\frac{e_{it}}{e_{io}}\right)$을 가리킨다. 그러므로$\frac{S}{S_i}$는 「바스켓」通貨에 대한 원貨價値의 基準時點과 現時點間의 변동을 나타낸다. P_t는 기준시점과 현시점간의 우리나라 物價變動을 同期間의 「바스켓」通貨國의 物價變動으로 나누어 준 비율$\left(\frac{P_t}{P_o}\Big/\frac{P_{it}}{P_{io}}\right)$을 말한다[4]. 그리고 η_i는 「바스켓」通貨國이 차지하는 加重値를 가리키는데 대개의 경우 交易量을 기준으로 하는 貿易加重値가 사용된다. 물론 $\sum_1^n \eta_i=1$의 條件이 성립한다. S와 S_i는 다음과 같은 關係가 있다.

$$ln\ S=\sum_1^n \omega_i\ ln\ S_i \quad \cdots\cdots (2)$$

이는 원貨의 對美달러 名目換率이 여타 「바스켓」通貨의 對美달러 換率變動을 加重平均하여 결정된다고 前提한 것인바 이때 最適 ω_i^*를 찾는 것이 우리의 主課題가 된다.

(1)을 다시 풀어 쓰면

$$ln(RER)=lnS-\sum_1^n \eta_i\ lnS_i+\sum_1^n \eta_i\ lnP_i \quad \cdots\cdots (1)'$$

$\sum_1^n \eta_i=1$이므로 $\sum_1^n \eta_i\ lnS$는 lnS이다.

이제 (2)를 (1)′에 代入하면

$$ln(RER)=\sum_1^n(\omega_i-\eta_i)\ lnS_i+\sum_1^n \eta_i\ lnP_i \quad \cdots\cdots (3)$$

이 成立한다. $\eta_1=1-\sum_2^n \eta_i$를 이용하면

$$\begin{aligned} ln(RER)&=(\omega_1-\eta_1)ln1+\sum_2^n(\omega_i-\eta_i)lnS_i \\ &\quad+\eta_1\ lnP_1+\sum_2^n \eta_i\ lnP_i \\ rer&=\sum_2^n(\omega_i-\eta_i)\ lnS_i+(1-\sum_2^n \eta_i)\ lnP_1+ \\ &\quad \sum_2^n \eta_i\ lnP_i \\ &=\sum_2^n(\omega_i-\eta_i)\ lnS_i+lnP_1 \\ &\quad+\sum_2^n \eta_i(lnP_i-lnP_1) \quad \cdots\cdots (3)' \end{aligned}$$

(3)′式으로 實質實效換率의 分散은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned} Var(rer)&=\sum_2^n(\omega_i-\eta_i)^2 Var(lnS_i) \\ &\quad+Var(lnP_1) \\ &\quad+\sum_2^n \eta_i^2\ Var(lnP_i-lnP_1) \\ &\quad+2\sum_2^n(\omega_i-\eta_i)cov(lnS_i,\ lnP_1) \\ &\quad+2\sum_2^n \eta_i(\omega_i-\eta_i)cov(lnS_i,\ lnP_i \\ &\quad-lnP_1) \quad \cdots\cdots (4)^{5)} \end{aligned}$$

4) 이 P_t는 名目換率을 實質換率로 나타내는 데 있어 「디플레이터」(deflator)의 역할을 한다. 그런데 (1) 式에서 이 「디플레이터」가 「플러스」(+)로 표시된 것은 계산상의 편의 때문인바 P_t의 定義를 逆으로 할 경우, 즉 P_t를 우리나라의 物價變動을 기준으로 한 「바스켓」 通貨國의 物價變動으로 표시하면 $\frac{P_{it}}{P_{io}}\Big/\frac{P_t}{P_o}$로 되어 (1)式에서의 「디플레이터」가 「마이너스」(−)로 되는 것이다.

여기서 우리나라와 基準通貨國의 相對物價變動(lnP_1)과, 우리나라와 여타 「바스켓」通貨國間의 相對物價變動(lnP_i-lnP_1)間의 共分散은 意味가 없는 것이므로 (4)式에서 제외시켰다.

(4)式을 ω_i로 偏微分하여 0으로 놓으면,

$$\frac{\partial}{\partial\omega_i}Var(rer)=2(\omega_i-\eta_i)Var(lnS_i)$$
$$+2\,cov(lnS_i,\ lnP_1)$$
$$+2\,\eta_i cov(lnS_i,\ lnP_i-lnP_1)=0$$
$$\omega_i\ Var(lnS_i)=\eta_i Var(lnS_i)-cov(lnS_i, lnP_1)$$
$$-\eta_i\ cov(lnS_i,\ lnP_i-lnP_1)$$
$$\therefore\ \omega_i=\eta_i-\frac{cov(lnS_i, lnP_1)}{Var(lnS_i)}$$
$$-\eta_i\frac{cov(lnS_i,\ lnP_i-lnP_1)}{Var(lnS_i)}$$
$$=\eta_i(1-\beta_1)-\beta_2\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(5)$$

단, $\beta_1=\dfrac{cov(lnS_i,\ lnP_i-lnP_1)}{Var(lnS_i)}$,

$$\beta_2=\frac{cov(lnS_i,\ lnP_1)}{Var(lnS_i)}$$

여기서 物價와 換率의 共分散이 0인 경우 $\omega_i=\eta_i$가 成立하나 이것은 購買力評價基準에 어긋나는 경우이다. 한편 우리나라와 基準通貨國의 相對物價變動(lnP_1)과 우리나라와 他「바스켓」通貨國의 換率變動(lnS_i)間에 이론적으로 相關關係가 거의 없어 β_2는 주로 0으로 처리된다.

한편, β는 物價를 從屬變數로, 換率을 說明變數로 하는 回歸方程式의 回歸係數가 되므로 쉽게 推定될 수 있다.

5) (4)式의 5번째 項이 수학적으로는 $\sum_{i=2}^{n}\sum_{j=2}^{n}\eta_i(\omega_j-\eta_j)\ cov(lnS_j, lnP_i-lnP_2)$으로 되나 $i\neq j$인 $cov(lnP_i-lnP_1,\ lnS_j)$는 무시될 수 있다. 따라서 $i\neq j$인 경우를 제외하고 정리하면 $2\sum_{2}^{n}\eta_i(\omega_i-\eta_i)\ cov(lnS_i, lnP_i-lnP_1)$으로 된다.

3. 加重値 試算

本節에서는 앞서 본 最適加重値模型을 이용하여 우리나라의 實質實效換率의 最適加重値를 試算해 보고자 한다. 그런데 우리나라의 換率은 SDR「바스켓」과 獨自「바스켓」을 합친 複合通貨「바스켓」으로 構成되어 있어 加重値의 試算을 獨自「바스켓」의 경우와 複合通貨「바스켓」의 경우로 나누어서 행하였다.

1) 獨自「바스켓」의 경우

우선 「바스켓」通貨國을 美國, 日本, 英國, 西獨, 캐나다로 선정하고 基準通貨는 美國의 달러로 하였다.

分期別資料나 年間資料를 이용하여 分析하면 더 좋은 결과를 얻을 수 있겠으나 우리나라의 경우는 標本期間(1980年 12月～1984年 5月)이 짧아 月間資料를 사용하기로 한다. 또한 各國의 物價를 어떤 指數로 사용하느냐에 따라서 결과가 달라질 것이다. 本硏究에서는 各國의 都賣物價指數를 사용하였다. 이는 都賣物價指數가 各國間의 交易財의 物價水準을 다른 指標보다 더 잘 반영해 줄 수 있기 때문이다.

相對物價計算과 均衡換率水準 選定에 중요한 基準時點을 어느 때로 정하느냐 하는 것도 중요한 문제이다. 各國의 相對物價水準과 實質換率이 均衡點에 있을 때로 정하는 것이 바람직하겠으나 실제로 各國의 共通的으로 바람직한 時期를 정한다는 것은 현실적으로 불가능하다. 따라서 本硏究에서는 基準時點을 1980年 12月로 잡았다. 이는 우리나라의 경우 1980年 2月 27日 變動換率 實施로 換率上昇壓迫要

因이 그간 어느 정도 吸收되었으리라는 것과, 또한 1979~80年間에 일어난 第2次「오일쇼크」후의 物價上昇要因이 다소간 調整되었으리라는 생각에서이다.

分析모델은 第2節의 (5)式을 이용하였다. 즉, $\omega_i=\eta_i(1-\beta_1)-\beta_2$에서 ω_i를 구하는 것이다. ω_i를 구하기 위해 먼저 β_1, β_2를 추정해야 하는바, β_1 즉, $\frac{cov(lnP_i-lnP_1,\ lnS_i)}{Var(lnS_i)}$는 곧 lnP_i-lnP_1을 從屬變數로 하고 lnS_i를 說明變數로 하는 回歸推定係數이므로 이는$(lnP_i-lnP_1)=\hat{\alpha}_1+\hat{\beta}_1\ lnS_i$式을 「리그레션」(regression)하여 얻었으며 β_2도 마찬가지로 $lnP_1=\hat{\alpha}_2+\hat{\beta}_2\ lnS_i$式을 추정하여 얻었다.

貿易加重値 η_i는 筆者가 1980~83年 4年間을 기준으로 計算하였는바 美國이 0.479, 日本 0.375, 西獨 0.059, 英國 0.049, 그리고 캐나다가 0.038로 算出되었다.

이제 β_1, β_2, η_i 값을 (5)式에 代入하여 ω_i를 算出하는데 여기서 β_2 즉, $\frac{cov(lnP_1,\ lnS_i)}{Var(lnS_i)}$ 값은 0으로 취급하였다. 이는 우리나라와 基準通貨國의 相對物價變動(lnP_1)과 우리나라와 餘他「바스켓」通貨國의 對원貨換率變動(lnS_i) 間에 理論的인 相關關係가 성립하지 않는다고 보아 $cov(lnP_1,\ lnS_i)$ 값을 0으로 잡았기 때문이다.

〈表 3〉 獨自「바스켓」의 最適加重値(ω_i)

交易相對國	η_i	β_1	ω_i
美 國	0.479	—	0.549
日 本	0.375	0.027	0.365
西 獨	0.059	0.276	0.048
英 國	0.049	0.181	0.035
캐 나 다	0.038	0.91	0.003

註 : η_i는 우리나라와 i國間의 交易加重値를 나타냄. 1980~83年間의 平均値임.

$\beta_1=\frac{cov(lnP_i-lnP_1,\ lnS_i)}{Var(lnS_i)}$

이상으로서 獨自「바스켓」通貨國의 最適加重値를 算出하였는바 同結果는 〈表 3〉에서 나타난 것과 같이 우리의 基準通貨인 美달러와 우리의 第2交易國인 日本의 엔貨 加重値가 各各 0.549, 0.365로「바스켓」構成에서 거의 絕對的인 比重을 차지하고 있다는 것과 캐나다 通貨는「바스켓」構成에서 거의 영향을 미치지 않으므로 제외되어도 좋다는 점등을 시사하고 있다.

2) 複合通貨「바스켓」의 경우

이번에는 SDR「바스켓」을 포함시킨 複合通貨「바스켓」경우의 最適加重値를 구해 보기로 한다

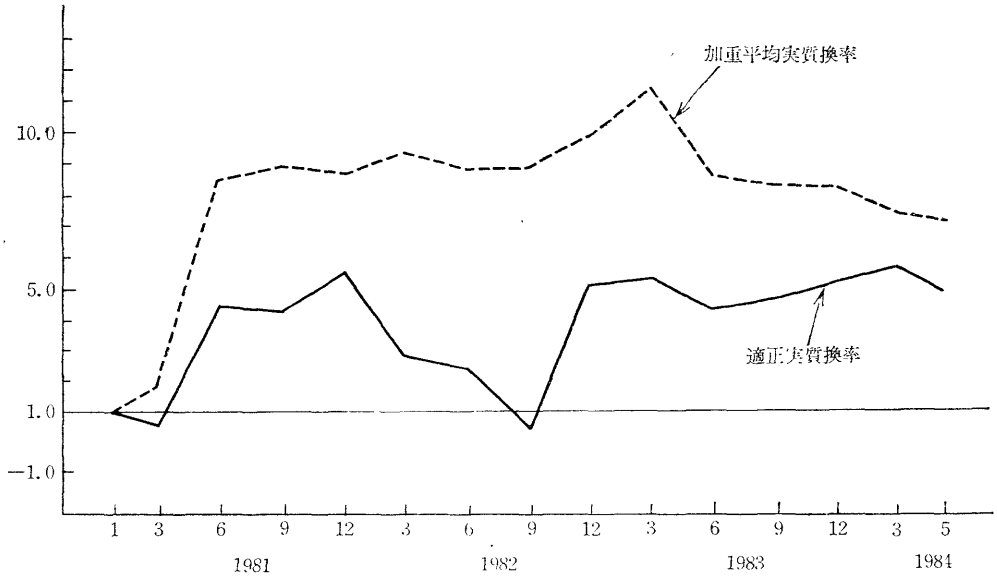
獨自「바스켓」과 SDR「바스켓」의 構成比를 筆者의 임의대로 $\frac{1}{2}$씩으로 잡고 第2節의 $lnS=\sum\omega_i\ lnS_i$ 式을 $lnS=\frac{1}{2}\sum\omega_i\ lnS_i+\frac{1}{2}\sum r_i\ lnX_i$로 變型하여 最適加重値 模型에 適用하였다. 여기서 r_i는 SDR「바스켓」通貨國의 通貨加重値이며 X_i는 SDR「바스켓」通貨國의 換率變動을 말한다.

윗 式을 第2節의 (1)~(4)式에 代入하였을 때 (5)式은 다음과 같이 變型된다.

$$\omega_i^*=2\eta_i-\eta_i\frac{cov(lnP_i-lnP_1,\ lnS_i)}{Var(lnS_i)}-\frac{cov(lnP_1,\ lnS_i)}{Var(lnS_i)}-\frac{r_i}{2}\ \frac{cov(lnS_i,\ lnX_i)}{Var(lnS_i)}$$

이때 $\frac{cov(lnS_i,\ lnX_i)}{Var(lnS_i)}$를 β_3로 놓으면 同式은

〔圖 4〕 適正實質換率과 加重平均實質換率의 變動比較



$$\omega_i^* = 2\eta_i - \eta_i\beta_1 - \beta_2 - \frac{r_i}{2}\beta_3 \cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

이 된다.

獨自「바스켓」通貨國은 앞에서 選定한 5個國으로 하고 SDR「바스켓」 通貨國은 이미 정해져 있는 대로 美國, 日本, 英國, 西獨, 프랑스로 한다. 그리고 各國의 物價指數, 換率資料와 基準時點 등은 앞의 獨者「바스켓」 경우와 동일하게 取扱하였다.

이제 (6)式 $\omega_i^* = 2\eta_i - \eta_i\beta_1 - \beta_2 - \frac{r_i}{2}\beta_3$에서 β_1 β_2, 그리고 β_3를 추정하여야 하는데 β_1, β_2는 이미 獨自「바스켓」의 경우에서 推定되었으므로 여기서는 β_3만을 推定하면 된다. β_3의 값도 β_1, β_2의 경우와 마찬가지로 lnX_i를 從屬變數로 lnS_i를 說明變數로 한 $lnX_i = \hat{\alpha}_3 + \hat{\beta}_3\ lnS_i$의 回歸方程式을 推定하여 얻는데 獨自「바스켓」 通貨國이 캐나다를 제외하고는 SDR「바스켓」 通貨國과 일치하므로 美國, 日本, 西獨, 英國의 β_3값은 1이 되며 캐나다의 β_3값만 5.9로 推定되었다.

그리고 η_i값은 앞의 獨自「바스켓」의 경우와 같으며 r_i 즉, SDR「바스켓」 加重値는 世界交易量의 크기에 따라 이미 정해 놓은 美國 0.42, 日本 0.13, 西獨 0.19, 英國 0.13, 프랑스 0.13으로 한다.

이상과 같은 推定値 및 加重値를 (6)式에 代

〈表 4〉 複合通貨「바스켓」의 最適通貨加重値(ω_i^*)

交易相對國	η_i	r_i	β_1	β_3	ω_i^*
美 國	0.479	0.42	—	1	0.293
日 本	0.375	0.13	0.027	1	0.675
西 獨	0.059	0.19	0.181	1	0.013
英 國	0.049	0.13	0.276	1	0.019
캐 나 다	0.038		0.91	5.9	−0.342 (0[1])
프 랑 스		0.13			
合 計(Σ)	1	1			1

註 : 1) : ω_i^*가 負의 값이나 0에 가까운 값이 나오면 通貨「바스켓」에서 제외되어야 함을 뜻하므로 0으로 취급하였다.
η_i 및 β_1은 〈表 3〉과 同一함.
r_i : SDR「바스켓」內의 通貨加重値
β_3 : $\frac{cov(lnS_i, lnX_i)}{Var(S_i)}$

入하여 〈表 4〉와 같은 새로운 ω_i^*을 算出하였다.

同推定結果를 볼 때 複合通貨「바스켓」의 경우에서 算出된 ω_i^* 값은 獨自「바스켓」의 ω_i값과 相異함을 나타내고 있다. 특히 美달러의 加重値가 0.293으로 獨自「바스켓」의 0.5에 비해 크게 낮아졌으며, 반면 日本「엔」貨의 加重値는 0.675로 매우 높게 나타났는바, 이는 관찰기간중 SDR「바스켓」에서 높은 加重値를 차지하고 있는 美달러의 變動幅이 컸기 때문인 것으로 생각된다.

한편 本硏究에서 구한 ω_i^*로 構成된 實質換率의 安定性을 檢證해 보기 위하여 複合通貨「바스켓」의 最適加重値인 ω_i^*로 구성된 實質換率(이를 適正實質換率이라 하자)과 η_i, 즉 實際加重値로 構成된 實質換率(이를 加重平均實質換率이라 하자)을 비교해 보았다. 비교를 위하여 두 가지 實質換率의 各平均値와 分散等을 計算해 보았는바 同結果는 〈表 5〉와 〔圖 4〕에 나타나 있다. 同結果를 볼 때 네 가지 分析統計値 모두 ω_i^*로 構成한 實質換率의 경우가 η_i로 構成한 實質換率보다 작았으며 특히 分散값은 ω_i^*로 構成된 實質換率의 경우가 훨씬 작았다. 따라서 이러한 分析結果는 ω_i^*값이 實質換率을 가장 안정되게 構成해 준다는 사실을 나타내 주어 ω_i^*가 通貨「바스켓」의 最適加重値임을 證明해 준다 하겠다.

〈表 5〉 適正實質換率指數와 加重平均實質換率指數比較[1)]

	平 均	絶對偏差[4)]	分散 I [5)]	分散 II
適正實質換率指數[2)]	3.71	2.82	10.32	2.73
加重平均實質換率指數[3)]	7.91	6.91	53.62	4.63

註 : 1) 基準時點 1981年 1月의 實質換率을 基準値 1로 잡고 各時點의 實質換率指數를 算出하였음(標本期間은 1980年 12月~1984年 5月 까지임).
2) ω_i^*로 구성된 實質換率指數임.
3) η_i로 구성된 實質換率指數임.
4) 各時點에서 實質換率指數와 基準値 1과의 絶對平均値$\left(\text{즉 } \frac{\Sigma|1-X_i|}{N}\right)$.
5) 各時點에서 實質換率指數와 基準値 1과의 分散을 나타냄.
分散 II는 일반적인 分散임.

Ⅳ. 要約과 結論

現行 우리나라의 換率制度는 開途國 換率制度 選擇模型에 비교적 부합되는 二重通貨「바스켓」制로서 SDR「바스켓」과 우리나라의 獨自「바스켓」에 연계되어 움직이고 있다. 이 制度는 「바스켓」의 個別外國通貨의 換率變動이 원貨의 對外價値에 미치는 영향을 어느 정도 줄여 주는 효과가 있으며, 換率變動이 일시적이고 급격한 外部衝擊이 있는 경우 外換當局의 개입이 어느 정도 허용될 수 있다는 특징이 있다.

現行 우리나라의 換率運用上의 몇 가지 問題點과 관련하여 우리나라 換率變動의 最近推移를 여러 가지 換率指數를 통하여 살펴보았다. 여기에서는 원貨의 對美換率뿐만 아니라 원貨의 綜合的인 對外價値를 측정하는 實效換率과 主要交易相對國과의 物價差異를 감안한 實質實效換率指數를 산출하는 과정에 있어서 基準時點과 加重値 選定의 任意性 문제를 지적하였다.

예컨대 實質實效換率指數의 계산에 있어서 1980年의 12月을 基準時點으로 잡을 수 있겠고, 또 한편으로는 現在 美國의 「모간」銀行에서 택하는 방법으로 1980~82年의 各 12月 換

率의 平均을 基準値로 잡을 수 있다.

그리고 현재 우리나라 「바스켓」 通貨의 加重値는 1975~79年間 各國의 交易量을 기준으로 算定하고 있으나 標本期間이 오래되었고 또 現在와 같이 國際間 資本去來가 盛行하고 있는 때에 商品去來만을 고려한 貿易加重値를 사용하는데에는 理論的 내지 現實的인 問題가 있음을 지적하였다.

現行 換率制度의 또 한 가지 弱點은 相對國의 物價資料를 구하는 데 있어서 時間的인 制約 때문에 1日單位나 週單位로 實質實效換率을 계산하는 것이 매우 어렵고 따라서 換率當局의 개입이 거의 불가능하다는 것이다.

만일 換率運用의 主目的이 實質換率이 均衡水準에서 최소한의 변동 범위내에서 움직이게 하는 것이라면 이것은 바로 本硏究에서 試算한 最適加重値 算定에 의하여 達成될 수 있다. 그러므로 本硏究에서는 實質實效換率 수준이 基準時點의 수준에서 멀어지는 폭을 最小化하는 最適加重値를 試算해 보았으며 標本期間도 最近으로 앞당겨 사용하였다.

이때, 獨自「바스켓」 하나만인 경우와 SDR과 獨自通貨의 二重「바스켓」인 두 가지 경우로 나누어 試算해 본 결과 前者인 경우 最適加重値는 貿易加重値와 크게 다르지 않으나 美달러의 最適加重値가 조금 높았다. 그러나 後者인 경우 상당히 다른 결과가 나타났다. 즉, 美달러의 加重値가 0.5 수준에서 0.3 수준으로 떨어졌으며 캐나다 通貨의 加重値는 마이너스로 나타나 아예 獨自「바스켓」에서 제외시킬 것을 시사하였고, 日本「엔」貨의 最適加重値는 0.68 수준으로 貿易加重値인 0.38 수준을 크게 웃돌게 나타났다. 이것은 지난 수년간 美달러의 變動幅이 相對的으로 컸었다는 사실에 기인된다고 할 수 있다. 여기서 留念해야 할 사실은 이와 같은 最適加重値는 과거 1980~83年 동안의 「바스켓」 通貨의 경험을 토대로 한 것이기 때문에 標本期間이 길어질수록 결과는 달라질 것이라는 사실이다.

本硏究의 目的이 어디까지나 우리나라 換率運用에 있어 基本的인 方向指針을 제시하고 다음 硏究의 발판으로 이용되는 데 있으므로 政策當局이 필자가 예로 試算해 본 實效換率指數와 「바스켓」通貨의 最適加重値 결과 자체에 너무 큰 意味를 부여할 필요는 없을 것이다.

다만, 最適加重値 試算에 관하여 換率當局이 그 방법과 절차를 現行 換率制度 運用에 應用해 본다면 우리나라의 換率運用을 보다 개선시킬 수 있을 것이라 期待한다.

▷ 參 考 資 料 ◁

韓國銀行, 『調査月報』,

李儁九, 『國際金融論』, 에코노미아, 1982.

Bigman, David and Teizo Taya, *Floating Exchange Rates and State of World Trade Payments*, Ballinger Publishing Company, 1984.

Bruno, Michael and Zvi Sussman, *Floating Versus Crawling; Israel 1977~79 by Hindsight*, the Maurice Falk Institute

Businessweek, "Dollar Fever Infects The

World," 1983. 6. 27.

Dolly, M.P. and P. Isard, "Capital Controls Political Risk, and Deviations from Interest-Rate Parity," *Journal of Political Economy*, Apr. 1980, Vol. 88, pp. 370~84.

Dornbusch, Rudiger, "The Theory of Flexible Exchange Rate Regimes and Macroeconomic Policy," *Scandinavian Journal of Economics*, V. 78, No. 2, May 1976, pp. 255~275, June 1979.

Fleming, J.M., "Domestic Financial Policies Under Fixed and Under Floating Exchange Rates," *IMF Staff Papers*, Nov. 1962. Vol. 9, pp. 369~79.

Frenkel, Jacob A., *International Liguidity and Monetary Control*, NBER Reprint, No. 466, 1983.

_____, "Flexible Exchange Rates, Prices and the Role of 'News': Lessons from the 1970's," *Journal of Political Economy*, Aug. 1981. Vol. 89, pp. 665~705.

IMF, *The Exchange Rate System; Lessons of the Past and Options for the Future*, Occasional Paper No. 30, July 1984.

Lipschitz, Leslie and V. Sundararajan, "The Optimal Basket in a World of Generalized Floating," International Monetary Fund, *Staff Papers* Vol. 27, No. 1, Mar 1980.

Markowitz, Harry M., *Portfolio Selection*, New Haven and London, Yale University Press, 1959.

Morgan Guranty Trust Co., "World-Financial Markets", 1984. 9.

Mundell, Robert A., *International Economics*, Macmillan, N.Y., 1968.

Stanley Back, "Exchange Policies for Less Developed Countries in a World of Floating Rates," *Essays in International Finance*, No. 119, Dec. 1976, Princeton University

Williamson, John, "A Survey of the Literature on the Optimal Peg," *Journal of Development Economics*, 1982. pp. 39~61.

特許制度의 經濟的 效果分析

鄭 鎭 勝

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 論
Ⅱ. 特許制度의 主要內容
Ⅲ. 特許制度의 經濟的 效果
Ⅳ. 强制實施權制度
Ⅴ. 結 論

Ⅰ. 序 論

과거 20年間의 高度成長을 持續하고 產業構造의 效率的 再編成을 위하여 우리나라의 技術需要는 앞으로 質量面에서 크게 증가할 것으로 예상된다. 產業社會에서 필요로 하는 技術의 供給은 국내 硏究陣에 의한 技術開發과 海外技術先進國으로부터의 技術導入에 의하여 충족될 수 있는데 이들 두 가지 방법은 相互代替補完的인 관계에 있다.

아직까지 國內技術水準의 落後로 國內硏究陣에 의하여 우리 產業이 필요로 하는 技術을 만족스럽게 供給할 수 없는 실정이다. 반면 해외의 技術所有者들은 利潤을 極大化하기 위하여 技術移轉의 회피와 特許制度의 强化(例 : 物質特許導入 및 特許期間 延長)를 요구하고 있다.

特許制度의 목적은 첫째 發明家에게 일정기간동안 開發된 技術의 獨占實施權을 부여하여 技術開發意慾을 促進하고, 둘째 開發된 技術을 公開·使用토록 함으로써 技術開發을 통한 社會的 혜택을 증대시킴에 있다.

현재와 같은 市場競爭狀態에서 特許制度에 의한 技術의 獨占實施權 賦與는 과다한 技術開發投資를 유발함으로써 資源의 非效率的 分配를 발생시킨다는 論理가 있는 반면[1] 대부분의 經濟學者는 계속적인 技術開發을 위하여 特許制度의 有用性을 인정하고 있다[2].

特許制度의 남용으로 技術이 產業上 만족스럽게 실시되지 않거나 類似技術의 開發을 저해할 경우 特許制度는 社會的인 측면에서 否

筆者 : 韓國開發硏究院 副硏究委員

1) Hirshleifer (1971); Kamien and Schwartz (1972); Dasgupta and Stiglitz(1980)를 참조.
2) 代表的인 經濟學者로는 Arrow (1962)를 들 수 있음.

定的 效果를 가져올 수 있다. 특히 우리나라와 같은 開發途上國은 技術需要의 많은 부분을 海外技術導入에 의존해야 하는 경우 피해는 더욱 심각할 수 있다.

特許法에 포함된 强制實施權(compulsory license)條項은 特許權의 誤用을 방지할 수 있다는 肯定的인 면과 이 條項이 技術開發意慾을 저해할 수 있다는 否定的인 견해가 있다[3]. 그러나 强制實施權制度의 波及效果는 이 법을 運用하는 政府가 정하는 技術賃貸料의 設定에 있다고 말할 수 있다.

本報告書의 목적은 强制實施權을 통하여 政府가 特許權者의 의사와 무관하게 技術移轉을 도모하려 할 경우 適正技術賃貸料를 측정하는 방법을 제시함에 있다. 이를 위하여 第Ⅱ章은 後述하게 될 論理를 이해하기 위한 최소한의 特許法內容을 요약 설명했으며 第Ⅲ章은 特許制度의 經濟的 波及效果에 관한 分析을 시도했다. 마지막 第Ⅳ章은 强制實施權의 의미와 適正技術賃貸料 算出模型에 관하여 論했다.

Ⅱ. 特許制度의 主要內容

1. 特許制度의 目的

特許制度의 궁극적 목적은 資源의 效率的 활용을 통한 社會福祉의 極大化에 있다. 즉 特許制度는 資源生產性(factor productivity)의 증가를 위하여 技術開發을 촉진하려는 하나의 社會的 수단이다.

技術은 勞動, 資本 및 기타의 生產要素와 結合하여 製品의 生產過程에 投入되는 原資材의 일종이라고 생각할 수도 있다. 다시 말하면 좋은 原資材를 사용함으로써 보다 좋은 製品을 생산할 수 있는 것과 마찬가지로 우수한 技術은 良質의 製品生產은 물론 他原資材의 生產性을 증대시키며 과거에 쓸모없던 資源을 유용하게 활용하는 방안을 제시하기도 한다.

技術이 一般原資材와 다른 特性으로는 다음 두 가지를 들 수 있다.

첫째, 대부분의 原資材는 製品의 生產量增減에 따라서 原資材의 投入量도 比例的으로 增減하는 것이 일반적이나 技術은 生產量의 변화와 관계없이 거의 일정하게 投入됨으로써 많은 사람이 한 가지 技術을 동시에 사용해도 各者가 同一技術을 競爭없이 사용할 수 있는 無體財產權(intangible property)의 性格을 갖고 있다[4](non-rivalness).

둘째, 일단 公開된 技術의 모방은 새로운 技術의 開發보다 훨씬 적은 費用과 짧은 기간으로 가능하다. 만약 技術開發에 費用이 投入되어야 하는 경우 開發된 技術이 사회에 공개되어 第3者가 短期間에 적은 費用과 낮은 危險下에 技術을 모방하여 生產活動을 할 수 있다면 社會의 어느 누구도 장기간에 걸친 막대한 投資와 높은 위험을 수반하는 新技術開發努力 대신 타인이 발명한 技術을 모방하려는 無賃乘車者(free-rider)만 存在할 것이다(non-exclusiveness). 즉 發明家의 權益이 保障되지 않을 경우 技術開發意慾은 저하될 것이며 일단 開發된 技術도 타인의 모방을 방지하기 위하여 發明家가 技術의 비밀을 유지하려고 노

3) 美國特許法은 이러한 理由에서 强制實施權을 不認定하고 있음.

4) 예를 들면 肥料生產에 使用되는 尿素의 投入量은 肥料生產量의 增減에 따라 比例的으로 변하나 肥料製造技術은 한 가지로 충분하다.

력한다면 技術開發을 통한 社會惠澤은 감소할 것이다.

이러한 問題點을 해소하기 위하여 特許制度는 일정기간동안 開發된 技術을 獨占 사용하도록 發明家의 權益을 保護함으로써 技術開發意慾을 촉진시키고 開發된 技術을 공개하여 사용토록 함으로써 技術의 活用度를 높여 社會利益을 極大化함에 目的이 있다[5].

2. 特許의 要件

開發된 技術이 特許法에 의한 保護를 받기 위한 기본적 요건으로는 發明이 새롭고 進步的이어야 하며 人類에 有益한 것이어야 한다[6].

發明의 新規性(혹은 創造性)은 發明家가 特許出願하기 이전에 社會에 알려지지 않았거나 사용된 사실이 없는 技術을 의미한다. 이는 이미 公開되어 產業에 活用되고 있는 技術을 特定人에게 獨占使用權을 賦與하는 것은 產業의 效率性과 政府 政策의 公平性에 위배될 뿐 아니라 特許制度의 기본취지인 새로운 技術의 早期公開 目的에도 어긋나기 때문이다.

發明의 新規性 有無에 관한 基準으로 대부분의 國家들은 特許申請 이전에 產業上 活用되었거나 알려진 技術 혹은 公表(published)된 技術은 新規性을 喪失한 것으로 간주하는 반면 일부 國家들은 特許가 出願된 自國內에서 創造性이 喪失되지 않은 경우는 特許對象으로 인정하고 있다[7].

현재와 같이 通信手段이 발달된 상황에서 단기간내 세계의 각종 情報가 비교적 정확하게 전달되는 경우 特許對象은 絕對的 新規性이 요구되나 技術開發 초기의 後進國은 地域的(國內) 創造性 혹은 狹義의 創造性으로 運用하는 것이 도움이 될 수도 있다.

新規性과 함께 發明이 特許對象이 되기 위해서는 과거의 技術보다 진보된 技術이어야 한다. 즉 技術의 新規性은 새로운 發明인가에 국한되나 進步性은 과거에 있었던 技術을 얼마나 進步시켰는가를 문제삼는다. 이는 旣存의 發明技術을 쉽게 모방한 技術이 特許對象이 되지 못하게 하여 기존 發明家의 權益을 보호하기 위한 것으로 해석된다.

마지막 特許要件은 產業上 이용 가능한 技術 즉 發明對象이 產業에 의하며 사용되거나 生產될 수 있는 것을 의미한다. 이외에도 發明이 產業上 활용됨으로써 社會에 肯定的 결과를 가져오도록 사용될 수 있어야 하는지에 대하여는 아직도 國家에 따라 다르다[8].

---

5) 우리나라 特許法 第1條는 "이 法은 發明을 奬勵·保護·育成함으로써 技術의 進步·發展을 圖謀하고 國家產業의 發展에 寄與함을 目的으로 한다."고 明示하고 있다.

6) 韓國特許法 第6條 "產業上 利用할 수 있는 發明, 新規性이 있는 發明, 進步性이 있는 發明."
美國特許法 Sec. 101, "Any new and useful process, machine, manufacture or composition of matter."
英國特許法 Sec. 101(1) "產業發展에 應用될 수 있는 새로운 手段이나 方法."
프랑스特許法 第6條, "物, 方法, 應用 혹은 이들의 混合과 關聯된 發明."

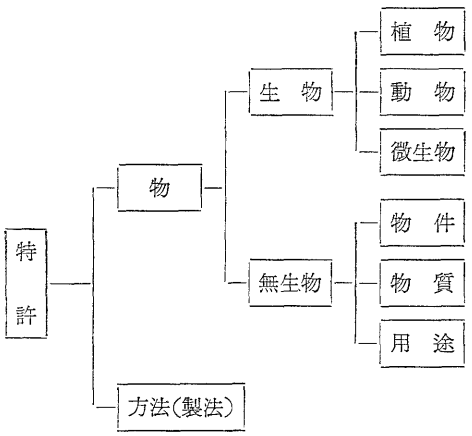
7) 各國은 다음의 경우 新規性을 認定
美國 : 特許申請人이 技術을 發明하기 전에 그 技術이 美國內에 公知, 使用 혹은 技術을 利用한 製品이 去來되었거나 他國에서 特許登錄 또는 刊行物에 게재된 사실이 없는 경우.
英國 : 技術內容이 "英國內"에서 公表되거나 公開使用된 사실이 없는 경우.
西獨 : 技術內容이 "國內外"에서 公表되거나 公開使用된 사실이 없는 경우.
프랑스 : 가장 엄격한 기준을 가지고 있는 國家로서 特許出願以前에 公表·公開·使用 等 어떠한 方法으로도 公衆이 모르고 있는 技術인 경우.

8) 英國은 發明의 效用에 대해서는 크게 문제삼지 않고 發明이 새로운 物, 製造方法 혹은 보다 效率的인 物質을 제공하는 것으로 만족하나 美國은 特許要件으로 發明의 有用性(utility of invention)을 들고 있다. 따라서 美國에서 特許出願時 發明을 어떻게 사용할 것인가와 發明의 最大效果를 얻기 위한 條件 等을 記錄하여 公開해야 한다.

3. 特許의 種類

特許는 發明의 대상에 따라 物自體에 대한 特許와 物을 製造하는 技術의 發明에 대한 特許로 크게 분류된다.[9] 物의 發明은 業으로 物을 生產·販賣·使用할 권리를 獨占하며 製法의 發明은 業으로 製法을 사용하여 物을 生產할 수 있는 權利를 의미한다. 特許의 種類를 더욱 細分하면 다음 〔圖 1〕과 같다.

〔圖 1〕 特許種類



資料 : 李祥羲, 『尖端技術과 物質特許』.

현행 우리나라 特許法은 發明의 不特許事由로서 다음 事項을 明記하고 있다.

(1) 飮食物 또는 嗜好物의 發明(第 4 條 1 項)

(2) 醫藥 또는 두 種類 이상의 醫藥을 混合하여 하나의 醫藥을 調製하는 方法의 發明(第 4 條 2項)

(3) 化學方法에 의하여 製造될 수 있는 物質의 發明(第 4 條 3項)

(4) 原子核 變換方法에 의하여 製造될 수 있는 物質의 發明(第 4 條 4項)

(5) 化學物質의 用途에 관한 發明(第 4 條 5 項)

(6) 公共秩序 또는 善良한 風俗을 문란하게 하거나 公衆의 衛生을 害할 염려가 있는 發明(第 4 條 6項)

(7) 國防上·公益上 필요한 發明(第19條 1 項)

이상 우리나라 特許法에서 規定한 不特許對象을 살펴볼 때 (1)~(3)은 物質特許를, (5)는 用途特許를 認定하지 않고 있음을 明確하게 알 수 있다.

4. 製法·物質·用途特許의 比較

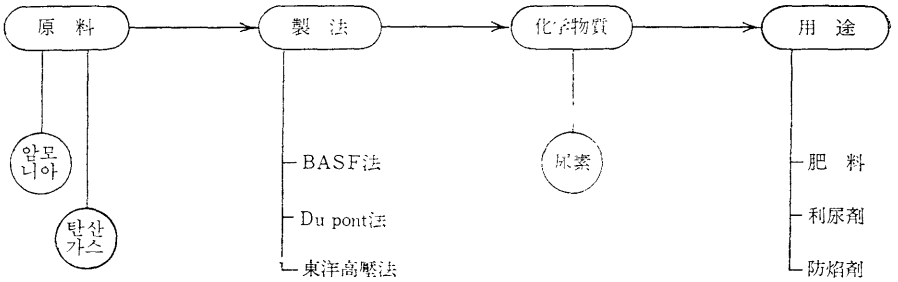
製法·物質·用途特許는 〔圖 2〕를 使用하여 比較說明하면 다음과 같다.

〔圖 2〕에서 尿素라는 化學物質의 發明은 物質特許의 대상이 된다. 즉 尿素가 物質特許를 받는 경우에 製造方法과는 무관하게 特許期間이 存續되는 한 發明者는 이 物質의 獨占生產·去來·使用權을 갖게 된다. 物質特許가 인정되는 경우 發明者의 權利는 최대한 보호되어 技術開發 의욕은 증대된다고 할 수 있겠으나 發明의 활용을 제한시킴으로써 製造方法의 改良이 늦어지거나 불가능해질 가능성도 있으며 發明을 통한 社會의 혜택은 그만큼 줄어든다고 할 수 있다.

尿素를 만드는 방법에는 〔圖 2〕에서 보듯이 세 가지 방법이 있는데 각각의 방법이 特許對象이 되어 同一物質에 대하여 여러 개의 特許

9) 이외에도 基本特許와 改良特許, 原特許와 追加特許 및 利用特許, 獨立特許와 從屬特許 등으로 分類하기도 하며, 發明은 單純發明과 複雜發明, 結合發明과 非結合發明, 特定發明과 非特定發明, 職務發明과 經營發明 및 自由發明 등으로 구분하기도 한다.

〔圖 2〕 製法, 化學物質 및 用途特許의 例



資料 : 特許廳

權이 발생할 수 있다. 이러한 方法特許는 이미 開發된 방법이나 物質을 이용하여 보다 性能이 우수한 物質로의 改良이 용이하며 改良된 製造方法을 통하여 效率的인 生產이 가능하므로 開發된 技術의 활용에서는 肯定的인 側面이 있으나 發明家의 權利를 철저히 보호하지 못하는 否定的인 면도 있다.

用途特許는 物質의 用途가 特許의 대상이 되는 것을 말하며 〔圖 2〕에서 尿素의 用途特許는 一定用途로 開發된 物質自體가 特許의 대상이 된다는 점에서는 物質特許의 性格을 갖고 있으나 同一物質로부터 他用途가 開發된 경우 特許對象이 되므로 하나의 中間物質로부터 여러 개의 最終物質이 發明되는 경우 여러 개의 特許가 存在할 수 있는 점에서는 方法特許와 類似한 性格을 갖고 있다. 따라서 用途特許는 物質特許의 長點인 發明家의 權益을 保護하는 일면을 가지면서 短點인 開發된 技術의 活用制限을 補完한 方法特許의 性格도 갖고 있는 制度이다.

5. 特許의 存續期間

特許制度가 特許權者에게 영구적인 特許權을 부여하지 않고 일정기간동안만 獨占排他的인 권리를 부여하는 것은 發明者의 權益을 保護함으로써 技術開發意慾을 促進하려는 반면 發明된 技術의 公開로 技術活用의 증대와 技

〈表 1〉 各國의 特許權存續期間

(1984. 1. 現在)

		存續期間		物質特許不認定	
		起算日[1]	期間	不認定	不認定內容[2]
開發國	오스트레일리아	完	16	×	飮
	오스트리아[3]	公	18	×	飮, 化, 醫
	벨기에	出	20		
	캐나다	特	17	×	飮, 醫
	덴마크	出	20	×	飮, 醫
	프랑스	出	20		
	서독	出	20		
	그리스	出	15	×	醫
	아이슬란드	特	15	×	飮, 醫
	아일란드	完	16		
	이탈리아	出	20		
	日本	公	15		
	뉴질랜드	完	16	×	飮
	스위스	出	20		
	英國	出	20		
	美國	特	17		
開途國	아르헨티나	特	15	×	醫
	브라질	出	15	×	化, 飮, 醫
	이스라엘	出	20		
	멕시코	出	10	×	化, 飮, 醫
	필리핀	特	17		
	韓國	公	12	×	化, 飮, 醫

註 : 1) 出 : 出願日, 特 : 特許登錄日, 公 : 特許公告日, 完 : 完全明細書 提出日
2) 飮 : 飮食物, 化 : 化學物質, 醫 : 醫藥
3) 오스트리아는 1984年 5月 特許法을 改正하여 1988年부터 物質特許認定豫定.

術水準의 向上에 이바지하려는 데 特許制度의 目的이 있기 때문이다.

따라서 發明者의 權益과 技術開發을 통한 社會的 혜택을 어떻게 調和시키는가는 特許存續期間에 달려 있다.

우리나라 特許權의 存續期間은 出願公告가 있는 경우에는 그 公告日로부터, 出願公告가 없는 경우에는 特許權 設定의 登錄日로부터 12年이며 다만 特許出願日로부터 15年을 초과하지 못한다고 規定(特許法 53條 1項)하고 있다. 또한 特許權은 存續期間의 만료, 特許料의 不納, 相續人의 不存在, 권리의 포기, 無效審判에 의한 特許無效 등에 의해 消滅된다.

世界主要國의 特許期間은 〈表 1〉과 같다.

Ⅲ. 特許制度의 經濟的 效果

1. 特許制度의 經濟的 妥當性

일부 經濟學者들은 特許制度에 대하여 否定的인 태도를 취하고 있다. 그 이유는 첫째, 特許制度가 發明家에게 일정기간동안 技術의 排他的 實施權을 부여함으로써 獨占(legal monopoly)을 형성하여 非效率的인 資源分配와 不公正去來를 誘發시킬 수 있다는 것이다. 둘째, 이미 開發된 技術은 여러 사람이 사용하여도 各者의 效用이 減少하지 않는 公共財(public goods)의 性格을 갖고 있으며 제 3 자가 開發된 技術을 사용함에 따른 社會的 費用은 情報交換과 技術習得費用外에는 추가 비용이 없으므로 社會利益을 極大化하려면 技術價格을 "0"으로 해야 한다는 것이다.

技術開發을 위한 費用의 投入이 불필요한 경우 特許制度에 의한 技術의 獨占排他的 使用權은 경제적 측면에서 정당화되기 힘들다. 만약 技術開發이 장기간 높은 危險下에서 人的·物的 資源을 投入한 결과로 얻어지는 경우 發明者는 자신이 보유하고 있는 資源을 技術開發 또는 他用途에 사용할 것인지의 여부를 이들로부터 예상되는 收入과 費用을 비교하여 결정하게 된다. 즉 技術開發에서 얻어지는 收入/費用의 比率이 他用途보다 높으면 技術開發投資는 이루어진다.

特許制度가 존재하지 않으면 技術開發企業과 他技術模倣企業間의 單位當生產原價에는 〔(生產費用+R&D費用)/技術開發企業의 總生產量〕>〔(生產費用+模倣費用)/技術模倣企業의 總生產量〕의 不等式이 成立된다. 따라서 技術開發企業은 模倣企業에 비하여 市場競爭에서 불리한 위치에 놓이게 되므로 모든 企業은 技術開發 대신 他企業의 技術模倣에 注力함으로써 社會的으로 技術開發努力은 減少할 것이다.

그러나 特許制度가 존재한다면 開發된 技術을 사용하기 위하여 他企業은 發明者에게 技術市場에서 형성된 技術賃貸料를 支給해야 한다. 市場의 모든 競爭條件이 충족된다면 發明者가 他人으로부터 技術賃貸料로 얻는 收入과 技術開發費用과는 동일할 것이다.

이상과 관련하여 特許制度는 다음 狀況에서만 존재할 수 있음을 알 수 있다.

첫째, 特許制度는 資本主義에서만 존재할 수 있다. 즉 特許制度에 의한 發明者의 技術使用獨占은 市場經濟를 근본으로 하는 資本主義社會에서만 정당화될 수 있으며 政府主導로 技術이 開發되는 社會主義에서는 진실한 의미

의 特許制度가 존재할 수 없다. 特許制度에 의한 技術의 獨占權은 民間部門에서 技術開發이 주로 일어나는 社會에서만 유익한 制度라 할 수 있다[10].

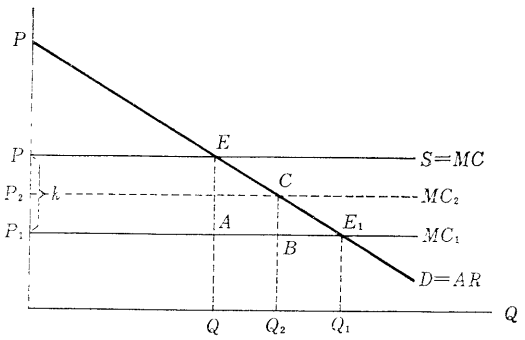
둘째, 特許制度는 技術開發에 人的·物的 資源이 投入되는 경우에만 정당화될 수 있다. 特許制度가 發明家에게 일정기간 技術을 獨占實施하여 技術開發費用과 노력을 적절히 補償함으로써 技術開發意慾을 促進함에 목적이 있다면 우연한 機會에 費用의 지출없이 開發된 技術을 特許로 보호함은 特許 본래의 취지에 어긋난다고 볼 수 있다.

세째, 特許制度는 發明된 技術이 公開되어 他人이 적은 費用으로 쉽게 모방할 수 있을 경우에 한하여 효과를 갖는다. 만약 特許로 登錄되어 公開된 技術이 많은 秘密技術(know-how)을 포함하여 他人이 모방할 수 없으면 特許制度에 의한 技術의 獨占實施權은 무의미한 것이 된다.

2. 特許制度의 經濟的 效果

위에서도 論한 바와 같이 特許制度는 發明家의 權益을 충분히 보장함으로써 技術開發意慾을 촉진하는 긍정적 면과 獨占을 형성함으로써 야기되는 부정적 면을 동시에 가지고 있다. 特許制度의 經濟的 波及效果는 획일적으로 단정하기는 어려우므로 다음 모델을 예로 설명해 보도록 한다.

〔圖 3〕



〔모델 1〕

論理展開를 위해 먼저 市場의 完全競爭狀態를 가정하자. 즉 同一製品을 생산하는 多數企業이 존재하고 이들 企業의 單位當 生產原價와 市場占有率이 동일하며 水平의 限界費用曲線을 갖고 있다. 〔圖 3〕에서 產業은 E에서 完全競爭下의 均衡價格 P와 均衡生產量 Q가 결정되어진다. 만약 企業 A가 Y의 硏究開發費로 새롭고 보다 效率的인 生產製法을 開發하여 單位當 生產原價를 k만큼 減少시켜 MC_1의 限界生產費用을 갖게 되었다고 하자[11].

特許制度가 존재하지 않는 경우 他企業은 技術의 모방을 통하여 短期間內에 모두 MC_1의 生產費用曲線을 갖게 되어 產業의 均衡點이 E에서 E_1으로 이동하게 된다. 短期的으로 技術開發을 통한 社會的 혜택은 증대하지만 모든 企業들은 技術開發보다는 他企業의 技術模倣에 주력함으로써 技術開發은 지연될 것이다.

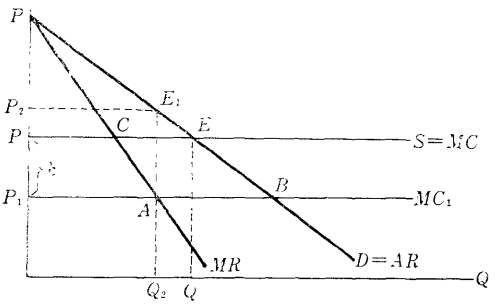
特許制度가 존재하면 技術開發企業 A는 特許期間 동안 技術의 獨占使用權을 보유함으로써 他企業의 技術模倣은 불가능하게 된다. 이 경우 A企業은 利潤極大化를 추구해 他企業에 技術을 販賣하거나 技術을 獨占的으로 직접 실시하거나 둘 중의 하나를 택하게 된다.

企業 A가 他企業에 技術賃貸를 하는 경우

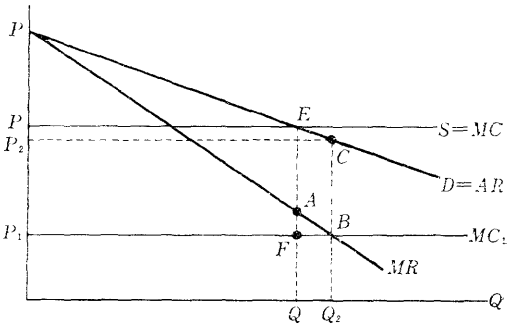
10) 社會主義國家에서는 特許制度 대신 技術開發意慾을 증대시키기 위한 방법으로 發明技術의 貢獻度에 따른 一定水準의 補償을 國家에서 실시하고 開發된 技術은 國家에 歸屬됨.

11) $MC-MC_1$의 技術開發은 전적으로 特許制度의 존재에서 비롯된 것으로 假定.

〔圖 4〕



〔圖 5〕



$\sum_{i=1}^{n-1} R_i Q_i \geqq Y$가 되도록 技術賃貸料를 결정하며 單位當技術賃貸料는 $R_i < P - P_i = k$, 즉 $O < R_i < k$가 된다(여기서 R_i는 i企業의 單位當技術賃貸料, Q_i는 i企業의 生產量, Y는 硏究開發費, k는 技術開發을 통한 單位當生產原價節減額). R_i는 市場競爭이 심할수록 k에 가까운 技術賃貸料를 支給할 것이다. 技術賃貸料 R_i가 클수록 새로운 均衡點은 E에 가까와지는 반면 R_i가 낮은 경우는 E_1에 접근한다. 그러나 競爭企業은 원래의 生產技術을 언제든지 채택할 수 있으므로 $R_i < k$는 항상 성립된다. 企業 A가 技術開發을 통하여 얻는 이익은 P_2P_1BC로서 社會的 利益 PP_1BCE보다 적다. 또한 技術開發企業의 技術賃貸料收入과 產業의 生產·販賣量 증대에 대한 租稅制度가 마련된 경우 二次的인 波及效果를 기대할 수 있으므로 特許制度는 技術開發을 통하여 社會利益을 증대시킨다고 할 수 있다. 즉 特許制度는 社會的으로 技術去來市場을 형성하게 하고 技術開發意慾을 촉진하며 消費者에게는 보다 낮은 價格으로 製品購入을 가능하게 하는 社會的 肯定效果를 기대할 수 있다.

〔모델 2〕

이번에는 技術開發企業 A가 他企業에 技術移轉을 하지 않고 市場에서 스스로 技術의 獨占的 實施權을 행사함으로써 他企業과의 競爭에서 우월한 위치를 확보하려는 경우 特許制度의 波及效果를 論하여 보자.

첫째, 企業 A가 技術開發을 통하여 他企業보다 낮은 價格으로 製品을 생산하게 되면 장기적으로는 企業 A는 市場獨占的 地位를 확보하게 된다. 企業 A가 利潤極大化를 위하여 限界收入=限界費用인 점에서 價格과 生產量을 決定할 경우 價格은 P_2로 上昇하고 生產量은 Q_2로 減少하여 企業利潤은 $P_1AE_1P_2$이 된다. 결과적으로 〔圖 4〕에서 보듯이 特許制度는 技術의 獨占實施權을 사용하여 社會的 不利益을 초래한다고 할 수 있다.

둘째, 〔圖 5〕에서 企業 A는 技術開發을 통하여 MC_1費用曲線을 갖는 生產技術에 대한 特許權을 활용하여 市場에서 完全獨占的으로 製品을 生產할 때 A는 利潤極大化를 위해 $MR = MC_1$에서 價格과 生產量을 결정하게 된다. 결과적으로 特許制度는 技術의 獨占實施權을 認定함으로써 生產量이 Q에서 Q_2로 증가하고 價格은 P에서 P_2로 下落하여 特許制度의 존재가 社會福祉의 增大를 가져오게 된다.

다음은 상기의 두 모델을 사용하여 特許制度가 어떤 條件에서 社會的으로 有用한가를 알아보기로 한다. 〔圖 5〕에서 $MC-MC_1=k$ 이면 $P-k=P_1$이다. EQ線을 중심으로 할 때 $P-k=P_1$과 限界收入線 $\overline{Qf}$의 크기에 의해 결정된다. 즉 企業 A의 總收入 $R(Q)=P\cdot Q$라 하고 限界收入 $MR(Q)=\frac{d(P\cdot Q)}{dQ}=P+Q\cdot\frac{dP}{dQ}$ $=P\left(1+\frac{Q}{P}\cdot\frac{dP}{dQ}\right)=P\left(1+\frac{1}{\varepsilon}\right)$ (여기서 ε는 需要價格彈力値)이면,

첫째, $[P-k=P_1]>P\left(1+\frac{1}{\varepsilon}\right)$인 경우 特許制度에 의한 技術의 獨占實施權은 發明者로 하여금 市場完全支配를 가능케 하며 價格上昇과 生產量減少로 社會的 不利益을 초래하게 된다.

둘째, $[P-k=P_1]<P\left(1+\frac{1}{\varepsilon}\right)$인 경우 特許制度에 의한 獨占實施權의 認定은 價格下落과 生產量增加를 통하여 社會利益을 증대시킨다.

세째, $[P-k=P_1]=P\left(1+\frac{1}{\varepsilon}\right)$인 경우 特許制度는 價格과 生產量에 영향을 주지 않는다.

결론적으로 $P-k=P\left(1+\frac{1}{\varepsilon}\right)$에서 $\frac{k}{P}=-\frac{1}{\varepsilon}$이 된다. 여기서 技術開發을 통한 生產性增大의 價格에 대한 比 혹은 技術開發을 통한 生產原價의 減少, 즉 $\frac{k}{P}$가 클수록 特許制度는 社會利益을 증대시킬 수 있는 반면 $\frac{k}{P}$가 작을수록 價格上昇과 生產量減少를 유발한다. 또한 $\frac{k}{P}$가 주어졌을 때 社會的 利益은 需要彈力値의 크기에 영향을 받는다. 需要彈力値가 큰 產業은 技術開發로 인한 社會的 혜택의 증대도 크나 需要彈力値가 작은 경우 社會的 혜택이 적거나 부정적일 수 있다. 따라서 많은 代替財나 代替技術이 존재하는 경우 技術開發은 社會利益을 증대시킬 수 있는 반면 技術의 特許期間이 만료되면 需要彈力値가 비교적 작은 필수품의 경우 特許制度는 否定的 效果를 초래할 수 있다.

만약 特許期間이 만료되어 他企業이 技術의 모방을 통하여 市場進入이 가능하다면 궁극적인 特許制度의 社會的 波及效果는 속단하기 어렵다. 그러나 技術開發企業이 상당기간동안 獨占하던 市場을 他企業이 技術模倣을 통하여 進入하기 어려운 다음과 같은 이유가 있다.

첫째, 技術開發을 통하여 市場을 獨占한 企業은 이미 市場需要에 알맞는 經濟的 生產單位를 보유하고 있을 뿐 아니라 旣存企業의 製品에 대한 消費者의 認識 등과 관련하여 새로 進入한 企業의 生產原價는 높은 것이 보통이다.

둘째, 特許所有企業은 계속적인 周邊技術의 開發(patent in addition)을 통하여 실질적인 特許期間을 延長할 수 있게 되며 基本技術은 계속 特許로 존재하게 되므로 他企業의 모방이 불가능하게 된다.

세째, 최초의 技術開發企業은 技術의 시행과정에서 많은 秘密技術을 축적하게 되어 他企業의 모방이 불가능하여 원래 企業의 우월적 위치는 계속될 가능성이 높다.

Ⅳ. 强制實施權制度

위에서도 언급한 바와 같이 特許制度의 궁극적 目標는 發明家의 權益을 보호하여 技術開發을 促進하고 發明家로 하여금 開發된 技術을 早期公開·實施하도록 함으로써 技術開發을 통한 社會福祉의 極大化에 있다. 만약 特許權者가 技術의 獨占實施權을 誤用하여 他人의 技術開發을 저해하거나 적절한 條件下에 技術을 실시하지 않을 경우 이는 特許法 본래

의 취지에 어긋날 뿐 아니라 社會的 被害도 크다고 할 수 있다.

1983年 우리나라에 登錄된 總特許件數는 2,433件으로서 內國人에 의한 特許가 10%인 245件에 불과하고 나머지 90%는 外國人에 의해 登錄되었다. 일반적으로 外國人의 特許登錄目的은 特許公開를 통하여 技術의 販賣促進을 圖謀하고 국내에서의 技術盜用을 방지함에 있다. 그러나 우리나라에 登錄된 外國人特許中에는 國內產業에서 실시되고 있는 技術은 거의 없는 실정이다. 즉 外國의 國內特許目的은 국내 硏究陣에 의한 類似技術開發을 禁止시키는 데 있다.

이러한 特許制度의 誤用을 방지하기 위하여 特許法은 强制實施權을 인정하고 있다. 强制實施權이라 함은 政府가 行政處分으로 特許權者의 의사와 관련없이 제 3 자에게 一定條件으로 技術을 실시할 수 있도록 허가하는 것을 말한다. 强制實施權의 運用은 國家別로 차이가 있으나 從屬發明에 대한 强制實施權, 不使用特許에 대한 强制實施權, 國防上 또는 公益上 필요에 의한 强制實施權[12] 등이 있다. 本論文에서는 不實施特許에 대한 强制實施權에 限하여 論하기로 한다.

不實施特許에 대한 强制實施權을 論하려면 먼저 어떠한 행위를 特許不實施로 規定할 것인가를 정해야 하는데 이는 國別로 다르다. 대부분의 國家들은 特許가 登錄된 國家內에서 실제로 技術이 실행되는 것을 特許實施로 規定하고 있다. 즉 特許製品生產이나 特許製法을 國內產業에 適用하는 등 적극적인 의미의 실행을 요구하고 있을 뿐만 아니라 特許技術에 의하여 生產供給되는 製品은 品質, 價格, 數量에서 國內市場需要를 충족할 수 있어야 하며 輸入은 特許實施로 認定하지 않고 있다.

特許技術을 실시하고자 하는 국내의 제 3 자는 적절한 조건으로의 技術移轉 요구에 特許權者가 불응하여 국내에서 技術이 실시되고 있지 않거나 불만족스럽게 실시되는 경우 擔當行政部處(대부분 特許廳)에 强制實施權을 申請할 수 있다. 申請이 있을 경우 政府[13]는 첫째, 特許에 의한 技術의 獨占實施權이 不實施 혹은 불만족한 실시로 남용되고 있는지 여부를 판단하고 둘째, 强制實施權 申請者가 特許를 실시할 수 있는 능력을 갖고 있는지를 審査하게 된다. 이러한 條件이 충족되어 强制實施權 申請이 받아들여지는 경우 政府가 申請人이 特許權者에게 支給할 技術使用料 및 기타조건을 정하고 난 후에 申請人은 국내에서 技術을 실시할 수 있게 된다.

强制實施權은 特許로 登錄된 技術의 產業活用을 促進시키기 위한 制度이나 發明家의 技術開發意慾을 저해할 가능성도 있다. 따라서 政府는 强制實施權을 인정할 경우 이러한 점을 고려하여 技術使用代價와 其他의 條件을 정해야 한다.

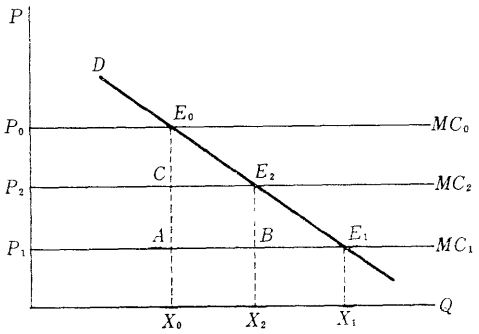
適正技術使用料는 다음과 같은 방법으로 算定할 수 있다. 먼저 논리전개를 위해 다음을 가정하자. 첫째 產業은 完全均衡 狀態에 있으며 製品需要曲線은 $X=X(P)$로 표시되며 單位當 平均生產費用은 일정하다.

둘째, 特定企業에 의하여 開發된 技術은 單位當生產原價를 B만큼 減少시키는 효과가 있

12) 現行 우리나라 特許法에서도 特許發明不實施(51條), 國防·公益上 必要한 實施權(50條), 特許權 濫用으로 인한 實施權(52條), 實施權 許與審判에 의한 實施權(59條)에 대하여 强制實施權을 適用할 수 있게 認定하고 있음.

13) 우리나라의 경우 特許廳.

〔圖 6〕



으며 B의 規模는 企業의 硏究開發費와 比例한다. 또한 $B(R)$은 오목函數(concave function)로 R이 커질수록 B는 증가하나 그 增加率은 減少한다[14].

세째, 開發된 技術은 적은 費用으로 짧은 기간내에 다른 기업에 의해 모방될 수 있다.

〔圖 6〕을 통하여 이러한 현상을 요약하면 다음과 같다.

最初의 均衡點을 E_0라 하고 技術開發을 통한 單位當生產原價의 下落을 $B=P_0-P_1$이라고 하자. 特許制度가 없다면 모든 企業들은 技術模倣을 통하며 單位當生產原價 OP_1에서 製品을 生產하며 새로운 均衡點은 E_1이 되어 社會福祉는 $P_0E_0E_1P_1$만큼 증가된다. 特許制度가 있다면 企業들은 開發된 技術을 활용하여 製品을 生產하려면 特許期間中 技術賃貸料를 支拂해야 한다.

만약 技術開發企業이 적절한 條件下의 技術移轉을 회피하고 국내의 제 3 자에 의한 强制實施權 要請이 있는 경우 政府는 技術賃貸料를 결정하게 된다. 이때 技術賃貸料를 單位當原價節減額(B)의 一定部分(ρ)라 하면 ρ는 技術賃貸率(royalty rates)이 되며 單位當 技術賃貸料는 $B\rho$가 되어 特許期間(T)中의 均衡點은 E_2가 된다. 따라서 技術開發을 통한 社會利益은 $P_0E_0E_0P_2$이며 技術開發企業이 技術賃貸料를 통하여 얻는 利益은 $P_2E_2BP_1$으로 特許制度가 없는 경우와 비교하면 단기적으로 E_2E_1B의 社會的 損失(dead-weight loss)이 발생한다.

强制實施權을 통하여 技術移轉을 도모하려 할 때 政府가 고려해야 할 事項은 社會的 利益($P_0E_0E_2P_2$)을 極大化하면서 技術開發企業의 利益($P_2E_2BP_1$)이 技術開發意慾을 저해하지 않는 범위에서 ρ를 정해야 한다.

模型의 간소화를 위해 E에서의 價格과 生產量을 1로 하면 $P_2=1-B$, $P_1=1-(1-B)\rho$이며 線型需要曲線을 가정할 경우 $X(P)=a-\eta P$이므로 $X_1=1+\eta B(1-\rho)$[15]가 된다.

政府의 目標인 社會利益의 極大化는

$$\text{Max. } A=\int_0^T(1-\rho)B\left[1+\frac{1}{2}(X_1-1)\right]e^{-rT}$$
$$=\frac{1-e^{-rT}}{r}(1-\rho)B\left[1+\frac{1}{2}\eta B(1-\rho)\right] \quad \cdots\cdots(1)$$

로 表示된다〔여기서 T : 特許期間, r : 割引率(一定하다고 가정)〕.

技術開發을 통하여 利潤極大化를 도모하는 企業의 技術開發費(R)는

$$\text{Max. } C=\int_0^T B\rho[1+\eta B(1-\rho)]-R$$
$$=\frac{1-e^{-rT}}{r}\rho B[1+\eta B(1-\rho)]-R$$

로 나타낼 수 있다.

1次微分을 통한 必要條件은

14) $B'(R_0)>\frac{B(R_1)-B(R_0)}{R_1-R_0}(R_1>R_0)$이며 $B''(R_0)<0$

15) 需要曲線 $X(P)=a-\eta\rho$에서 $\frac{\partial Q}{\partial P}=\frac{X_1-1}{(1-P)B}=-\eta$ 그러므로 $X_1=1+\eta B(1-\rho)$

$$\frac{\partial C}{\partial R}=\frac{1-e^{-rT}}{r}\rho B'(R)[1+2\eta B(1-\rho)]=1 \quad \cdots\cdots(2)$$

充分條件은

$$\frac{\partial^2 C}{\partial R^2}=\frac{1-e^{-rT}}{r}\rho B''(R)2\eta(\rho-\rho^2)(B')^2\left(1+\frac{BB''}{(B')^2}\right)<0$$

이다.

만약 $B=AR^{\alpha}$로 가정하고 $\alpha=0.12$를 가정하면 $\frac{BB'}{(B')^2}=-\frac{1-\alpha}{\alpha}=-7.3$으로 推定할 수 있다[16].

强制實施權을 시행하는 政府의 目標는 (2)의 條件下에서 (1)을 極大化하는 것이다. 이를 Lagrangian方程式으로 나타내면

$$L=\frac{1-e^{-rT}}{r}(1-\rho)B\left[1+\frac{1}{2}\eta B(1-\rho)\right]-\lambda\left[1-\frac{1-e^{-rT}}{r}\cdot B'\rho\{1+2\eta B(1-\rho)\}\right] \quad \cdots\cdots(3)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \rho}=\frac{1-e^{-rT}}{r}B[-1-\eta B+\eta B\rho]-\lambda\left[-\frac{1-e^{-rT}}{r}\cdot B'(1+2\eta B-4\eta B\rho)\right] \quad \cdots\cdots(4)$$

$$\frac{\partial L}{\partial R}=\frac{1-e^{-rT}}{r}[B'+\eta BB'-2\eta BB'\rho-B'\rho-\eta BB'\rho^2]-\lambda\left[-\frac{1-e^{-rT}}{r}\{B''\rho+2\eta B'B'\rho+2\eta BB''\rho-2\eta B'B'\rho^2-2\eta BB''\rho^2\}\right] \quad \cdots\cdots(5)$$

式 (4)와 (5)에서 λ를 구하여 푼 다음 $\frac{B}{(B')^2}$을 양변에 곱하여 ρ에 대한 3차방정식을 구하면

$$(2\eta^2B^2k+2\eta^2B^2)\rho^3-(4\eta^2B^2k+3\eta Bk+6\eta^2B^2-3\eta B)\rho^2+(6\eta^2B^2+2\eta^2B^2k+3\eta Bk+6\eta B+k+1)\rho-(2\eta^2B^2+3\eta B+1) \quad \cdots\cdots(6)$$

이 성립된다.

여기서 $k=-\frac{BB''}{(B')^2}=7.3$

式 (6)에서 각각의 η과 B에 따른 ρ의 解는

〈表 2〉 需要彈力値(η)와 原價節減額(B) 變動에 따른 技術賃貸料率(ρ)의 決定

(k=7.3)

η \ B	0.001	0.005	0.01	0.02	0.05	0.1	0.2	0.4	0.6	0.8
0.1	0.0003	0.0015	0.0030	0.0060	0.0149	0.0295	0.0582	0.1129	0.1645	0.2132
0.25	0.0007	0.0037	0.0075	0.0149	0.0368	0.0722	0.1390	0.2592	0.3635	0.4537
0.5	0.0015	0.0075	0.0149	0.0295	0.0722	0.1390	0.2574	0.4537	0.5971	0.6994
0.75	0.0024	0.0112	0.0222	0.0440	0.1062	0.2012	0.3635	0.5971	0.7385	0.8218
1	0.0030	0.0149	0.0295	0.0582	0.1390	0.2592	0.4537	0.6994	0.8218	0.8847
2	0.0060	0.0295	0.0582	0.1129	0.2592	0.4537	0.6794	0.8847	0.9414	0.9648
4	0.0119	0.0582	0.1129	0.2132	0.4537	0.6994	0.8877	0.9648	0.9833	0.9903
6	0.0178	0.0859	0.1645	0.3027	0.5971	0.8218	0.9414	0.9833	0.9922	0.9955
8	0.0237	0.1129	0.2132	0.3826	0.6994	0.8847	0.9648	0.9903	0.9955	0.9974
10	0.0295	0.1390	0.2592	0.4537	0.7712	0.9200	0.9766	0.9937	0.9971	0.9984

16) Mansfield의 硏究結果임.

〈表 2〉와 같다.

각각의 ρ는 特定產業의 需要彈力値와 開發技術에 의한 效率性 증대에 따라 政府가 强制實施權을 시행함에 있어 技術開發意慾을 충족시킴과 동시에 社會福祉를 極大化할 수 있는 技術賃貸料라고 할 수 있다. 〈表 2〉에서 보는 바와 같이 需要彈力値가 높을수록, 그리고 B가 클수록 技術賃貸料가 증가하는 이유는 이러한 產業은 약간의 技術移轉으로 얻어지는 經濟의 效率化에 의한 社會的 惠澤이 크기 때문인 것으로 풀이된다.

V. 結　論

特許權의 誤用을 規制하기 위한 强制實施權制度에 관하여는 贊·反論이 존재한다. 즉 特許의 獨占實施權의 誤用에서 발생될 수 있는 否定的 效果를 최소화하기 위한 强制實施權制度의 필요성을 인정하는 論理가 있는 반면, 强制實施權制度가 特許權者의 의사와 무관하게 技術의 實施權을 第3者에게 양도하게 되어 發明者의 技術開發意慾 저하를 이유로 强制實施權을 부정하는 論理이다.

本硏究는 特許權의 誤用으로 발생되는 社會的 피해를 規制함과 동시에 發明家의 技術開發意慾을 저해하지 않게 强制實施權制度를 運用하도록 하는 適正技術賃貸料의 決定方法을 提示하였다. 즉 特許技術로 生產되는 製品의 需要强力値(η), 新技術의 效率性(B)에 관한 資料를 活用하여 政府는 適正技術賃貸料(ρ)를 결정하여 强制實施權에 관한 贊·反 理論을 모두 解決할 수 있다.

模型의 分析 結果를 실제 사용함에는 다음과 같은 制約이 있다. 첫째, 線型需要曲線의 가정이다. 실제로 需要曲線은 여러 形態를 취할 수 있으며, 需要彈力値 또한 代替材 및 代替技術의 存在與否에 영향을 받을 뿐 아니라 製品市場을 어떻게 定義하는가에 따라 크게 달라질 수 있다.

둘째, 企業의 目標를 短期利潤極大化로 가정한 점이다. 企業의 目標가 利潤極大化라 할지라도 價格決定은 장기적인 면에서 기업입장을 고려하여 여러가지 방법이 있을 수 있다.

세째, 만약 强制實施權으로 因한 社會惠澤보다 技術導入代價의 支出이 큰 경우, 이를 조정하기 위하여 Lagrangian 방정식에 $A>C$의 조건을 添加하여 해결할 수 있다.

네째, 마지막으로 本硏究를 위하여 設定한 模型은 製法開發에 관한 技術에만 관련될 뿐 新製品 自體의 開發技術에는 적용이 불가능하다. 이에 관한 硏究는 다음 기회로 미루기로 한다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

Arrow K.J., "Economic Welfare and Allocation of Resources for Invention." *In the Rate and Direction of Inventive Activities,* Richard R. Nelson ed., Prin-

ceton, N.J.: Princeton Univ. Press, 1962, pp. 617~18.

Dasgupta, P. and J.E. Stiglitz, "Uncertainty, Industrial Structure, and the Spread of R&D." *Bell Journal of Ecoromics*, vol. (Spring 1980), pp. 1~28.

Griliches, Z., "Research Expenditures Education, and the Aggregate Agricultural Production Function. "*Agricultural Economic Review*, vol. 54 (Dec. 1964), pp. 961~74.

Hirshleifer, J., "The Private and Social Value of Information and the Reward to Inventive Activity." Agricultural Economic Review, vol. 61 (Sep. 1971), pp. 561~74.

Hottelling, H. Kamien, M.I. and N.L. Schwartz, "Patent Life and R&D Rivalry." *Agricultural Economic Review*, vol. 64 (Mar, 1974), pp. 183~87.

Mansfield, E., "Rates of Return from Industrial Research and Development." *Agricultural Economic Review Papers and Proceeding*, vol. 55 (May 1965), pp. 310~22.

Nordhaus, W.D., *Invention Growth and Welfare: A Theoretical Treatment of Technological Change*. Cambridge, Mass.: MIT Press. 1969.

_____, "The Optimum Life of Patent: Reply" *Agricultural Economic Review*, vol. 62 (June 1972), pp. 428~31.

Scherer, F.M., *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Chicago, Rand McNally, 1970.

_____, "Nordhaus 'Theory' of Optimal Patent Life: A Geometric Reinterpretation." *Agricultural Economic Review*, vol. 62 (June 1972), pp. 422~27.

李祥羲, 『尖端技術과 物質特許』

李秀雄, 『工業所有權法』, 瑞興出版社, 1983.

韓日企業經營比較

—製造業의 費用管理行態를 中心으로—

洪 炳 裕

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序
Ⅱ. 日本的 企業經營의 特性
Ⅲ. 日本企業에 대한 實證分析
Ⅳ. 韓國企業과 日本企業의 分析結果 比較
Ⅴ. 要約 및 結論

Ⅰ. 序

本硏究는 韓國製造業의 費用管理行態를 중심으로 經濟安定化政策의 當爲性을 提示했던 『經濟安定化政策과 企業經營의 改善』의 後續硏究로서[1], 이미 사용되었던 模型과 方法論을 修正·改良하여 日本의 企業經營行態를 파악하고, 이를 韓國의 企業經營行態와 比較·分析함으로써 韓國企業經營의 問題點을 再照明하고 그 改善方法을 摸索하고자 하였다.

傳統的 經濟理論은 經濟現象을 임의로 微視 및 巨視로 分析해 왔는데, 이러한 구분은 實物經濟의 屬性을 表出하는데 있어서 限界性을 가지며 制限된 경우에만 理論과 實際가 符合하는 要因이 된다. 예를 들어 傳統的으로 企業의 궁극적 目標는 利潤極大化에 있다고 설명되며, 企業은 利潤極大化의 目標를 달성하기 위한 하나의 수단으로서 費用의 極小化를 追求하는 것으로 認識되어 왔다. 그러나 實物經濟에 있어서 企業의 費用極小化行態는 利潤極大化를 위한 必須的 前提條件은 아니며 費用의 증가를 그대로 價格에 轉嫁시키는 費用轉嫁式 行態 또는 費用을 의도적으로 증가시키는 費用極大化 行態 등을 통해서도 企業은 利潤을 極大化할 수 있는 것이다[2]. 그럼에도 불구하고 現存하고 있는 각종 인플레이션理論들은——需要牽引인플레이션(demand pull inflation)理論이건 費用壓迫인플레이션(cost push inflation)理論이건 價格決定의 生產側主體인 企業의 費用目標에 대해서는 費用極小化라는 微視經濟

筆者：韓國開發硏究院 硏究委員

1) 洪炳裕, "經濟安定化 政策과 企業經營의 改善", 『韓國開發硏究』, 제5권 제3호, 1983, pp. 125~143.
2) 前揭書, pp. 10~13 參照.

的 行態를 基礎로 하고 있다. 인플레이션現象을 보다 적절히 설명하기 위하여는 企業의 費用目標를 하나의 變數로 고려할 필요가 있다. 著者는 本硏究에 앞서 美國製造業의 都賣物價를 分析한 결과[3] 1960年代 中盤以後 美國製造業의 급격한 生産性增加鈍化로 인하여 費用極小化 能力이 결정적으로 붕괴되자 美國製造業의 經營行態는 1960年代 中盤을 分岐點으로 費用極小化에서 費用轉嫁式으로 轉換되었음을 檢證하였다. 費用轉嫁式 經營行態는 生産性增加가 持續的으로 그리고 상당히 큰 폭으로 일어나고 있는 韓國製造業의 경우에도 발견되었는데, 이는 韓國의 生産性增加가 自發的으로 費用을 極小化하고자 하는 成熟한 企業經營의 費用目標를 달성하기 위한 과정에서 얻어진 産物이 아니고 政府·企業複合經營體의 意思決定過程에서 얻어진 것이며, 이를 價格에 반영시킬 수 있었던 유일한 價格統制者인 政府의 行政指導가 미흡했던 것으로 판단된다.

生産性增加는 인플레이션과 企業經營간의 관계를 설명하는 데 있어서 중요한 역할을 하기 때문에 生産性增加要因중 논란의 대상이 되고 있는 經營强度와 生産性增加間의 相關關係에 대한 檢討가 필요하다. 傳統的 經營理論에 의하면 經營費의 증가는 生産性의 증가를 促進한다고 하나[4] 筆者의 美國製造業에 대한 回歸分析結果는 두 變數間에 陰의 상관관계가 있거나 상관관계가 없음을 보여주었다. 生産性增加에 기여하지 못한 經營增加는 궁극적으로 價格에 轉嫁되어 인플레이션을 加速시키기 때문에 日本의 企業經營行態를 分析함에 있어서도 生産性의 決定要因을 찾아내는 것이 또한 중요하다.

本硏究의 構成은 다음과 같다. 먼저 Ⅱ章에서는 日本的 企業經營의 特性을 詳述하고, Ⅲ章에서는 이미 소개된 硏究의 模型과 假說 등을 다시 要約·紹介한 뒤 日本製造業의 資料를 사용하여 얻은 實證分析結果를 提示한다. Ⅳ章에서는 韓國과 日本의 分析結果를 比較·檢討하였다. 이러한 兩國의 結果比較는 60年代 中盤을 分岐點으로 費用行態의 轉換을 보인 美國의 實證分析 結果에 비추어 다시 比較·分析됨으로써 실질적으로는 韓·美·日 3國比較가 될 것이다.

Ⅱ. 日本的 企業經營의 特性

日本的 企業經營의 特性은 日本의 文化的 環境에서 形成되어 온 歷史的 産物이라고 보겠다. 따라서 日本的 企業經營의 特性을 이해하기 위해서는 日本의 文化, 歷史, 藝術 등 全般에 걸친 深層分析이 先行되어야 하겠으나 이는 本硏究의 범위를 넘어서는 것으로서 本硏究에서는 이미 알려진 日本的 企業經營의 微視的 特性들을 認知하고 이러한 特性들의 集合이 日本의 巨視經濟的 特性에 어떻게 구체화되었는지를 알아 보는 것을 主眼點으로 한다. 日本的 企業經營의 特性은 비록 日本固有의 文化的·歷史的 産物이기는 하되, 이는 다른 나라에서는 전혀 볼 수 없는 독특한

3) HONG, B.Y., Inflation Under Cost Pass-Along Management, Praeger Publisher, New York, 1979.

4) Delehanty, G.E., "Nonproduction Workers in US Manufacturing," Amsterdam N-H. 1963. Pondy, L., "Effeets of Size, Complexity and Owership on Administrative Intensity," Administrative Science Quarterly, Volume 14, 1969, pp. 47-60.

것은 결코 아니다. 다시 말하면 日本的 企業經營에서 두드러지게 나타나는 行態들은 他國의 企業에서도 관찰되는 것들이기는 하나, 다만 日本의 경우에 있어서는 그 强度에 있어서 더욱 높으며 그 범위에 있어서 더욱 普遍的이라는 점이 다를 뿐이며, 日本內에서조차도 다른 나라에서와 마찬가지로 經營行態의 차이가 있으나, 아래에 提示하는 두 가지 特性이 他國의 企業經營 慣行과 비교하여 볼 때 日本的 特性으로 認識될 수 있다는 뜻이다.

日本的 企業經營에 나타난 特性은 첫째, 個人間, 組織間, 상이한 利害集團間의 관계가 보다 水平的이어서 共同體的인 성격을 잘 살려나가는 集團主義와 둘째, 經營者로부터 生産勞動者에 이르기까지 모든 組織構成員이 보다 長期的 眼目下에서 職務를 遂行하는 意思決定의 長期性의 두 가지로 大別할 수 있다.

1. 集團主義와 參與的 經營

森嶋通夫[5]는 日本人의 集團主義的 屬性을 宗敎·文化와 관련하여 說得力있게 설명하고 있다. 즉 日本은 宗敎를 導入·定着시키는 과정에서 韓國 및 中國에서 支配階級의 論理를 정당화하는 데 봉사하는 역할을 한 儒敎뿐만 아니라 被支配者를 政治에 등지게 하고 個人救濟를 위한 神秘的 宗敎인 道敎조차도 親政府的 形態의 宗敎로 傳播시킴으로써 人間性을 구제하기 위한 개개인을 기초로 세워진 宗敎를 갖지 못했으며, 그 결과 個人主義는 물론 國際主義조차도 발전되지 못하였을 뿐만 아니라 대중은 자기자신의 宗敎를 갖지 못하고 완전히 非宗敎的으로 되고 말았다고 주장하고 있다. 이와같이 日本人이 非宗敎的인 데에서 唯物論的으로 흐르고 동시에 다른 한편으로는 國家主義的이었기 때문에 그들은 國家로서의 日本이 物質的으로 繁榮하는 일에 기꺼이 협력하는 集團主義的屬性을 보였다고 주장했다.

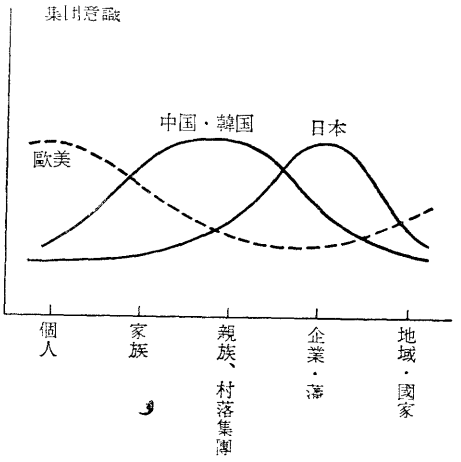
그는 1932年 이후의 準戰時體制時代에 日本經濟가 쉽사리 國家體制下에 들어 가게 된 것도 日本人의 腦裏에 國家意識이 들어 있어 강력한 指導者 없이도 國民輿論이 助成되어 표면적인 民主主義 節次에 의해 自由主義經濟活動이 탄압될 수 있는 集團主義的 屬性에 기인한다고 설명하고 있다. 2次大戰後 표면상으로는 自由經濟로 復歸되었지만 국민은 저항할 수 있는 능력을 갖지 못하게끔 敎育되어 왔기 때문에 支配勢力의 意圖하는 바가 무엇인지를 周知시키는 것만으로서도 대부분의 경우 合意가 쉽사리 이루어져 集團主義的 屬性은 계속 유지되었고, 戰前의 國家主義건 戰後의 企業主義건 個人救濟를 목적으로 하는 合理的 宗敎下의 西歐에서 繁昌한 近代經濟가 日本에 있어서 支配體制를 정당화하는 데 목적을 둔 宗敎下의 集團主義的 社會에 成功的으로 接木되었다고 보고 있다.

森谷正規[6]는 日本人의 集團主義行動樣式을 分析하면서 韓·中·日 및 西歐間의 集團意識의 차이를 비교하고, 個人에서 最大集團으로서의 國家에 이르기까지 各國마다 어디에 가장 높은 價値를 두는가에 따른 명백한 特徵을 〔圖 2-1〕과 같이 提示하고 있다. 日本의 경우는 明治維新 뒤 集團意識이 國家中心의 수준으로 올라갔던 적도 있으나 2次大戰後는 企業中心의 集團意識으로 後退했으며[7], 이러한 企

5) Michio Morishima, *Why Has Japan 'Succeeded'? Western Technology and the Japanese Ethos*, Cambridge University Press, 1981.

6) 森谷正規, 『<日本·中共·韓國> 産業技術比較』, 1980.

〔圖 1〕 各國의 集團意識



業中心의 集團意識의 原型은 19世紀의 유산으로서 오늘날에도 당시의 영향에 의하여 終身雇傭의 경향이 남아 있다.

韓國과 中共은 傳統的으로 親族・地緣集團에 結集의 頂點을 이루고 있다. 血緣에 의한 經營은 韓國企業의 特徵的 現象으로서 韓國의 主要企業은 거의가 財閥그룹을 형성하고 家父長的 支配의 血緣集團的인 性格이 대부분이며, 一般從業員도 연줄을 갖고 이 연줄에 의해 企業內 位置가 確保되어 가는 경향이 강하기 때문에 企業에 대한 歸屬意識이 부족하고 심한 轉職現象이 나타나게 된다. 集團主義的 屬性이 결핍된 中共 역시 擧國一致의 體制를 構築하기 어렵기 때문에 전통적으로 支配階級의 論理인 儒敎와 被支配階級의 論理인 道敎 사이의 이데올로기 차이를 없애기 위해 새로운 理念을 확립하려는 노력이 빈번하였고, 三差(都市와 農村間, 精神勞動과 肉體勞動間, 工業과 農業間)를 제거하려고 한 결과 오히려 又紅又專(1958年의 大躍進運動, 1966年의 文化大革命, 1975年의 4人幇)의 試行錯誤 속에서 經濟는 소용돌이친 반면, 集團主義的 屬性이 강한 日本에서는 明治維新後 오히려 經濟의 最尖端 核心部分을 創出하여[8] 그것을 확대해 나가는 三差擴大政策을 강행한 점이 대조적이라고 보겠다.

이러한 集團主義的 日本文化環境에 定着된 日本的企業의 經營에 대한 태도는 他國의 그것과 어떻게 다른가? 「헤어」(Haire)와 「기젤리」(Ghiselli), 그리고 「포터」(Porter)는[9] 各國의 專門經營人을 상대로 經營的 思考態度에 관하여 設問調査를 한 결과 日本人의 經營態度가 獨自的이고 특이한 패턴을 보이고 있음을 밝혔다. 이들은 各國의 經營者들의 經營에 대한 태도를 調査함에 있어서 아래와 같은 4個領域에 걸쳐 國家群別 綜合分析結果를 〔圖 2〕와 같이 나타내었다.

1) 平均的 水準의 雇傭人의 經營者로서의 能力開發 可能性은 어느 정도인가?

2) 組織目標에 관한 全般的 情報를 部下에게 알려줌이 얼마나 바람직한가?

3) 從業員의 參與에 의한 參與的 意思決定에 대한 信賴度는 어느 정도인가?

4) 下級從業員들 스스로 自律에 의해 調整되는 것이 얼마나 바람직한가?

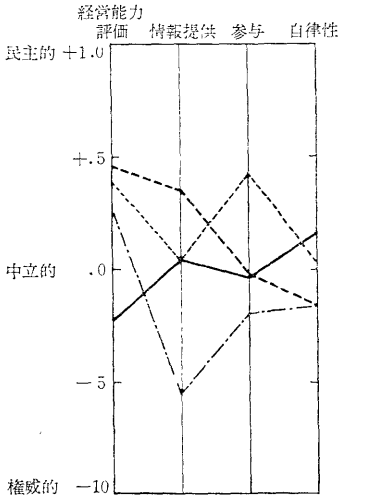
〔圖 2〕에서 보는 바와 같이 國家群別 特徵은 뚜렷하다. 英・美國의 경우, 右下傾斜하는 曲線이 의미하듯이 이들 國家는 人間의 經營的 能力과 經營意思疎通에 관해서는 매우 理

7) 그러나 이러한 後退는 完全한 後退는 아니며, 政府・企業의 複合的인 集團行動으로 날아 있다. 즉 日本株式會社라고 하는것이 바로 이것이며, 이에 관해서는 다음 책을 참고하기 바란다. Eugene J. Kaplan, *JAPAN the Government-Business Relationship*, U.S. Department of Commerce, 1972.

8) 日本産業政策研究그룹, 『日本의 産業政策』, 韓國産業經濟技術研究院綜合企劃分析室 譯編 1982, pp. 13~15.

9) Mason Haire, Edwin E. Ghiselli, Lyman W. Porter, *Managerial Thinking: An International Study*, John Wiley & Sons, Inc., 1966.

〔圖 2〕 國家群別 經營態度



想的이고 民主的인 견해를 보인 반면, 下級職員의 自律性을 인정하는 데는 매우 懷疑的인 반응을 보였으며, 北歐諸國은 右上傾斜하는 曲線이 의미하듯이 英・美國과는 정반대로 엘리트에 의한 權威的 經營과 下級職員과의 意思疎通이 별로 없는 것으로 나타났으나 下級職員의 自律性은 충분히 인정하여 엄격한 經營의 필요성을 否定하고 있다. 이러한 차이는 美國企業의 경우 獨逸 등을 포함한 모든 先進國中 가장 높은 經營費를 부담해야 하는 非效率性을 감수해야만 한다는 것을 의미한다고 보겠다.

開發途上國의 경우 曲線의 대부분이 원점 밑에 위치하는 것으로 보아 가장 權威的 經營態度를 나타내고 있다. 開發途上國과는 대조적으로 日本의 曲線은 모두 원점 위에 위치하고 있어서 從業員의 經營能力에 대한 肯定的 評價, 下級職員의 自律性, 意思疎通의 效率性, 參與的이고 民主的인 經營態度를 나타내고 있으며, 특히 參與的 意思決定에 관한 信賴度는 日本의 경우 他國에 비해 가장 높은 것으로 나타났다[10].

개인보다는 集團을 중시하는 日本文化는 和의 精神을 높이 평가하여[11] 組織構成員間의 경쟁보다는 협력을 강조함으로써 企業經營에 있어서도 從業員의 身體的 安全 및 安定(physiological safety and security)과 같은 인간의 下位欲求에 호소하기보다는 自律性, 成就感 등과 같은 인간의 上位欲求에 호소하게 되고, 또한 經營陣의 의사를 일방적으로 從業員에게 강요하는 權威的 經營(authoritative management)보다는 生産勞動者의 참여를 어느 정도 허용하는 參與的 經營(participative management)이 보편화되어 있다.

日本의 參與的 經營은 意思決定過程中 提示된 案件이 下位組織으로부터 上位組織으로 이동함에 따라 經營者間의 合意를 형성하도록 촉구하고 있다. 이같은 經營環境下에서는 高位經營者는 근본적으로 意思決定을 하여 下位組織에 명령하는 上司라기보다는 下位組織에서 이루어진 결정이나 提案을 도와주고 執行을 촉진하는 助力者로서 認識된다. 提案된 아이디어 등은 非公式的으로 충분히 토의된 뒤에 여러 經營者들의 손을 거치는 동안 公式的으로 보완되는 과정을 거치는데 이러한 절차를 稟議制度라고 한다. 토의되는 案件의 執行

10) Ross A. Webber는 그의 著書 Management(p. 235)에서 追加的인 資料와 함께 日本의 參與的 經營이 얼마나 强度 높은지를 보여주고 있다.

11) "Japanese Managers Tell How System Works," *Fortune*, November 1977, pp. 126~138.

過程에서 관련이 있을 만한 사람은 누구라도 稟議過程에 참여할 수 있으며 여기에 참여했다는 同參意識은 和의 精神에 매우 중요한 寄與를 하게 된다. 「드러커」[12]는 西歐的 意思決定이란 의문에 대한 解答에 중점을 두고 그 解答을 얻기 위한 체계적인 接近方法을 발전시키려는 과정이나 稟議過程을 통해 合意에 이르는 日本的 意思決定이란 의문에 대한 解答이 아니라 疑問 自體를 定義해 가는 과정으로 설정하고 있다. 즉 日本的 意思決定은 의문에 대한 解答 또는 意思決定의 결과보다는 意思決定이 진정 무엇에 관한 것인가를 定義해 가는 과정에서 合意에 도달하려 한다는 것이다.

따라서 參與的 經營下의 日本企業은 意思決定에 이르기까지 많은 시간을 소모하나 일단 合意에 도달하여 최종 결정이 이루어지면 모든 반대의견들이 克服·收斂되므로 執行은 매우 빠르게 이루어지는 利點을 갖고 있다[13]. 즉 日本企業經營에서는 西歐的 概念의 意思決定段階가 실질적으로 執行段階를 의미하는 것이다. 이러한 이유로 日本企業과 거래하는 西歐企業은 契約締結過程의 완만함에 불평을 갖게 되나 契約締結後의 執行過程에서는 日本企業의 迅速性에 놀라게 된다.

日本企業의 參與的 經營에서는 개인의 經營成果가 그다지 重視되지 않는다. 日本企業은 一流大學 卒業者中에서 經營者 候補를 선발하여[14] 經營者로 訓練·養成하는 과정에서 개인의 考課記錄을 보존하지 않는데 이는 개인을 중시하지 않고 「팀워크」를 중시하는 集團主義的 屬性에서 나온 것이라고 보겠다[15].

日本企業에 參與的 經營이 定着할 수 있었던 이유는 日本人의 集團主義的 屬性 外에도 現場優先主義的 價値觀을 들 수 있다[16]. 日本의 現場優先主義는 700여년간 계속된 武士階級에 의한 지배에서 그 根源을 찾을 수 있다. 武人政權이 장기간 持續되었던 日本에서는 武가 文보다 존중을 받는 「尙武國」으로서의 전통이 있으며 이러한 支配階級의 價値觀이 企業에도 계승되었던 것이다. 日本企業에서는 新入大卒社員의 대부분이 우선적으로 現場部門에 배치되며, 여기에서 얻은 경험은 이들이 昇進하여 中堅經營者가 되었을 때 現場感 있는 意思決定을 할 수 있게 하는 밑거름이 된다. 이러한 現場感의 重視는 日本企業으로 하여금 "現場"에서 필요한 改良 向上的 性格의 기술을 발전시키는데 貢獻했음을 쉽게 이해할 수 있다. 文 위주의 오랜 傳統을 가진 中國의 경우 文化革命 당시 兩參이라 하여 勞動者가 經營에, 工場長을 비롯한 經營陣은 現場勞動에 참가해야 한다는 强制的인 參與的 經營을 시도한 것을 보면, 日本企業의 現場優先主義는 精神勞動者(white collar)와 肉體勞動者(blue collar)간의 和에 크게 기여했음을 알 수 있다.

12) P.F. Drucker, "What We Can Learn from Japanese Management," *Harvard Business Review*, March-April 1977, pp. 110~122.

13) P. Hesseling and E.E. Konnen, "Culture and Subculture in a Decision Making Exercise," *Human Relations*, Vol. 22(1969), pp. 31-51.

14) 日本의 經營者中 大學卒業者의 比率은 美國의 그것보다 높다.
H.C. de Bettignies, "Managerial Backgrounds and Attitudes in a Comparative Perspective," in J. Jean Boddewyn(ed.), *Comparative Management* (New York: Graduate School of Business Administration, New York University,1970).

15) T.F.M. Adams and N. Kobayski, The World of Japanese Business(Tokyo and Palo Alto: Kodonsha, 1969); M.Y. Yoshino, *Japan's Managerial System* (Cambridge: M.I.T. Press, 1968); G.V. England and R. Koike, "Personal Value Systems of Japanese Managers," *Journal of Cross-Cultural Psychology*, Vol. 1(1970), pp. 21-40.

16) 森谷正規, 上揭書.

日本人의 集團主義的 屬性은 企業의 參與的 意思決定過程에서뿐만 아니라 生產勞動者들의 循環補職制에서도 찾아 볼 수 있다. 즉 日本企業에서는 從業員을 一定期間 동안 定期的으로 會社內의 各部署에 轉屬시킴으로써 모든 從業員의 全般的인 흐름을 알게 되고 技能의 폭과 깊이가 더해진다. 또한 循環補職制와 함께 채택되고 있는 年功賃金制는 從業員의 水平的 連帶感 및 生產의 共同體的 感覺을 高揚시켜 協力關係를 증진시킨다. 이렇게 企業全般 및 生產工程 전체의 흐름을 볼 수 있는 眼目이 갖추어진 生產勞動者들은 經營의 參與過程에서도 지나치게 自己部署만의 利害關係에 執着하지 않게 되어 어떤 문제가 발생하였을 때 원만한 合意에 도달하게 되는 것이다.

日本企業內部에 충만한 水平的 連帶感은 生產勞動者에게나 經營者에게 企業經營에 관한 一體感을 鼓吹시켜 주므로, 企業의 收益性이 惡化될 경우 收益性이 回復될 때까지 賃金과 俸給의 引上을 스스로 自制하는 등 生產, 經營, 資本의 세 分野가 連繫性을 가지고 움직이고 있다.

2. 職業의 安定과 長期的 眼目의 經營

日本의 空間的 集團主義的 屬性과 더불어 日本人의 特性에서 빼어놓을 수 없는 또 하나의 특징은 時間的 長期性을 의사결정의 중요한 價値基準으로 고려한다는 점이다. 이는 明治時代 이후 적극적으로 西歐文明을 받아들이면서도 日魂洋才(western technology and Japanese Ethos)의 姿勢를 固守하면서 자신들의 고유한 價値觀에 西歐文化를 接木시키는 과정에서도 잘 나타나고 있다.

現代 日本企業의 原型을 이루는 것은 19世紀에 있어서의 藩으로서[17] 藩에 대한 藩士의 충성심은 오늘날에도 終身雇傭의 경향으로 남아 있다. 日本의 종업원은 일단 企業에 入社하면 企業이 倒產하기 전에는 떠나려 하지 않으며, 또 會社에 의해서도 解雇되지 않는, 실질적으로 거의 완전한 職業的 안정을 享有하고 있다. 그러나 日本企業에서의 女性從業員은 永久雇傭職이라기보다는 臨時雇傭職으로 간주되며, 비록 점차로 占有率은 줄어들고 있기는 하지만 약 20% 정도의 臨時雇傭職을 보유하고 있다. 이와 같은 제도는 扶養家族의 부담이 큰 젊은층이나 他會社로의 轉職에 어려움이 있는 50代의 壯年層을 會社의 이익을 위해서 우선적으로 解雇하는 美國的 雇傭制度와는 매우 대조적이라고 하겠다.

日本의 終身雇傭制는 生產勞動者들로 하여금 所屬會社에 대한 충성심과 강한 成就動機를 誘發시키며, 經營陣도 조급하게 企業을 擴張하려는 短期的 業績主義에서 탈피하여 장기적으로 生產性을 높일 수 있는 아이디어의 開發에 注力하도록 만든다. 日本企業의 종업원들은 終身雇傭을 통하여 실질적이고 심리적인 職業安定을 누리고 있으면서도 日本企業은 硬直的인 勞動費와 勞動力構造를 탈피하여 유연하게 대처해 나간다. 실제로 日本企業에서도 불경기가 닥치면 西歐企業에서보다 더 높은 비율의 종업원을 解雇할 수 있는데[18], 이런 경우 55세 停年退職 후에 臨時從業員으로 계속 雇傭되어 있는 老年層부터 解雇하므로 年齡的으로 보아 扶養家族이 적은 이들은 解雇

17) 梅棹忠夫, 『地球時代の日本』, 中央公論社, 1974, p. 139.
18) P.F. Drucker, op. cit.

에 따른 부담을 상대적으로 덜 느끼게 된다. 이러한 제도는 종업원으로 하여금 職業과 所得에 대한 안정감을 增進시키는 한편 企業의 費用構造를 外部環境變化에 유연하고 탄력적으로 적용할 수 있도록 하는 데 공헌하게 된다.

職場과 所得의 보장에서 파생되는 인생의 미래에 대한 심리적 확신감은 企業內의 구성원들로 하여금 生産技術 및 工程上의 持續的인 변화에 저항하지 않고 이를 기꺼이 받아들여 적응해 나가는 肯定的인 태도를 堅持시킴으로써 日本經濟의 持續的인 發展에 寄與하게 된다. 사실 日本企業에서는 末端社員에서부터 高位經營者에 이르기까지의 모든 구성원이 停年까지 日常業務의 한 부분으로서 持續的이고 規則的인 訓練을 받게 되는데, 이는 西歐에서 昇進이나 轉職時에 받는 昇進型 訓練과는 다른 것이다. 會社業務 全般에 걸친 持續的 訓練의 결과 從業員들은 지나친 專門化와 孤立化의 病弊에 빠지지 않고 자신의 業務뿐만 아니라 會社內의 他部門에도 관심을 가질 여유가 생기게 되어 企業運營의 전체적인 흐름을 생각할 수 있는 眼目이 길러져 水平的 連帶感의 형성에 寄與하게 된다.

日本企業에서는 經營者를 養成하는 데에도 短期的인 業績을 評價하여 그때그때 人事에 반영하지 않고 長期的으로 20年 내지 25年間 꾸준히 그의 職務遂行能力을 관찰하며[19] 40代後半이 되면 特出한 일부 經營者를 선발하여 昇進시키고 이들은 통상 停年 이상 勤務하게 되며, 나머지는 55세가 되면 停年退職을 하는 것이 통상적이다.

이와 같이 日本의 企業經營者는 會社內의 종업원 중에서 昇進하는 것이 일반적이며 落下傘式 人事에 의해 외부로부터 迎入되는 경우는 드물다. 또한 日本의 企業經營者는 40代後半이 되기까지는 年功序列制에 의해서만 昇進 및 報酬가 결정되며 통상 直屬上官의 諮問이 없이 人事決定이 이루어진다. 또한 자기 개인의 經營能力의 評價도 없고 經營成果에 대한 특별한 報償이나 處罰도 없기 때문에 企業內에서 部署移動을 원하거나 또는 辭表를 내고 다른 職場으로 옮기는 경우는 드물다. 이러한 經營環境下에서는 經營者는 短期的으로 獨走하거나 攻擊的으로 되어 두드러지게 나타나기보다는 동료를 도와주면서 協助的 經營을 해나가게 되며, 이러한 時間的·精神的 여유는 자신의 經歷管理上의 目標를 보다 長期的인 곳에 두게 할 수 있을 뿐만 아니라 經營自體에서도 충분한 時間帶를 고려하여 意思決定을 할 수 있게 한다. 더우기 55세에 停年退職을 하더라도 계속해서 會社와 관련을 맺고 일을 하는 것이 慣例化되어 있기 때문에 會社在職中 短期的 眼目으로서 經營을 그르치지 않도록 노력할 것이다.

그런데 本節에서 설명한 終身雇傭制의 長點에도 불구하고 經營的側面에서 볼 때, 이 제도는 약간의 問題點을 안고 있다. 즉 日本의 젊은 세대들은 점차 傳統的 價値觀에서 멀어지고 있으며, 이들은 職業流動性의 결핍, 지나친 年功序列의 강조, 個人主義의 결핍 등에 대한 저항이 강해질 가능성이 있다. 終身雇傭制로 인하여 企業內의 非生産的인 永久從業員이 解雇되지 않고 있음으로 해서 실질적인 失業率은 훨씬 높은 것으로 보이며, 이러한 불

19) 이 기간 중 젊은 經營人들은 소위 代父格인 고위 經營人으로부터 個人的인 지도를 받으며 성장하고, 이들 代父들은 人事課로부터 자기의 代子에 관한 人事相談에 자주 응한다.

필요한 종업원은 약 3百萬에 달해 매년 200億弗에 달하는 額數를 固定費用으로 支拂하고 있다[20].

「앨더슨」(Alderson)[21]은 企業經營에 있어서 "企劃의 長·短期性에 관한 구분은 企劃이 사업에 미치는 영향의 정도와 그것에 포함된 意思決定들이 修正可能한가의 여부에 달려있다." 고 말하고 있다. 즉 長期企劃에서는 組織의 構造와 戰略을 결정할 수 있기 때문에 組織의 目標와 수단 등을 재검토할 수 있으며, 中期計劃에서는 組織의 일반적인 構造와 戰略을 받아들인 상태에서 生產要素의 投入量, 生產量 등을 조작할 수 있고, 短期計劃에서는 組織의 構造, 戰略, 目標量 등은 변동시키지 않은 채로 經營主體는 구체적인 執行過程에서 資源과 技術의 應用을 도모해 나갈 수 있는 것이다. 이러한 槪念的 企劃의 時間帶는 產業의 特性 및 技術의 特性 등에 따라 각 時間帶의 실제기간은 변화가 많다고 보겠다.

급속히 팽창하는 市場에서의 一部企業은 長期的 企劃이 없이도 상황에 따른 임시적 對應措置만으로도 그들이 追求하는바 成長과 利潤目標를 달성해 나가고 있다[22]. 그러나 經營에 있어서 企劃의 필요성은 점차 증가해 가고 있는 것이 사실이며, 企劃機能의 活性化를 통해 보다 적극적으로 企業戰略을 追求할 때 長期的으로 효과를 거둘 수 있고 보다 높은 利潤을 얻을 수 있음이 立證되고 있다[23].

그럼에도 불구하고 美國의 企業經營者들이 주어진 시간의 대부분을 現在에 대하여 소비하는 나머지 미래에 대한 企劃을 소홀히 하는 경향에 대해 「웨버」(Webber)[24]는 다음과 같이 세 가지 類型으로 소개하고 있다. 즉 미래를 전혀 고려하지 않거나, 미래에 대하여 생각하더라도 무엇인가 할 만한 가치가 없다고 여기거나 또는 短期的인 報償 및 處罰에 얽매여 미래에 있어서의 실패 가능성을 걱정할 여유가 없는 경우 등이 그것이다.

企業經營者들은 成就動機가 강할수록 자신의 業績에 대해 빠른 평가를 바라며, 그럴수록 인내심이 없어져서 조급해 하는 경향이 있다. 따라서 미래에 대해 적절한 관심을 가질 여유가 없이 短期的인 報償과 현실에만 관심을 두게 되므로 企業의 長期的 發展에 필요한 情報를 收集하거나 企劃하는 데 소홀하게 되는 것이다. 그는 時間觀念에 따른 文化圈의 구분에 있어서, 時間을 無限하고 反復循環하는 資源으로 간주하는 圓形的(circular)文化圈과 시간을 有限하고 일방적이며 한번 흘러가면 돌이킬 수 없는 것으로 보는 線型的(linear)文化圈으로 大別하고 있다[25]. 그는 圓形的 文化圈에서의 인내란 쉬운 것이지만 思索的이라기보다는 活動的인 美國과 같은 直線的 文化圈에서의 인내란 실행하기 어려운 德이라고 보고 있다. 따라서 이같은 文化圈에서는 미래

20) *Business Week*, "Japan's Economy Tomorrow", Jan. 30, 1978, p. 46.
21) W. Alderson "Perspectives on the Planning Process", *Academy of Management Journal*, Vol. 2, No. 3(1959), pp. 181-196.
22) C.F. Londblom, "The Science of Mudding Through," *Public Administrative Review*, Vol. 19 (1959), pp. 79~88.
23) S. Thune and R. House, "Where Long-range Planing Pays Off," *Business Horizons*, Vol. 13, (August 1970), pp. 81~87; D.M. Herold, "Long-Range Planning and Organizational Performance: A Cross-Validation Study," *Academy of Management Journal*, Vol. 15 (March 1972), pp. 91-103; S. Schoeffier, R.D. Buzzell and D.F. Heany, "Impact of Strategic Planning on Profit Performance," *Harvard Business Review*.
24) R. Webber, op. cit. p. 299.
25) Ross A. Weber, *Tine and Managemert*, Van Nostrand Reinhold Company, 1972, p. 16.

를 생각한다 해도 상대적으로 가까운 미래만을 고려하게 된다는 것이다.

美國의 企業에서는 年間業績 基準에 의하여 短期的으로 經營者를 褒償하거나 問責하는 경향이 강하기 때문에 美國의 企業經營者들은 短期的이고 시급한 조치에 보다 많은 관심을 두게 된다. 美國企業에 팽배해 있는 現實指向的 屬性은 美國의 文化, 企業內의 분위기, 개인의 태도 등으로 보아 美國的 企業經營의 하나의 特性으로 볼 수 있으며, 이 點이 日本과는 대조적이라고 하겠다. 이같은 경향은 美國의 企業經營者뿐만 아니라 投資家에서도 發見되고 있는데, 投資家들이 3年 이내에 元金을 회수하기를 바라기 때문에 投資의 懷妊期間은 점차 단축되어 企業經營의 企劃期間을 더욱 단기화하도록 하고 있다[26].

이같은 美國의 단기적이고 현실적인 경향은 美國의 經營大學에서조차 採算性의 敎育에 역점을 두고 장기적으로 技術開發을 통해 좋은 제품을 생산하려는 努力은 상대적으로 소홀시되는 점에서도 찾아 볼 수 있다. 더우기 어느 大學敎材에서는 아예 "1971年 이후에는 美國이 技術的 革新으로부터 더 이상의 比較優位를 얻을 수 있다는 徵表가 없으며 따라서 主競爭對象國과의 가격경쟁을 成功的으로 할 수는 없을 것이다[27]."라는 美國의 장기적 戰略의 포기를 明示하고 있는 것을 볼 때 美國은 점차 단기적 관점에 根據하여 意思決定을 하는 나라로 轉換되어 가는 느낌이 짙다.

이상에서 고찰한 바와 같이 美·日 兩國은 文化的·組織的·個人的인 特性에 있어서 상당한 時間槪念上의 차이를 나타내고 있음을 알 수 있다. 이러한 시간에 대한 태도, 분위기 및 制度上의 차이를 근거로 볼 때, 美國보다는 日本企業經營에 있어서 보다 長期的 企劃에 충실할 수 있는 것으로 판단된다.

이하의 Ⅲ, Ⅳ章에서는 物價, 賃金, 利潤의 3個變數間의 相互關係分析을 통해 消費者, 勞動者, 資本家의 3大利潤集團이 어느 정도의 意思決定時間帶(time span of decision making)하에서 어떻게 서로 영향을 미치며 균형을 유지하는지를 파악하고, 이를 韓·美 製造業에 대한 分析結果와 비교함으로써 日本的 企業經營의 特性, 즉 集團主義와 經營眼目의 長期性을 實證的으로 檢證하고자 한다.

Ⅲ. 日本企業에 대한 實證分析

企業의 費用目標가 변함에 따라 企業內 意思決定過程이 어떻게 변화하는지를 분석하기 위해 다음과 같은 3個의 式이 사용되었다. 3個의 式은 우선 都賣物價의 變動率을 나타내 주는 式과 이 式에 포함된 主要獨立變數인 賃金變動率 및 生産性變動率을 나타내 주는 式으로 構成되어 있다. 아래 3個式에 대한 자세한 설명은 著者의 『韓國開發硏究』, 1983년 가을호, 「經濟安定化政策과 企業經營의 改善」을 參照하기 바란다.

都賣物價式:

$$mP_t = a_1 + a_2 W_t + a_3 rP_t + a_4 \Delta(Q/P)_t + a_5 (Q/K)_t + a_6 R_t + e_t$$

26) *Business Week*, Jan. 15, 1972, p. 49.

27) S. Robach and K. Simmonds, *International Business and Multinational Enterprises*, Richard D. Irwin, 1973, Chapter 4.

賃金式：

$$W_t = b_1 + b_2 \Delta (Q/P)_{t-n} + b_3 R_{t-n} + b_4 cP_{t-n} + b_5 U_t + e_t$$

生産性式：

$$(Q/P)_t = c_1 + c_2 H_t + c_3 K_t + c_4 A_{t-n} + e_t$$

變數說明；

mP_t：都賣物價 變動率(年率로 나타낸 分期別 資料)

W_t：賃金變動率(年率로 나타낸 分期別 資料)

rP_t：原材料費用 變動率(年率로 나타낸 分期別 資料)

R_t：自己資本純利益率(年率로 나타낸 分期別 資料)

cP_t：消費者 物價變動率(年率로 나타낸 分期別 資料)

U_t：失業率(分期別 資料)

A_t：管理者數(分期別 資料)

K_t：純固定資産(分期別 資料)

H_t：生産者의 週當 平均勞動時間 (分期別 資料)

$(Q/P)_t$：勞動生産性(分期別 資料)

$(Q/K)_t$：稼動率(分期別 資料)

$(Q/P)_t$：生産性變動率(年率로 나타낸 分期別 資料)

위의 模型은 원래 物價 및 賃金決定의 生産側 主體인 企業이 意思決定過程에서 經濟成長의 核心的 變數인 生産性을 어느 정도 强度있게 고려하느냐를 파악하기 위해서 考案된 것이므로 日本企業의 集團主義的 特性을 浮刻시키기에는 適合하지 않을지도 모른다. 그러나 日本企業經營의 集團主義 또는 水平的 連帶感이 他國에 비하여 월등한 屬性이라면 어떤 기간동안 消費者, 勞動者, 資本家의 3個集團이 衡平을 잘 유지한 것으로 나타날 것이다. 本研究에서는 70年代의 石油波動時 日本의 3個集團이 외부로부터의 經濟的 衝擊을 어떻게 吸收했나를 살펴보고 이를 韓·美의 경우와 비교함으로써 日本企業의 集團主義的 特性을 檢證할 것이다.

또한 위의 模型에서는 生産性과 관련된 企業의 意思決定의 변화를 分期別로 관찰함으로써 日本企業의 意思決定時間帶의 長期性을 파악하기에는 난점이 있다고 보겠다. 그러나 이러한 난점은 模型의 큰 修正 없이도 主要變數의 計測時間帶를 보다 길게 하여 사용함으로써 용이하게 극복될 수 있을 것이다. 本研究에서는 上記模型의 核心的 變數인 生産性의 변화를 短期 및 中長期에 걸쳐 計測된 資料를 사용하여 그 결과를 比較·分析하였다. 만약 日本企業經營에서 意思決定의 長期的 眼目이 뚜렷한 微視的 特性이라면 模型의 檢證過程에서 物價는 단기적으로 計測된 生産性變數보다는 보다 장기적으로 計測된 生産性變數에 민감하게 반응할 것이다.

위에서 소개된 3個式 중에서 生産性式은 資料의 부족으로 인하여 생략할 수밖에 없었으므로 都賣物價式과 賃金式만 테스트하였으며, 本研究에서는 通常最小自乘法(ordinary least squares)이 주로 사용되었다[28].

1. 日本製造業의 都賣物價分析

美國製造業의 生産性變化推移를 살펴본 결

28) 2段階 最小自乘法(two-stages least squares)도 部分的으로 사용해 보았으나 그 결과는 通常最小自乘法에 의한 것과 비슷하였다.

과 2次大戰後부터 1965年에 이르는 기간과 1965年 이후의 기간에는 不連續性이 존재하였다. 1965年 이후의 급격한 生產性增加의 鈍化現象은 美國企業의 費用相殺能力을 철저히 蠶食함으로써 美國製造業界에 從來와는 다른 管理戰略인 費用轉嫁式(Cost Pass-Along)管理行態가 波及되는 계기가 되었다.

〈表 1〉 日本製造業의 年平均 勞動生產性 增加推移

	期 間	年平均勞動生產性 增加率
景氣循環期間	1951年 4/4分期~54年 3/4分期	9.6
	1954年 4/4分期~58年 2/4分期	3.7
	1958年 3/4分期~62年 3/4分期	7.7
	1962年 4/4分期~65年 3/4分期	10.6
	1965年 4/4分期~71年 4/4分期	13.6
	1972年 1/4分期~75年 1/4分期	5.3
	1975年 2/4分期~77年 3/4分期	7.7
	1977年 4/4分期~81年 4/4分期	8.2
平均	1951年 4/4分期~81年 4/4分期	8.4(%)

	期 間	年平均勞動生產性 增加率
占領期	1945~1952年	—
戰後復興期	1953~1959年	6.4
高度成長期	1960~1969年	10.5
調整期	1970~1981年	7.8
平均	1953~1981年	8.4(%)

日本製造業에 있어서도 美國製造業의 경우와 같은 生產性 停滯期間이 존재하는가를 알아보기 위하여 2次大戰 이후의 生產性變化推移를 8個의 景氣循環期別로, 또 4個의 經濟政策段階別로 計算해 본 結果는 〈表 3-1〉과 같다.

1960年代의 高度成長期에 生產性增加率은 年平均 10.5%로 가장 높았고, 50年代와 70年代는 각각 6.4%, 7.8%로 60年代보다는 낮지만 어느 시기에도 生產性의 급격한 鈍化現象은 보이지 않았다. 또 景氣循環期間別로 살펴보면 1954年 4/4分期에서 1958年 2/4分期까지의 3.7%에서 1965年 4/4分期부터 1971年 4/4分期까지의 13.6%에 이르기까지 기간에 따른 변화는 크나 生產性增加의 停滯現象을 보인 기간은 없기 때문에 2次大戰 이후의 전체 기간을 하나의 同質的인 기간으로 간주하고 回歸分析을 행하였다.

비록 特定期間이나 特定時代에 두드러진 生產性 停滯現象은 보이지 않는다고 하더라도 2次大戰 후 日本製造業의 生產性增加率은 대체로 高度成長期를 頂點으로 하여 그 전후에는 낮은 양상을 보이고 있다. 즉, 2次大戰 이후부터 高度成長期의 후기인 1969年까지는 生產性增加率이 점차로 上昇하는 趨勢였으며, 高度成長期 초기인 1960年부터 현재에 이르기까지는 下降하는 趨勢를 보이고 있다. 이와 같은 生產性增加率의 변화가 企業經營에 어떠한 영향을 미치는가를 알아보기 위하여 전기간의 回歸分析에 추가로 전기간을 위와 같은 두 기간으로 나누어 回歸分析을 실시하였다.

그러나 都賣物價式과 賃金式에 포함되어 있는 變數들의 資料不足으로 分析期間이 短縮되어 실제로는 1953年 1/4分期부터 1981年 4/4分期까지의 期間을 分析對象으로 하였다[29].

29) 都賣物價式에 包含된 變數들의 資料蒐集期間은 아래와 같다.

都賣物價 1952年 1/4分期~81年 4/4分期
勞動生產性 1951年 1/4分期~81年 4/4分期
利潤率 1951年 1/4分期~81年 4/4分期
賃金 1951年 1/4分期~81年 4/4分期
原材料費用 1952年 1/4分期~81年 4/4分期
出荷指數 1953年 1/4分期~81年 4/4分期
稼動率 1963年 1/4分期~81年 4/4分期

따라서 製造業全體에 공통되는 期間은 1953年 1/4分期~81年 4/4分期로서 變數의 增加率을 計算하기 위하여 이 期間의 初期 4個分期가 빠져서 1954年 1/4分期~81年 4/4分期로 줄어들었다.

賃金式에 포함된 變數들의 資料蒐集期間은 아래와 같다.

賃金 1951年 1/4分期~81年 4/4分期

都賣物價式에서 需要牽引인플레이션의 효과를 반영하기 위해 포함된 稼動率變數$(Q/K)_t$는 日本製造業의 자료 부족으로 대신 前年 同分期對比 出荷量變動率(sQ_t)을 사용하였다. 이 점은 韓國製造業의 都賣物價分析에서도 마찬가지였으므로 韓·日 兩國의 分析結果의 比較可能性은 오히려 增進되었다고 하겠다.

日本製造業의 都賣物價式과 賃金式의 檢證은 利潤率 資料의 부족으로 有用性이 減少하였다. 日本製造業의 利潤率은 通商産業省 産業政策局이 發行하는『わが國企業の 經營分析』으로부터 年間 自己資本 純利益率을 拔萃하여 사용하였으나, 分期別 資料가 없었으므로 半期別 資料를 內分法에 의해 分期別 資料로 變換시켰다. 위와 같은 問題點에 대해서 美國의 分期別, 利潤率 資料로 模擬實驗을 해본 결과로[30]부터 推論해 볼 때, 日本資料에서도 原利益率 資料의 신뢰도가 높다면 內分法에 얻어진 分期別 利益率 資料도 信賴度를 크게 잃지는 않았을 것으로 判斷되었다.

〈表 3-2〉의 첫째行은 1954年 1/4分期~81年 4/4分期 동안의 都賣物式의 回歸分析 결과를 나타내고 있다. $\alpha=0.01$의 有意水準下에서는 2개의 變數 W_t, rP_t가 統計的 有意性을 가졌고, 變數 R_t의 係數는 有意性이 약한 편으로 나타났으며, 나머지 變數들은 有意性이 매우 약하게 나타났다. 費用變數의 단순한 價格引上을 나타내는 賃金變數의 係數(0.14)와 原材料費用變數의 係數(0.62)는 製造業 전체의 原價構成比에 거의 收斂하였다. 〈表 3-2〉의 둘째行은 燃料費變數를 포함한 回歸分析結果로서 燃料費變數는 統計的 有意性이 약한 편이며, 他變數들의 係數에는 큰 영향을 미치지 못한 것으로 판단된다.

生産性增加率變數 $\Delta(Q/P)_t$의 係數는 統計的 有意性이 매우 약한 것으로 나타났다. 企業經營行態가 生産의 效率性에 얼마나 민감하게 반응하는가를 나타내는 이 變數는 안정적이고 자율적인 費用極小化 經營下에서는 負의 符號를 가질 것이 기대되는바, 오늘날 模範的

〈表 2〉 日本製造業 都賣物價式 回歸分析結果(Ⅰ)

(1954年 1/4分期~1981年 4/4分期)

	常 數	W_t	rP_t	fP_t	$\Delta(Q/P)_t$	sQ_t	R_t	R^2	$D.W$
燃料費變數除外	−1.37 (−2.52)	0.14 (5.23)	0.62 (39.38)	***	−0.0099 (−0.34)	−0.0028 (−0.10)	0.03 (0.90)	0.97	0.74[a]
燃料費變數包含	−1.27 (−2.29)	0.13 (5.15)	0.64 (27.17)	−0.02 (−1.15)	−0.02 (−0.71)	−0.01 (−0.42)	0.04 (1.12)	0.97	0.75[a]

註:( ) 안은 t-統計量
*** : 해당 變數는 使用되지 않았음.
a : $\alpha=0.01$ 水準에서 autocorrelation이 있음[34].

勞動生産性 1951年 1/4分期~81年 4/4分期
利 潤 率 1951年 1/4分期~81年 4/4分期
消費者物價 1951年 1/4分期~81年 4/4分期
失 業 率 1951年 1/4分期~81年 4/4分期

따라서 製造業 全體에서 공통되는 期間은 1954年 1/4分期~81年 4/4分期이나 充分한 自由度를 얻을 수 있으므로 都賣物價式과 같이 1954年 1/4分期~81年 4/4分期에 대하여 回歸分析을 한다.

30) 洪炳裕, 上揭書, p.50 參照.

31) 日本製造業의 都賣物價式 및 賃金式의 回歸分析結果 대부분 自己相關을 보여 Cochrane-Orcutt 反復節次를 使用하여 다시 回歸分析한 결과 $D.W$ 統計量은 상당히 개선된 반면, 式의 係數 및 t-統計量의 全體的인 傾向은 큰 차이가 없었다.

으로 生產性向上을 추구하는 企業經營을 하고 있다고 알려진 日本製造業에서 生產性增加率 變數가 統計的 有意性이 없다는 사실은 의외라고 하겠으며, 자연히 다음과 같은 의문을 갖게 한다.

즉, 日本製造業의 企業經營은 短期的生產性增加에 민감하기보다는 中·長期的인 生產性向上에 중점을 두는 것이 아닌가? 실제로 日本의 終身雇傭制는 好·不況에 의한 短期的·景氣循環的인 雇傭을 가능한 한 지양하고 人的資源을 안정적으로 유지함으로써 技術과 知識을 蓄積하고 從業員의 所屬感과 連帶感을 고취시켜 긴밀한 인간관계에 바탕을 둔 中·長期的 生產性向上을 꾀하는 것으로 볼 때, 上記 의문점을 풀기 위해서는 生產性變數를 좀더 긴 時間帶에 걸쳐 計測하여 回歸分析을 할 필요가 있다.

生產性變數를 보다 긴 時間帶에 걸쳐 計測하는 방법은 여러 가지가 있을 수 있으나, 本研究에서는 每景氣循環期마다 年平均 勞動生產性增加率을 計算한 뒤, 한 景氣循環期의 分期別 生產性增加率 資料는 그 기간의 年平均 勞動生產性增減率을 반복 사용하였다. 이와 같은 生產性增加率 資料를 사용하여 日本 全製造業의 都賣物價式을 回歸分析한 결과가 〈表 3-3〉에 나타나 있다.

〈表 3-2〉의 결과와 비교할 때, 대부분의 變數들이 큰 변화를 보이지 않았으나 生產性變數는 $\alpha=0.01$水準에서 統計的 有意性을 갖는 負의 係數를 나타냄으로써 뚜렷한 차이를 보였다. 이로써 日本의 製造業은 短期的인 生產性 增減보다는 中·長期的 生產性向上에 주력하며, 價格도 이에 反應한다는 假說이 立證되었다[32].

〈表 3-3〉에서 利潤率變數의 係數는 $\alpha=0.05$ 水準에서 統計的 有意性을 갖는다. 이러한 都

〈表 3〉 日本 製造業都賣物價式 回歸分析結果(Ⅱ)

(1954年 1/4分期~1981年 4/4分期)

	常 數	W_t	rP_t	fP_t	$\Delta(Q/P)_t$	sQ_t	R_t	R^2	$D.W$
燃料費變數除外	−1.08 (−2.03)	0.16 (6.10)	0.59 (35.67)	***	−0.13 (−2.90)	−0.0088 (−0.55)	0.07 (1.94)	0.97	0.82[a]
燃料費變數包含	−0.95 (−1.76)	0.15 (5.93)	0.61 (27.41)	−0.01 (−1.21)	−0.13 (−2.99)	−0.02 (−1.18)	0.07 (2.13)	0.97	0.81[a]

註 : ( ) 안은 t-統計量
*** : 해당 變數는 使用되지 않았음.
a : $\alpha=0.01$ 水準에서 autocorrelation이 있음.

〈表 4〉 日本 製造業都賣物價式 回歸分析結果(Ⅲ)

期 間	常 數	W_t	rP_t	$\Delta(Q/P)_t$	sQ_t	R_t	R^a	$D.W$
1954. 1/4~1971. 4/4	−1.35 (−2.33)	0.12 (2.48)	0.05 (15.89)	−0.09 (−1.87)	0.02 (0.80)	0.05 (1.28)	0.94	1.06[a]
1965. 4/4~1981. 4/4	−0.87 (−1.03)	0.15 (4.38)	0.56 (25.14)	−0.17 (−2.22)	−0.06 (−2.00)	0.12 (2.60)	0.97	0.91[a]

註 : ( ) 안은 t-統計量
a : $\alpha=0.01$水準에서 autocorrelation이 있음.

32) 韓·美 製造業에 대하여도 이와 같은 방식에 의하여 검증하였으나 日本과 같은 결과를 얻지 못하였다.

賣物價와 利潤率變數間의 陽의 상관관계는 半期別 利潤率資料를 內分法에 의하여 分期別資料로 變換시키는 과정에서 포함될 수 있는 資料의 歪曲으로 인하여 발생한 假性的 상관관계일 가능성을 배제할 수는 없다. 만일 이러한 假性的 상관관계가 主因일 때에는, 이러한 현상이 특정기간에 관계 없이 보편적이라고 보는 것이 타당할 것이기 때문에 2次大戰 이후의 기간을 高度成長期를 중심으로 하여 前·後半期로 나누어 回歸分析을 한 결과를 비교해 보았다.

〈表 3-4〉의 첫째 行은 2次大戰 후부터 高度成長期까지, 둘째 行은 高度成長期로부터 80年代 초에 이르기까지 都賣物價의 回歸分析結果를 나타내고 있다. 〈表 3-3〉의 결과와 비교할 때 대부분의 變數들이 큰 변화를 보이지 않았으나 利潤率變數만은 高度成長期의 후기에 강한 統計的 有意性을 나타내었다. 資料의 歪曲으로 인한 假性的 상관관계가 高度成長期 이후에서만 나타났다고 보기는 어렵기 때문에 이것 역시 다음과 같이 解析하는 것이 타당하다고 하겠다. 즉 2次大戰 후부터 高度成長期까지의 生產性 增加率이 上昇하는 기간중에는 企業은 初期利潤率을 계속 유지해 나가는 데 있어서 낙관적일 것이며, 費用의 價格轉嫁幅 이외의 추가적인 價格上昇을 통해 利潤率을 높일 인센티브는 강하지 않다고 보겠다. 그러나 高度成長期 이후의 生產性 增加速度가 減速되는 기간중에는 企業들이 初期利潤率을 계속 유지하기 어렵게 될 것이며, 새로운 利潤形成「메커니즘」에 점차 의존하지 않을 수 없을 것이다.

日本의 高度成成長期 이후의 기간에 나타난 利潤引上型 인플레이션行態는 美國의 同一期間의 回歸分析 결과와 비교하면 그 强度와 統計的有意度에 있어서 美國보다는 훨씬 약했음을 알 수 있다. 즉 日本回歸分析에서 나타난 變數 R_t의 係數는 0.12이며 t-統計量의 값은 2.6임에 비하여 美國回歸分析에서 나타난 變數 R_t의 係數는 1.06이며 t-統計量은 5.03[33]으로서 日本의 利潤引上型 인플레이션은 美國의 그것보다는 훨씬 약한 것으로 나타났다. 이같은 차이점의 주된 이유는 역시 美國의 경우에는 이 기간중 生產性의 停滯現象이 일어났었던 것에 반하여 日本의 경우에는 비록 生產性 增加速度가 鈍化되기는 하였지만 生產性 停滯現象없이 상당한 生產性의 증가를 示顯한 것이라고 보겠다. 이러한 美·日間의 生產性 증가의 차이로 인해 美國에서는 이 기간중 1~2次에 걸친 石油波動의 충격을 흡수함에 있어서 價格과 賃金, 利潤間의 衡平을 잃고 勞動者와 消費者 쪽으로 그 費用을 흡수시켰으며, 資本家 쪽은 오히려 過保護反應을 나타냈던 것에 반해[34] 日本에서는 〈表 3-5〉에서 보는 바와 같이 價格과 利潤, 賃金間의 균형을 유지한 것으로 나타났다. 즉, 1~2次石油波動을 겪은 調整期의 勞動生產性의 增加率은 高度成長期보다는 낮았으나 戰後復興期보다는 높게 나타났다. 이를 감안하면 調整期의 自己資本純利益率인 18.55%는 戰後復興期의 自己資本純利益率인 16.36%에 비해 지나치게 높다고는 할 수 없겠다. 實質賃金上昇率도 調整期에는 年平均 3.97%로 高度成長期보다는 떨어졌지만 戰後復興期 3.97%의 수준을 유지했으므로 지나치게 賃金이 희생되었다고 보기는 어

33) 前揭書, 附錄 5.
34) 洪炳裕, 上揭書 p. 34, 美國의 60年代 中盤以後 生產性 增加가 停滯된 反面, 利潤率은 오히려 上昇했음.

〈表 5〉 日本 諸指標의 時代別 變動率

	戰後復興期 (1953~59)	高度成長期 (1960~69)	調整期 (1970~81)
勞動生産性의 年平均增加率	6.38%	10.53%	7.76%
都賣物價의 年平均增加率	−0.79%	0.48%	5.92%
實質賃金의 年平均增加率	3.97%	5.76%	3.97%
自己資本純利益率	16.36%	19.76%	18.55%

렵다. 都賣物價上昇率도 戰後復興期와 高度成長期의 0% 안팎의 수준에서 調整期에는 年平均 5~6%의 수준으로 높아졌으나 이 정도의 物價上昇率은 안정적이라고 볼 수 있으므로 물가만 지나치게 희생되었다고 할 수는 없겠다.

需要牽引인플레이션의 영향을 捕捉하기 위하여 포함시켰던 出荷量變動率變數 sQ_t의 係數는 高度成長期 전반에서는 統計的 有意性이 낮은 陽의 數値로 나타난 반면, 高度成長期 후반에서는 $\alpha=0.025$ 수준에서도 有意的인 陰數로 나타났다. 이것은 역시 利潤引上型 인플레이션의 强弱이 景氣反動的임을 의미하는 것으로서 利潤引上型 인플레이션이 好況期보다는 利潤率이 떨어지는 不況期에서 더욱 심하다는 것이다[35].

2. 日本製造業의 賃金分析

〈表 3-6〉의 첫째 行은 1954年 1/4分期에서 81年 4/4分期까지의 賃金式 回歸分析結果를 나타내고 있다. $\alpha=0.01$水準에서 3個의 變數

〈表 6〉 日本製造業 賃金式 回歸分析結果

期間	常數	$\Delta(Q/P)_t$	R_t	cP_{t-1}	U_t	R^2	$D.W$
全期間	5.58 (2.58)	0.29 (5.66)	0.15 (1.94)	0.84 (11.98)	−3.03 (−4.61)	0.73	1.20[a]
1954 1/4 ~ 1971 1/4	3.01 (1.33)	0.25 (5.71)	0.39 (4.46)	0.32 (2.77)	−2.68 (−4.17)	0.79	1.32[i]
1965 4/4 ~ 1981 4/4	9.86 (3.34)	0.33 (3.76)	0.07 (0.78)	1.00 (9.81)	−5.36 (−5.67)	0.76	1.62[n]

註. ( ) 안은 t-統計量
a : $\alpha=0.01$ 수준에서 autocorrelation 있음.
i : $\alpha=0.01$ 수준에서 autocorrelation 有無判斷困難
n : $\alpha=0.01$ 수준에서 autocorrelation 없음.

35) 그러나 이러한 反景氣的 利潤引上型 인플레이션현상은 美國에서도 볼 수 있었으나 그 强度에는 차이가 있는 것으로 생각된다. 아래의 表를 보면 美國의 1965~81年 기간에는 生産性 증가가 鈍化되었는데도 收縮期의 利潤率이 전혀 떨어지지 않고 안정적이어서 反景氣的 利潤引上型 인플레이션이 심했음을 시사하는 반면, 日本은 50年代와 60年代에 비해 70年代에 收縮期의 利潤率이 다소 높아 보이기는 하지만 美國과 같이 安定的이지는 못함을 알 수 있다.

美國製造業의 自己資本純利益率

期間	膨脹期	收縮期
1948~64	11.3	8.7
1965~81	12.8	12.8

日本製造業의 自己資本純利益率

期間	膨脹期	收縮期
50年代	17.46	12.91
60年代	21.33	14.04
70年代	19.72	16.76

$\Delta(Q/P)_t$, cP_{t-1}, U_t가 統計的 有意性을 보이고 있다[36].

賃金式도 都賣物價式에서와 같이 高度成長期를 전후로 하여 回歸分析한 결과가 〈表 3-6〉의 2行과 3行에 나타나 있다. 전기간의 回歸分析과 비교해 볼 때 $\Delta(Q/P)_t$, cP_{t-1}, U_t 등의 係數는 $\alpha=0.01$의 수준에서 마찬가지로 有意性을 가지고 있다. R_t는 高度成長期 전기간에 있어서만 有意性을 가지고 있다는 점이 特異하며, cP_{t-1}은 高度成長期 이후 기간의 係數(1.00)가 高度成長期 이전의 係數(0.32)보다 훨씬 크게 나타났다. 이러한 行態는 美國의 60年代 中盤을 전후로 한 기간의 賃金式 回歸分析結果와 비슷한 것으로서 經營上의 費用戰略의 변화를 반영하고 있다. 즉, 이 기간중 日本의 製造業이 1~2次에 걸친 石油波動을 극복하는 과정에 있어서 勞動者들도 實質賃金의 下落을 감수하지 않으면 안 되었다. 이미 〈表 3-5〉에서 지적한 바와 같이, 高度成長期 이후의 기간에는 그 전의 기간에 비하여 상대적으로 賃金引上 그 자체를 더욱 억제하려는 인센티브가 존재한다고 보겠다. 이러한 인센티브는 賃金交涉過程에서 勞組의 입장을 利潤參與的인 적극적 자세에서 現狀維持的인 소극적 자세로 바꾸어 놓았다고 하겠다.

失業率變數는 高度成長期 이전과 이후 모두 統計的 有意性을 유지하고 있어 賃金引上 자체를 억제하려는 行態가 美國에서처럼 賃金決定의 市場機能을 마비시키는 정도까지는 심하지 않았음을 시사한다. 日本의 賃金決定은 勞使交涉過程이 안정적이고 합리적이며, 價格機構에 의한 自動的 調節機能도 유효한 결과 〈表 3-6〉의 3個의 回歸分析에서의 R^2의 크기는 0.73~0.79로서 美國의 0.84~0.91에 상당히 접근한 것을 알 수 있다. 우리나라의 경우 1967~80年 동안의 賃金式 回歸分析結果의 R^2는 0.24로 매우 낮았으며 慣性的 賃金決定過程을 고려했을 때에도 0.64~0.7 정도밖에는 되지 않았음을 볼 때 우리나라의 賃金決定節次가 선진국에 비해 얼마나 改善의 餘地가 있는가를 실감할 수 있다.

日本製造業의 都賣物價式과 賃金式의 回歸分析中 매번마다 多重共線性의 存在可能性을 檢討하였으나 問題視된 경우는 없었다.

經營費와 生產性間의 상관관계를 알아보기 위한 生產性式은 資料不足으로 檢證될 수 없었다. 이 부분에 관해서는 앞으로 追加的인 硏究가 필요하다고 하겠다.

Ⅳ. 韓國·美國·日本企業의 分析結果 比較

本章에서는 Ⅲ章에서 記述한 日本企業의 實證分析結果가 本硏究의 전반부라고 볼 수 있는 『經濟安定化 政策과 企業經營의 改善』에서 記述한 韓國企業의 實證分析結果를 比較·分析하기 위하여 費用極小化 經營行態에서 費用轉嫁式 經營行態로 轉換한 美國企業의 패턴을 要約한 뒤, 이에 비추어서 韓國企業과 日本企業의 經營特性을 比較·分析하기로 한다.

1. 美國製造業의 企業經營行態

2次大戰 후 美國製造業分野의 企業經營行態

36) $\Delta(Q/P)_t$와 R_t에 時差(time-lag)를 주어 回歸分析한 결과 R^2와 係數에 큰 변화가 없었다.

는 1960年代 中盤을 分岐點으로 生產性增加가 급격히 둔화됨에 따라 費用極小化 經營에서 費用轉嫁式 經營으로 轉換되었음이 立證되었다. 費用極小化 經營을 지속적으로 유지하기 위해서는 최소한 증가된 費用을 相殺시킬 수 있을 정도의 生產性增加가 지속되어야 하나 1960年代 中盤 이후의 美國製造業은 生產性增加의 停滯에 따라 증가된 費用을 그대로 價格에 轉嫁시키는 費用轉嫁式 行態로의 轉換이 이루어졌다.

費用轉嫁式 行態下에서의 企業利潤은 企業의 革新에 대한 代價라는 개념으로부터 逸脫하여 경기와는 무관하게 항상 一定率이 확보되어야 하는 固定所得의 개념으로 轉換하였으며, 이같은 利潤概念의 변화는 1960年代 中盤 이후 景氣下降 국면에서의 美國製造業의 自己資本純利益率이 景氣上昇 국면에서의 그것과 비슷한 수준을 유지했던 사실과 1960年代 中盤 이후의 利潤率資料의 標準偏差가 그 이전 기간의 標準偏差에 비하여 상대적으로 작은 현상에 의해서도 類推될 수 있다. 1960年代 中盤 이후의 美國製造業의 利潤은 生產性增加의 代價가 아니고 價格 자체를 올려 目標利潤率을 달성하려는 美國的 費用轉嫁式 經營下에서 나타난 새로운 行態의 결과인 것이다. 이러한 目標利潤達成型 인플레이션現象은 그 性格上 好景氣에서보다는 目標利潤率에 乖離가 커지는 불경기에 극심하여 景氣反動的인 스태그플레이션이 나타나는 계기가 되었다.

費用轉嫁式 行態下에서는 價格引上이 거의 유일하고도 효과적인 利潤形成方法이므로 利潤確保 以外의 餘他의 費用들에 상대적으로 引上을 억제하려는 인센티브가 작용하게 된다. 특히 市場機能뿐만 아니라 政治的 交涉過程을 거쳐 결정되는 賃金의 경우 주어진 一定價格上昇率에 대한 賃金上昇率의 폭이 1960年代 中盤 이후에서는 낮은 것으로 檢證된 바와 같이 費用上昇 自體를 억누르려는 假性費用極小化 行態를 露呈하고 있다.

美國製造業의 費用轉嫁式 經營이 1960年代 中盤 이전에는 왜 작용할 수 없었는가? 自發的 意思決定過程이 定着되어 成熟段階에 이른 美國의 企業은 費用極小化와 費用轉嫁式 經營間에 선택이 가능할 경우 競爭企業이 費用轉嫁式 經營을 택할 것이라는 확신을 가질 수가 없었기 때문에 價格談合이 방지되었다. 그러나 어떤 產業에 있어서 대부분의 企業들이 더 이상 投入費用上昇을 相殺시킬 능력을 保持하지 못하면, 이들은 倒產을 원하지 않는 이상 費用을 價格에 轉嫁시키는 길밖에 없는 것이다. 그러므로 費用轉嫁式 經營下에서는 競爭企業들은 마치 價格談合이 존재하는 것과 같이 行動하게 된다. 이같은 論理에 따라 美國製造業의 生產性增加가 상당히 回復되는 경우 美國製造業은 費用轉嫁式經營으로부터 費用極小化經營으로 다시 復歸할 것으로 기대된다.

2. 韓國製造業의 企業經營行態

韓國製造業에서는 美國製造業에서와 같이 生產性增加의 급격한 鈍化現象은 없었다. 分析對象이 되었던 1965年 이후 1980年까지의 시기는 年平均 13%의 勞動生產性增加를 示顯한 同質的 기간이므로 이 기간중 美國과 같이 企業經營行態의 어떤 轉換이 이루어졌을 것으로 보기는 어려우며 하나의 企業經營行態가 지속되었던 것으로 보아야 할 것이다. 그러나 韓國製造業의 企業經營行態는 고도의 生產性

增加指標가 의미하는 바와 같은 費用極小化 經營行態를 示顯하지 못한 채 費用의 증가를 거의 價格에 轉嫁하는 費用轉嫁式 經營인 것으로 檢證되었으며 고도의 生產性增加가 價格安定에 기여하지 못했다는 사실은 美國製造業과는 매우 다른 특성이라고 보겠다. 이는 韓國과 같은 政府主導型 經濟運用下에서는 企業의 意思決定이 자발적으로 이루어지지 못하고, 政策金融과 같은 政府·企業複合經營體制를 통해 投資가 이루어져 그 결과 生產性이 증가된다고 해도 이를 價格에 반영한다는 보장이 없었다는 것을 示唆한다. 실제로 政府主導型 經濟運用下에서는 政府支援의 特惠的 性格으로 인하여 企業은 費用增加를 生產性向上으로 相殺시키려는 費用極小化 經營을 固守하기보다는 政府支援을 최대한 획득함으로써 企業內의 費用增加를 相殺시키려는 補助極大化 經營을 선호하게 되는데, 이와 같은 補助極大化 經營의 證據는 韓國產業史에서 용이하게 찾아볼 수 있다.

이와 같은 韓國의 費用轉嫁式 經營行態는 物價上昇要因의 상당부분을 차지했던 慣性인플레이션現象에 가려 쉽사리 이루어졌을 것으로 보이나 美國에서와 같이 目標利潤達成을 위한 利潤인플레이션을 동반할 정도로 심화된 것으로 나타나지는 않았다. 이는 勞動生產性增加率이 年平均 13% 정도로 높았고, 여타의 費用增加가 충분히 價格에 轉嫁되고 있었기 때문에 企業이 初期利潤率을 유지해 나가는 것은 비교적 용이했기 때문인 것으로 판단된다.

企業의 費用轉嫁式 行態는 그 强度가 커서 景氣反動的인 現象을 동반했는데 이는 政府主導型 經濟運用下에서 政府의 物價統制에 대한 반응인 것으로 해석된다. 그러나 計量檢證 結果, 政府의 物價統制는 그 性格上 企業으로 하여금 生產性增加分의 일부를 價格에 반영시킬 만큼 강력하지 못하였고, 다만 慣性인플레이션을 遲延시키는 정도의 反景氣的 機能밖에는 하지 못한 것으로 분석되었다.

韓·美兩國의 分析結果를 비교해 볼 때 韓·美製造業은 60年代 후반 이후에 공통적으로 企業의 傳統的 費用極小化 經營이 존재하지 않았거나 微弱했음을 보여주고 있다. 그러나 兩國의 費用極小化行態로의 離脫은 그 性格上 다소 차이가 있으며, 이를 兩國의 產業史에 投影시켜 볼 때, 美國製造業의 離脫은 非意圖的임에 반하여 韓國製造業의 離脫은 政府·企業複合經營體의 意圖的 결과로서 費用極小化 經營이 뿌리를 내리지 못한 未成熟段階의 經營行態를 露呈하는 것이라고 보겠다. 그렇기 때문에 美國의 賃金交涉過程에서 美國製造業이 여전히 合理的인 賃金決定過程을 견지하되 다만 交涉要素에 대한 민감도만이 변화하였음을 보여주었으나, 韓國의 賃金式에서는 그와 같은 成熟度가 보이지 않고 단순히 慣性的인 賃金決定패턴의 優越함을 나타내고 있다.

3. 日本製造業의 企業經營行態

日本製造業에서는 美國에서와 같은 生產性增加의 급격한 둔화 현상이 없었고 2次大戰 후 年平均 8% 이상의 勞動生產性增加를 示顯한 同質的 기간이므로 이 기간중 美國과 같이 企業經營行態의 근본적인 轉換이 이루어졌을 것으로 보기는 어려우며, 기본적으로 하나의 企業行態가 지속되었던 것으로 보아야 할 것이다. 그러나 1960年代의 高度成長期를 중심으

로 전반기와 후반기로 나눌 때 전반기에는 生産性增加率이 上昇하는 추세였고 후반기에는 生産性增加率이 下落하는 추세이므로 企業經營行態上의 약간의 차이는 있을 것으로 판단된다.

2차大戰 후부터 1960年代의 高度成長期까지 加速되던 生産性增加率이 調整期 이후 減速됨에 따라 企業이 初期利潤率을 유지해 나가는데 있어서 점차 어려움을 느끼게 되자 美國의 費用轉嫁式 經營에서 볼 수 있었던 目標利潤達成型메카니즘이 나타나기 시작했으나 그 强度에 있어서 美國과는 비교할 수 없을 정도로 微弱한 것으로 보인다. 그 결과 1970年代 1～2次石油波動의 衝擊을 흡수함에 있어서 美國에서는 價格, 賃金, 利潤間의 衡平을 잃어 勞動者와 消費者側이 그 費用을 흡수하고 資本家에서는 오히려 過保護 反應이 나타났음에 반해 日本에서는 價格, 賃金, 利潤의 費用負擔이 이상적으로 균형을 유지한 것으로 나타났다. 이러한 巨視的 均衡은 日本企業의 微視的 2大經營特性, 즉 水平的 連帶感과 經營眼目의 長期性中 前者의 屬性이 巨視的으로 나타난 것으로 보인다. 이러한 水平的 連帶感은 日本의 成熟한 賃金決定메카니즘에서도 捕捉할 수 있다. 2次에 걸친 石油波動時 勞動者側은 實質賃金의 減少를 감수했으며 이같은 현상은 賃金交涉過程에서 勞組의 입장을 利潤參與的인 積極的 姿勢에서 生計費의 현상유지라는 소극적 자세로 바꾸어 놓은 것이다. 이러한 현상은 동기간중 美國에서도 발견되고 있으나 다만 美國의 현상은 賃金의 收益性과의 連繫性에도 불구하고 價格, 賃金, 利潤間의 최종적 균형을 이루지 못했다는 점에서 차이가 있다고 보겠다.

日本製造業의 企業經營行態는 뚜렷한 生産性增加指數(2次大戰 후부터 60年代 中盤까지 美國製造業의 平均生産性增加率의 2倍)가 의미하는 바와 같이 費用極小化 經營行態를 견지한 것으로 나타났으나 美國的 費用極小化 經營行態와는 또 다른 차이점을 보여주었다. 즉 美國의 費用極小化 經營行態에서는 企業은 短期的 生産性增減에 민감한 반면, 日本의 企業은 短期的 生産性增減에는 매우 鈍感하며 오히려 中·長期的 生産性增加 패턴에 민감하게 반응하는 것으로 檢證되었다. 企業經營의 核心的 變數인 生産性에 日本企業이 상대적으로 장기적 안목을 갖고 반응한다는 것은 Ⅱ章에서 論述한 바와 같은 日本企業의 微視的 2大經營特性中 經營眼目의 長期性이 巨視的으로 나타난 것으로 보겠다.

生産性增加速度가 점차 緩慢해짐에 따라 日本의 企業經營行態가 長期的 眼目의 費用極小化 經營으로부터 美國과 같은 短期的 費用極小化 經營으로 轉換될지의 與否에 관해서는 현재로서 硏究된 바가 전혀 없으며 追後 硏究가 계속 필요한 分野의 하나이다.

4. 韓日企業經營의 比較分析

韓國은 政府主導下의 經濟成長過程에서 自生的 費用極小化 行態를 뿌리내리지 못한 채 慢性的으로 費用轉嫁式 經營을 탈피하지 못한 반면에 日本은 2次大戰후 財閥解體 등 經濟의 民主化 과정에서 모범적 費用極小化 經營行態를 謳歌했다는 점에서 韓·日兩國의 企業經營은 근본적인 차이를 보이고 있다.

企業內部에서 創出된 效率性이 價格메카니즘을 통하여 社會로 還元되지 못한 만큼 韓國

經濟는 日本經濟보다 物價의 불안정을 감수해야만 했다. 그러나 費用轉嫁式 經營의 社會的 費用은 단순히 위와 같이 賦課되는 經濟的 불안정이라는 弊害보다도 더욱 破壞的이고 非生產的일 것으로 推測된다. 즉 과거 20여년간 政府企業複合經營體에 의해 助長된 費用轉嫁式 經營은 政府의 物價統制로부터 企業內部의 生產管理와 會計管理 그리고 稅務行政에 이르기까지 效率性을 중시한 흔적을 전혀 보이지 않았다. 따라서 韓國의 生產性增加分의 상당한 부문은 公式的이고 定型化된 經營루트를 따라 분배되지 못하고 非公式的이고 變則的인 방법에 의해 企業外로 流出되었다고 보는 편이 타당할 것이다. 一國의 經濟가 創出된 生產性의 便益을 價格메카니즘을 통해서 분배하지 못하고 非公式的이고 變則的인 방법에 의하여 流用하였을 때, 그 社會의 所得構造는 악화되고 地下經濟가 繁盛하면서 腐敗하게 마련이다. 이러한 관점에서 보면, 韓國의 企業이 費用轉嫁式으로부터 費用極小化 經營으로 進展될 때는 經濟가 그만큼 더욱 안정될 뿐만 아니라 社會淨化 효과도 얻을 수 있다.

生產性增加가 停滯된 狀況에서 定型的 費用轉嫁式 經營行態를 보였던 美國製造業에서는 利潤이 企業의 革新에 대한 報償이라는 개념이 약화되어, 伸縮性을 잃고 餘他의 固定費用과 같이 固定化된 目標利潤을 달성하기 위하여 物價를 上昇시키는 인플레이션現象을 야기하는데 이러한 인플레이션은 그 강도에 있어서 目標利潤의 달성이 어려운 不景氣時에 더욱 심하였으므로 스태그플레이션이 나타나는 하나의 원인이 되었다. 그러나 동일한 費用轉嫁式 經營下의 韓國製造業은 고도의 生產性增加에 힘입어 初期利潤을 비교적 용이하게 견지할 수 있었으므로 이같은 현상이 나타나지 않은 반면, 韓國보다는 느리나 美國보다는 빠른 生產性增加를 示顯했던 費用極小化 經營의 日本製造業에서는 生產性增加率이 減速되는 高度成長期 이후에 1~2次石油波動을 거치는 과정에서 이러한 현상이 微弱하게 나타났다.

日本企業經營行態의 進路, 즉 日本의 企業은 日本的 費用極小化 經營을 계속 추진할 것인가 또는 生產性增加가 점차 減速됨에 따라 美國的 費用極小化 經營을 거쳐 費用轉嫁式 經營으로 轉換할 것인가에 관하여는 日本의 生產性에 대한 분석과 아울러 追加的인 硏究가 필요하다고 보겠으나 韓國의 경우 費用極小化 經營行態를 조속히 定着시키지 못한 상태에서 生產性增加가 급격히 鈍化된다면 美國과 같은 目標利潤追求型 스태그플레이션이 나타날 가능성이 크다고 보겠다.

韓國製造業의 企業經營行態가 費用轉嫁式에서 費用極小化로 轉換하기 위해서는 經濟安定化 政策과 競爭促進政策 등 일련의 經濟政策만으로도 어느 정도의 성과를 거둘 수 있을 것이다. 그러나 日本水準의 費用極小化 經營을 따라가기 위해서는 日本的 企業經營의 特徵, 즉 利害集團間의 水平的 連帶感과 經營眼目의 長期性이 의미하는 바와 같이 政治的, 社會的 안정을 전제로 하지 않고서는 불가능한 것으로 思料된다. 즉 日本的 企業經營方式이 導入되어 우리의 것으로 소화되기 위하여는 지속적인 經濟安定化 政策은 물론 民主政治의 健全한 發展 또한 필수적인 것이다.

V. 要約 및 結論

「企業의 目標는 利潤의 極大化에 있다」라는 命題는 經濟理論의 기본적 가정이 되고 있으며, 企業이 利潤의 極大化를 추구하기 위해서는 費用極小化 戰略을 취해야 한다는 것은 이같은 가정에 따른 당연한 論理的 歸結이라 하겠다. 그러나 實物經濟에 있어서 費用極小化는 利潤極大化를 달성하기 위한 필수적 전제조건은 아니며 경우에 따라 企業은 費用의 증가를 그대로 價格에 轉嫁시키는 費用轉嫁式 또는 費用을 의도적으로 極大化하는 費用極大化 戰略을 택하기도 한다. 그럼에도 불구하고 현존하는 각종 인플레이션理論들은 價格決定의 生産側主體인 企業의 費用目標에 대하여 費用極小化라는 微視經濟的 行態를 基礎로 하고 있다.

著者는 企業의 費用目標를 하나의 變數로 고려하여 2次大戰後의 美國의 인플레이션現象을 분석한 결과, 生産性增加가 급격히 鈍化된 1960年代 中盤을 分岐點으로 美國製造業의 企業經營行態가 費用極小化에서 費用轉嫁式으로 轉換되었음을 밝혔으며 비슷한 模型을 사용하여 韓國의 인플레이션現象을 분석한 결과 韓國製造業의 企業經營方式이 費用轉嫁式 行態에서 탈피하지 못했음을 檢證했다.

本硏究에서는 동일한 方法論을 適用하여 2次大戰후의 日本製造業의 企業經營行態를 분석한 결과, 日本製造業의 企業經營이 費用極小化 行態를 보이고 있음이 관찰되었다. 그러나 日本의 費用極小化 經營은 美國의 그것과는 달리 日本의 文化에서 表出된 두 가지 特性, 즉 利害集團間의 水平的 連帶感과 經營眼目의 長期性에서 緣由하였음을 보여주었다. 日本企業經營의 特性의 하나인 利害集團間의 水平的 連帶感은 生産勞動者의 循環補職制와 經營陣의 參與的 리더쉽(participative leadership)에 의하여 지나치게 자기 분야의 이익만을 고집하지 않고 企業全體의 조화를 추구하는 共同體的 性格이 강한 데서 기인한다. 日本企業經營의 또 하나의 特性인 經營眼目의 長期性은 2次大戰 후 財閥解體에 따라 專門經營人에 의한 企業經營이 確立되자 所有經營式의 조급한 資本回收라는 차원에서 탈피하여 中·長期的 生産性追求가 가능해진 風土에서 출발하였고 生産勞動者들의 終身雇傭制와 안정된 經營陣 人事에 힘입은 바가 크다. 이같은 日本的 企業經營의 特性은 本硏究에서 巨視的 模型으로 檢證한 결과에서도 捕捉되었다. 즉 1~2次 石油波動의 衝擊을 흡수함에 있어서 美國에서는 賃金과 物價가 과도하게 犧牲되고 利潤은 保護된 반면 日本에서는 物價, 賃金, 利潤間에 적절한 균형을 이루었고, 日本의 費用極小化 企業經營은 短期的 生産性變化에 민감한 美國製造業과는 달리 中·長期的 生産性變化에 반응하는 長期的 眼目을 보여주었다.

韓·美·日 3國의 企業經營比較 결과에 의하면 韓國의 企業經營이 費用轉嫁式 行態에서 費用極小化 行態로 轉換되지 못한 상태에서 生産性增加가 鈍化되는 경우 目標利潤追求型 스태그플레이션이 生成될 가능성이 높아, 經濟安定化로의 길은 한층 더 어려워질 것으로 推測된다. 그러나 經濟安定化로의 조속한 追求를 위하여 費用相殺的 經營이 定着되지 못한 상황에서 지나치게 費用抑制政策을 長期間 강

행할 경우(예를 들어 賃金凍結을 長期化할 경우)에는 오히려 政府가 새로운 형태의 補助(subsidy)를 企業에 주는 결과가 되어 企業의 費用轉嫁式 經營을 助長함으로써, 우리의 企業經營行態가 본래 經濟安定化 政策이 意圖하던 企業經營改善方向에서 이탈할 가능성이 있다. 즉 生產性위주의 成長을 추구하기 위해서는 1次的으로 높은 費用→높은 價格→높은 費用의 惡循環的 慣性인플레이션을 제거해야 한다.

그러나 우리의 經濟가 일단 만성적 慣性인플레이션을 탈피한 단계에서는 費用보다는 오히려 價格에 중점을 두는 것이 企業으로 하여금 生產性向上을 追求하는 데 효과적이라고 보겠다. 즉 費用은 生產性增加範圍내에서 안정적이고 豫測可能하게 上昇하도록 誘導하며, 價格은 競爭促進政策을 강화하여 더욱더 강력하게 牽制되도록 한다면 企業은 生產性向上을 추구하여 증가된 費用을 企業內에서 흡수하도록 노력할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『鑛工業統計調査報告書』, 『鑛工業센서스報告書』, 各年度.

金廸敎, 孫讚鉉, 「우리나라 製造業의 生產性分析(1966～75)」, 韓國開發硏究院, 硏究調査報告, 第 79～81, 1979.

勞動廳, 『勞動統計年報』, 各年度.

司空壹・南相祐, 「韓國의 經濟發展과 金融政策」, 韓一銀行創立50週年記念論文集, 『經濟發展과 銀行』, 第 3 部, 韓一銀行, 1982.

李奎憶, 『獨寡占價格管理制度의 改善方案』, 韓國開發硏究院, 1981.

日本產業政策硏究그룹, 『日本의 產業政策』, 韓國產業經濟技術硏究院 綜合企劃分析室 譯編, 1982.

韓國銀行, 『經濟統計年報』, 各年度.

_____, 『企業經營分析』, 各年度.

上野裁也・八木達雄・照井淸司, 『2 部門成長モデルによる 潛在成長力の 測定』, 經濟企劃廳 經濟硏究所, 硏究シリーズ 第23號, 1971.

梅棹忠夫, 『地球時代の 日本』, 中央公論社, 1974. p. 139.

江崎光男, 『日本經濟の モデル分析 —國民經濟計算かろの 接近—』, 創文社, 昭和52.

黑岩俊郎, 『日本資源論』, 東洋經濟新報社, 昭和年篠原三代平, 『經濟大國の 盛衰』, 東洋經濟新報社, 昭和57年.

下村治, 『日本經濟成長論』, 金融財政事情硏究會, 1970.

_____, 『經濟大國日本の 選擇』, 東洋經濟新報社, 昭和46年.

中村靜治, 『戰後日本經濟と技術發展』, 日本評論社; 1970.

森一夫, 『日本の 經濟豫測』, 東洋經濟新報社, 1976.

森谷正規, 『〈日本・中共・韓國〉產業技術比較』 1980.

吉植悟, 『戰後景氣循環の 計量分析』, 經濟企劃廳 經濟硏究所, 硏究シリーズ 第12號, 1963.

經濟企劃廳, 『日本經濟指標』, 各號.

勞働大臣官房勞働統計調査部, 『勞働統計調査月報』, 各號.

東京銀行, 『物價指數年報』, 各號.

通商產業省, 『鑛工業指數年報』, 各號.

_____, 『わが國企業の經營分析』, 各號.

總理府統計局,『消費者物價指數年報』, 各號.
_____,『勞働力調査年報』, 各號.
Adams, F. Gerard and Shinichi Ichimura, *Japanese Industrial Policies; An Overview*, Korea Development Institute
Adams and Kobayski, *The World of Japanese Business*, Toyko and Palo Alto; Kondosha 1969.
Alderson, W., "Perspectives on the Planning Process," *Academy of Management Journal*, Vol. 2, No. 3(1969).
Berndt, E.R. and Christensen, L.R., "Testing for the Existence of a Consistent Aggregate Index of Labor Inputs," *American Economic Review*, June 1974, pp. 391~404.
Bhatia, R.J., "Unemployment and the Rate of Change of Money Earnings in the United States 1900~1958," *Economica*, Vol. XXVILL, August 1961.
Bowen, William G., *Wage Behavior in the Post War Period—An Empirical Analysis*, Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1960.
Business Week, "The Breakdown of U.S. Innovation," Feb. 16, 1976. p. 56.
_____, "Japan's Economy Tomorrow," Jan. 30, 1978. p. 46.
De Bettignies, H.C., "Managerial Backgrounds and Attitudes in a Comparative Perspective," in J. Jean Boddewyn(ed.) *Comparative Management* (New York; Graduate School of Business Administration, New York Univ., 1970)
Delehanty, G.E., *Nonproduction Workers in U.S. Manufacturing*, Amsterdam, North-Holland Pub. Co., 1968.
Dicks-Mireaux, L.A., and Dow, J.C.R., "The Determinants of Wage Inflation: The United Kingdom, 1946~1950," *The Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, 22(2), 1959.
Drucker P.F., "What We can Learn from Japanese Management," *Harvard Business Review*, March-April 1977, pp. 110~112.
Dumas, L.J., "Payment Functions and the Productive Efficiency of Military Industial Firms," *Journal of Economic Issues*, June 1976.
England G.V. and R. Koike, "Personal Value Systems of Japanese Managers," *Journal of Cross-Cultural Psychology*, Vol. 1(1970), pp. 21-40.
Fortune, "Japanese Mangers Tell How System Works," Nov. 1977, pp. 126~138.
Fraiman, N., *Administrative Employment and Output in the Steel Industry*, Unpublished Doctoral Dissertation, Columbia Univ., 1977.
Gorgol, J.A., *Theory of the Military Industrial Firm*, Columbia University Ph. D. Dissertation, 1969.
Galambos., "On the Growth of Employment of Non-Manual Workers in the British Manufacturing Industries, 1948~1962," *Bulletin of the Oxford University Institute of Economic and Statistics*, Vol.26, No.4, Nov. 1964, pp. 369~383.
Haire, Mason, Edwin E. Giselli, Lyman W. Porter, *Managerial Thinking: An Interpretational Study*, John Wiley & Sons, Inc., 1966.
Herold, D.M., "Long Range Planning and Organizational Performance: A Cross-Validation Study," *Academy of Management Journal*, Vol. 15(March 1972), pp. 91-103.
Hesseling P. and E.E. Konnen, "Culture and Subculture in a Decision Making Exercise," *Human Relations*, Vol. 22 (1969), pp. 31~51.

Holland D.G., "Costs, Productivities and the Employment of Salaried Staff," *Bulletin of Oxford University Institute of Economics and Statistics,* Vol. 25, 1965, p. 164.

Hong, B.Y., *Inflation under Cost Pass-Along Management,* Praeger Publishers. New York, 1979.

Hultren, T., "Change in Labor Cost during Cycles in Production and Business," *Occasional Paper No. 74, National Bureau of Economic Research,* 1960.

International Labor Office, *Methods of Labor Productivity Statistics,* Report Prepared for the Seventh International Studies and Reports, New Series No. 18, International Labor Office, Geneva, Switzerland.

Kaldor, N., "Economic Growth and the Problem of Inflation," *Economica,* N.S. 26, Nov. 1959.

Kaplan, Eugen J., Japan: *the Government-Business Relationship,* U.S. Department of Commerce, 1972.

Kendric, J.W., *Productivity Trends in the United States,* A Study for the National Bureau of Economic Reserch, Princeton University Press, 1961.

Klein, L.R. and Ball, R.J., "Some Econometrics of Determination of Absolute Prices and Wages," Economic Journal, Vol. 69. September, 1959.

Kuh, E., "Profits, Profit Markups and Productivity," *Study Paper No. 15 of joint Economic Committee Study of Employment, Growth and Price Levels,* January 1960.

Lipsey, R.C., "The Relation Between Unemployment, the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862~1957: A Further Analysis," *Economica* N.S. 27. Feb. 1960.

Lindblom, C.E., "The Science of Mudding Through," *Public Administrative Review,* Vol. 19(1959), pp. 79~88.

Mark, J.A., "Productivity and Costs in the Private Economy, 1974," *Monthly Labor Review,* June 1975.

Melman, S., The Rise of Administrative Overhead in the Manufacturing Industries of the United States, 1899~1947," *Oxford Economic Papers*(New Series) Vol. III, No. 1, 1951.

_____, *Dynamic Factors in Industrial Productivity,* New York, John Wiley & Sons, 1956.

_____, *The Permanent War Economy,* Simon and Schuster, 1974.

Michio Morishima, *Why has Japan Succeeded? Western Technology and the Japanese Ethos,* Cambridgge University Press, 1981.

Perry, G.L., *Unemployment, Money Wage Rates and Inflation,* MIT Press, 1966.

Phillips, A., "The Relationship between Unemployment and the Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862~1957," *Economica,* New Series 25. Nov. 1958.

Pondy, L., "Effects of Size, Complexity and Ownership on Administrative Intensity," *Administrative Science Quaterly,* Vol. 14, 1969, pp. 47~60.

Robach, S. and K. Simmonds, *International Business and Multinational Enterprises,* Richard D. Irwin, 1973, ch. 4.

Salter, W.E.G., *Productivity and Technical Change,* Oxford University Press, 1960, Ch. IX, pp. 120ff.

Schoeffler S., R.D. Buzzel and D.F. Heany, Impact of Strategic Planning on Profit Performance," *Harvard Business Review,* March-April 1974, pp. 137~145.

Statistical Abstract of the U.S., Table No. 939, "Bankruptcy Cases Filed by Type of Bankruptcy and Occupation of Debtor : 1960～1976." 1977,

Thune, S. and R. House, "Where Long-range Planning Pays off," *Business Horizons*, Vol. 13, (Aug. 1970), pp. 81～87.

Webber, Ross. A., *Management*, Richard D. Irwin, Inc., 1975.

Yoshino M.Y., *Japan's Managerial System*, (Cambridge : M.I.T. Press, 1968).

米穀生産 機械化의 經濟性分析

宋 大 熙
金 尙 基

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序 論
Ⅱ. 經濟性分析의 基本模型
Ⅲ. 農機械別 經濟性分析 內容
Ⅳ. 營農機械化센터 資料에 의한 損益分岐點 分析
Ⅴ. 農機械別 損益分岐點 推移展望
Ⅵ. 綜合 및 結論

Ⅰ. 序 論

우리나라에 있어서 人力과 畜力에 의하여 傳統的으로 生産되어 오던 米穀을 動力機械에 의하여 生産하기 시작한 것은 극히 최근의 일이다.

그동안 政府主導로 추진되어 오던 農業機械化는 1980年을 고비로 農民主導로 바뀌어가고 있다. 政府의 대규모 農業機械化示範團地事業이나 農業協同組合單協에 의한 營農機械化團地는 그 事業規模를 축소시켜 나가고 農民들의 自生的 組織인 새마을機械化營農團이 1981年 이후 매년 1,000個所씩 늘어나고 있다[1].

이와 같이 示範 내지 指導中心的 農業機械化事業이 農業經營改善을 위한 投資事業으로 성격이 바뀌게 된 主因은 勞動力의 離村向都로 인한 農村 일손不足과 1970年代 후반기의 급격한 農村勞賃의 上昇이라고 할 수 있겠으나 그동안 政府主導事業이 가져온 機械營農에 대한 認識度 提高와 꾸준히 늘어난 農家所得 등도 複合的 要因으로 작용하였다고 볼 수 있을 것이다.

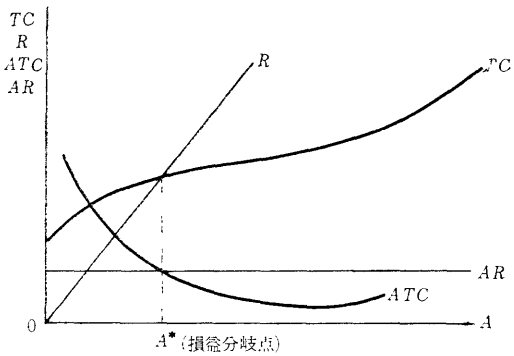
農業機械化의 進展은 産業으로서의 農業뿐만 아니라 住居地域으로서의 農村에 대해서도 상당한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 그러므로 현재 진행되고 있는 農業機械化가 그 內實에 있어서 어느 정도 經濟性이 있는지, 그리고 그러한 經濟性이 앞으로는 어떻게 變化해 갈 것인지는 長期的인 農業政策樹立에 주요한 變數로 작용할 것으로 보인다.

筆者：宋大熙—韓國開發硏究院 硏究委員
金尙基—韓國開發硏究院 主任硏究員

1) 農協中央會, 『韓國農業의 機械化』, 1983, p. 136.

本研究에서는 우리나라 農業의 主宗을 이루고 있는 米穀生産의 機械化過程을 分析하고자 한다. 특히 米穀生産過程에 있어서 機械化의 대상이 되고 있는 作業은 耕耘 및 整地作業, 移秧作業, 收穫作業 등이므로 이들 個別作業過程과 관련된 트랙터, 移秧機, 콤바인 등 機械 購入·使用의 經濟性을 集中的으로 分析하고자 한다.

〔圖 1〕 機械使用의 損益分岐點



Ⅱ. 經濟性分析의 基本模型

機械投資의 經濟性分析은 機械稼動率이 100%로 前提된다면 IRR 또는 ERR 등과 같은 投資收益率을 資本의 機會費用과 비교하여 판단할 수 있을 것이다.

그러나 農業機械는 그 作業性格上 年中 불과 몇 날 또는 몇 주의 사용으로 제한되기 때문에 여기서는 機械使用을 作業面積의 函數로 誘導하여 慣行作業費用과의 損益分岐點(breake-ven point)을 檢出하여 經濟性을 판단하고자 한다.

農機械의 總費用函數 TC는 變動費 V와 固定費 K로 나눌 수 있으며 變動費는 作業面積 A와 函數關係가 있게 될 것이다.

$$TC=V(A)+K \quad \cdots\cdots(1)$$

固定費 K는 해당 農機械價格 P_m, 耐久年數 n, 政府의 補助率 S_m 및 資本의 機會費用인 利子率 i 등의 函數로 표시할 수 있다.

$$K=f_1(P_m, n, S_m, i) \quad \cdots\cdots(2)$$

變動費 V는 作業面積當 所要作業時間 H_a, 實作業率 e, 時間當 油類消耗量 Q_f, 農村勞賃 W_h 및 油類單價 P_f의 函數로 표시할 수 있다.

$$V=f_2(H_a, e, Q_f, W_h, P_f) \quad \cdots\cdots(3)$$

函數式 (2)와 (3)을 (1)에 代入하면 總費用函數는 다음과 같이 된다.

$$TC=f_3(H_a, e, Q_f, W_h, P_f, P_m, n, S_m, i) \quad \cdots\cdots(4)$$

耕耘, 移秧, 收穫作業 등의 慣行費用 R은 주로 人件費 W와 畜力費 L에 의하여 좌우되고 있으며 이들 W와 L은 作業面積 A, 單位面積當所要作業時間 H, 農村勞賃 W_h, 時間當畜力賃借料 L_h에 의하여 결정되므로 慣行費用 R은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$R=f_4(A, H, W_h, L_h) \quad \cdots\cdots(5)$$

〔圖 1〕은 機械作業의 總費用 TC와 平均費用 ATC가 作業面積에 따라 변화하고 있는 것을 나타내고 있으며 人力과 畜力에 의한 慣行作業總費用 R과 平均費用 AR의 作業面積과의 관계도 함께 표시되고 있다. 여기서 損益分岐作業面積 A^*이하에서는 機械使用의 實益이 없다. 機械化對象作業面積이 最小限 A^*

이상이어야 機械作業의 經濟性이 確保되는 것이다.

Ⅲ. 農機械別 經濟性分析 內容

1. 트랙터

우리나라 農村에 普及되고 있는 트랙터의 種類는 22마력으로부터 50마력에 이르기까지 약 5機種이 있으며 1983年에 供給된 1,726臺中 77% 이상이 30마력 이하의 中小型 트랙터에 集中되고 있다. 1983年末 현재 트랙터의 農家保有臺數는 7,469臺로서 267家口當 1臺의 트랙터를 保有하고 있는 셈이다. 트랙터의 1983年度 臺當價格은 본체, 쟁기(plow), 로타베이터(rotavator)를 합해 22마력의 6,543,200원으로부터 大型인 50마력의 14,092,000원까지 機種에 따라 상당한 차이를 보이고 있다.

트랙터는 運搬作業에도 이용될 수 있으나 주로 農地의 耕耘 및 碎土作業에 이용되고 있다. 農地의 耕耘 및 碎土作業은 보통 一般耕耘機를 사용하고 있지만 트랙터에 의한 耕耘이 더욱 深耕일 뿐 아니라 作業速度도 빨라서 종래 耕耘機에 의한 耕耘 碎土作業은 점차 트랙터에 의해 代替되어 가고 있는 趨勢에 있다.

1983年度 현재 트랙터의 國產化率은 小型이 80~90%이고 50마력짜리 大型은 50% 정도에 이르고 있다.

트랙터機械使用費用(移秧機, 콤바인도 同一)을 算定하는 데 있어서 本分析에서는 農民이 실제로 支拂한 金額을 기준으로 하는 私的費用(private cost)과 政府나 社會가 실제 支拂하는 金額을 기준으로 하는 社會的費用(social cost)을 각각 구분하여 檢討하였다.

가. 固定費

트랙터費用中 固定費 K_t는 다음과 같이 計算하였다.

$$K_t=(P-L)\cdot\frac{i(1+i)^n}{(1+i)^n-1}+Li+R_t$$

P : 購入價格

L : 殘存價額

n : 耐久年數

i : 資本의 機會費用 또는 融資利子率

$\frac{i(1+i)^n}{(1+i)^n-1}$: 資本回收係數

R_t : 修理費

固定費의 대부분을 차지하고 있는 減價償却費는 投下資本과 投下資本의 利子率을 감안한 資本回收係數(capital-recovery factor)를 사용하여 計算함으로써 機械購入費에 대한 利子分을 별도로 구분하지 않고 이에 포함시켜 計算하였다[2].

1983年 현재 트랙터를 購入할 경우 團體購入인 경우 트랙터價格의 40%는 政府補助에 의해 蕩減되고 60%는 政府에서 融資支援을 해주고 있으며 個別購入時에는 政府가 80%를 融資해 줌으로써 農民은 20%만 自負擔하게 되어 있다. 트랙터購入에 대한 政府의 融資條件은 年利 10%로 2年据置, 6年分割償還하기로 되어 있다.

社會的費用을 기준으로 固定費를 算定하는 경우에는 政府의 補助金 및 融資金, 自負擔金

2) G.T. Stevens, Jr., *Economic and Financial Analysis of Capital Investments*, 1979, p. 35 參照.

을 합한 總金額에 대하여 適正機會費用을 適用하였고, 私的費用을 기준으로 固定費를 算定하는 경우에는 政府補助金은 제외하고 融資金 및 自負擔金만을 대상으로 하여 融資金에 대해서는 실제 支拂利子率을 適用하고 自負擔金에 대해서는 適正機會費用을 適用하였다. 트랙터의 費用分析에서는 小型과 大型의 價格差가 크고 性能面에서도 큰 차이가 있으므로 小型인 22마력과 大型인 50마력으로 나누어 각각 計算하였고 資本의 機會費用 利子率은 1年滿期 定期預金 金利인 10%를 사용하였다.

한편 修理費는 農業機械化硏究所에서 算定한 購入價格 基準에 대한 年平均修理費係數를 사용하였으며, 트랙터耐久年數도 同硏究所에서 推定한 10年을 適用하였다.

이상과 같은 內容을 機種別로 要約하면 〈表 1〉과 같다.

〈表 1〉 트랙터 機種別 固定費 計算內譯

	22마력	50마력
購入價格[1] (원)	6,543,200	14,092,000
본체	4,949,200	11,915,800
쟁기	575,700	1,147,800
로타베이터	1,018,300	1,028,400
團體購入時[1]		
政府補助率(%)	40	40
政府融資率(%)	60	60
個別購入時[1]		
政府融資率(%)	80	80
自負擔(%)	20	20
融資利子率[1] (%)	10	10
耐久年數(年)	10	10
殘存價額(%, 購入價格基準)	10	10
修理費係數(購入價格基準)		
본체(%)	7.00	7.00
쟁기(%)	4.00	4.00
로타베이터(%)	6.25	6.25

註 : 1) 價格 및 融資條件 등은 1983年 基準.

나. 變動費

1) 人件費

트랙터使用에 따르는 人件費 W_t는 트랙터 操作運轉員 1人의 勞賃으로서 耕耘 및 碎土作業單位面積當 트랙터使用時間 K_1 및 K_2에 時間當 勞賃 W_b를 乘하여 產出한다.

$$W_t = W_b\left(\frac{K_1+K_2}{e}\right)$$

W_b : 트랙터使用時 時間當 勞賃

K_1 : ha當 耕耘作業에 所要되는 순수 作業時間

K_2 : ha當 碎土作業에 所要되는 순수 作業時間

e : 트랙터 作業效率 係數

트랙터의 作業能率은 機種에 따라 혹은 技術進步 등에 의해 測定하는 時點에 따라 상당한 차이를 보이고 있으므로 여기서는 農業機械化硏究所에서 測定한 標準作業能率基準表에 의거하여 계산하였으며 트랙터作業效率係數는 圃場外의 移動時間, 日常整備時間, 作業機의 着脫時間 등을 감안한 트랙터의 實際作業時間을 계산하기 위해 使用된 것으로 0.7로 계산하였다.

〈表 2〉 트랙터 機種別 ha當 人件費

	22마력	50마력
ha當 耕耘 순수 作業時間	6.3	5.2
ha當 碎土 순수 作業時間	5.3	4.8
小計	11.6	10.0
作業效率係數	0.7	0.7
耕耘 및 碎土의 實作業時間	16.6	14.3
時間當勞賃[1] (원)	1,347	1,347
ha當總勞賃(원)	22,313	19,235

註 : 1) 時間當 勞賃은 1983年度 成人男子農村勞賃 8,656원(9時間 基準)에 근거하여 計算하였음.

트랙터運轉員의 勞賃은 慣行上 사용되고 있는 成人男子 農村勞賃의 1.4倍로 계산하였다.

위와 같은 條件에 따른 트랙터의 機種別 作業能率과 人件費計算內譯은 〈表 2〉와 같다.

2) 油類費

油類費는 트랙터使用時間 K_1 및 K_2에 비례하는 變動費로 油類費 F_t는 다음과 같이 計算된다.

$$F_t = P_f \cdot \left(Q_f \cdot \frac{K_1 + K_2}{e}\right) + V_r$$

P_f : 輕油 1l의 價格

Q_f : 트랙터 時間當 輕油消耗量(l)

V_r : ha當 潤滑油費

私的費用으로 油類費를 계산할 때는 輕油의 農家購入價格을 사용하였고, 社會的 費用으로 계산할 때는 輕油의 潛在價格을 사용하였다.

輕油의 潛在價格은 特別消費稅를 제외한 精油會社의 工場渡價格에 附加價値稅, 流通마진을 고려하여 産出하였다.

트랙터 時間當 輕油消費量은 農水産部 資料에 의거 22마력은 5l/hr, 50마력은 9l/hr로 計算하였으며 潤滑油費는 輕油費用의 10%를 計上하였다[3]. 〈表 3〉은 트랙터 機種別 油類費計算內譯을 나타내고 있다.

〈表 3〉 트랙터 機種別 ha當 油類費計算內譯

	22마력	50마력
ha當 耕耘作業時間	6.3	5.2
ha當 碎土作業時間	5.3	4.8
小計	11.6	10.0
作業効率係數	0.7	0.7
時間當輕油消耗量(l)	5	9
輕油消費者價格(원/l)	277	277
輕油潛在價格(원/l)	256	256
潤滑油費/輕油費	0.1	0.1

3) 農水産部의 『農業機械業務便覽』에는 潤滑油費를 燃料費의 30%로 計上하고 있으나 실제 農機械生産業體의 취급설명서에 따라 潤滑油消費量을 計算하여 費用으로 換算하면 燃料費의 10% 정도에 이르고 있음.

다. 耕耘 및 碎土作業 慣行費用

人力과 畜力을 利用하는 慣行作業方法에 의하여 耕耘과 碎土作業을 하는 경우 慣行費用은 人力費와 畜力費로 構成될 수 있다.

耕耘과 整地의 慣行作業時間은 農村振興廳資料에 근거하였으며 畜力費는 農牛賃借料를 사용하였다.

〈表 4〉는 慣行作業方法에 의한 耕耘, 碎土作業費用 內譯이다.

라. 트랙터 損益分岐點

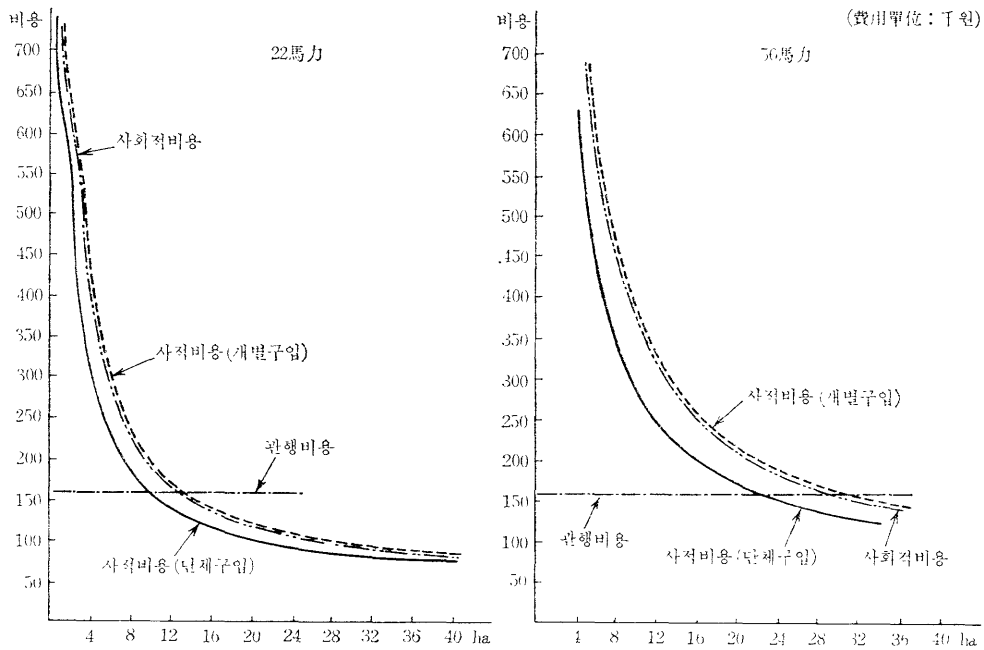
트랙터의 損益分岐點은 트랙터使用平均費用曲線과 慣行作業平均費用曲線에 의하여 결정된다. 〔圖 2〕는 22마력 트랙터와 50마력 트랙터의 損益分岐點을 나타내고 있다. 慣行作業平均費用은 22마력 트랙터와 50마력 트랙터의 경우 공히 1ha當 158,525원으로 作業面積에 관계없이 일정하게 보았으며 트랙터使用平均費用曲線은 各機種別로 社會的費用基準曲線, 團體購入時 私的費用基準曲線, 個別購入時 私的費用基準曲線 등 세 가지가 圖示되고 있다.

22마력 트랙터의 경우 트랙터購入에 대한 政府補助金 등을 費用에 포함시키지 않고 農民이 支拂한 直接費用 중심의 私的費用基準으로 볼 때 새마을機械化營農團 등과 같은 團體

〈表 4〉 慣行方法에 의한 耕耘, 碎土作業費用

	耕耘	碎土	合計
慣行 作業 時間(時間/ha)	56.8	28.2	85.0
時間當人件費(원/時間)	962	962	962
時間當畜力費(원/時間)	903	903	903
慣行作業費用(원 / ha)	105,932	52,593	158,525

〔圖 2〕 「트랙터」機種別 損益分岐點



購買의 경우 機械購入價格의 40%에 該當하는 政府補助金支援으로 인하여 固定費用이 낮아져서 損益分岐點은 9.5ha에서 결정되고 있다. 그러나 農民이 支拂한 直接費用 중심의 私的費用基準이라도 個別購入의 경우 政府補助金이 없고 機械購入價格의 80%는 融資支援을 해주나 利子率에는 特惠가 없기 때문에 트랙터使用平均費用曲線은 團體購入의 경우보다 右方에 위치하게 되어 損益分岐點은 13.1ha에서 결정되고 있다. 트랙터使用費用을 政府補助金 등도 費用으로 인식하는 社會的費用基準으로 볼 때 트랙터使用平均費用曲線은 私的基準平均費用曲線의 사이에 위치하게 되어 損益分岐點은 12.9ha에서 결정되는 것으로 나타나고 있다. 社會的費用基準 損益分岐點이 個別購入時 私的費用基準보다 낮은 데서 결정되는 理由는 變動費 중 油類價格의 潛在價格이 市場價格보다 다소 낮기 때문이다.

50마력 트랙터의 경우 트랙터使用平均費用曲線이 全體的으로 22마력의 경우에 비하여 右上方으로 치우쳐 있는바 이는 50마력 트랙터의 固定費用이 2.1倍나 높은 데 基因한다. 50마력 트랙터의 損益分岐點은 私的費用基準으로 볼 때 補助金을 감안한 團體購入時에는 22.7ha, 補助金이 없는 個別購入時에는 31.5ha, 그리고 潛在價格을 기준으로 費用을 算定한 社會的費用基準 損益分岐點은 30.6ha로 나타났다.

우리나라 農家戶當 平均耕地面積이 1983年 현재 1.1ha인 점을 감안한다면 22마력 트랙터는 平均 9家口 이상이, 그리고 50마력 트랙터는 平均 20家口 이상이 共同利用하여야 할 것이다. 그러나 여기서 分析된 트랙터의 損益分岐點은 트랙터가 水畓의 耕耘 및 整地 이외 經濟的으로 사용되고 있는 부분을 고려하지 않았기 때문에 可能最大點으로 解釋되어야 할

것이다.

2. 移秧機

벼의 移秧作業은 水稻作 栽培에서 가장 많은 勞動力이 짧은 기간에 集中的으로 필요한 작업이다. 그러나 移秧作業은 무논에서 작업하는 관계로 機體의 무게를 경감시키기 위하여 小型으로 되어 있으며 人力用1條, 動力用2條, 4條 등이 있다. 1979年부터 주로 普及되기 시작한 移秧機는 動力 4 條型이 主種으로 1983年 현재 總普及臺數는 24,818臺에 이르며 國產化率은 4條型이 85~98%에 달하고 있다.

가. 固定費

移秧機 使用에 따르는 固定費計算式은 앞의 트랙터 固定費式과 동일하다.

1983年의 경우 移秧機 團體購入時에는 政府補助로 40%, 政府融資로 60%의 支援을 해주고 있으며, 個別購入時에는 全額 100% 政府融資의 혜택을 주고 있다. 政府融資條件은 年利 6%로, 2年据置 3年分割償還으로 되어 있다.

移秧機費用分析에서도 트랙터와 마찬가지로 散播式 2條와 4條의 2機種을 分析하였고, 移秧機의 耐久年數는 6年, 殘存價額은 購入價格의 10%, 年間修理費係數는 購入價格의 8.33%를 각각 適用하였다. 이상과 같은 內容을 要約한 것이 〈表 5〉이다.

〈表 5〉 移秧機 機種別 固定費 計算內譯

	動力 2 條	動力 4 條
購入價格[1] (원)	938,000	1,412,800
團體購入時[1]		
政府補助率(%)	40	40
政府融資率(%)	60	60
個別購入時[1]		
政府融資率(%)	100	100
融資利子率[1] (%)	6	6
耐久年數(年)	6	6
殘存價額(%, 購入價格基準)	10	10
修理費係數(%, 購入價格基準)	8.33	8.33

註 : 1) 價格 및 融資條件 등은 1983年 基準.

나. 變動費

移秧機 使用에 따른 變動費는 人件費와 油類費, 그리고 機械移秧을 위하여 育苗時 慣行作業과는 별도로 추가되는 育苗箱子의 管財費를 포함시켜 계산하였다.

1) 人件費

移秧機 使用에 따르는 ha當 人件費 W_p는 機械移秧을 위한 4月末 내지 5月初의 種子準備 및 播種育苗作業에 소요되는 人件費와 6月中의 機械移秧作業에 소요되는 人件費를 合한 것으로 그 式은 다음과 같다.

$$W_p = W_h \cdot H_a + 2W_h \cdot \frac{H_b}{e}$$

W_h : 時間當 農村勞賃

H_a : ha當 育苗等 準備時間

H_b : ha當 機械移秧에 소요되는 순수 作業時間

e : 移秧機作業效率係數

移秧機操作에 필요한 人員은 2人으로 W_h는 男子成人의 農村勞賃을 適用하였으며 ha當 移秧機 純粹作業時間은 農業機械化硏究所의 標準作業能率基準表에 따라 動力 2 條는 14.1時間, 動力 4 條는 8.1時間으로 計算하였다.

移秧機作業에 따른 育苗準備時間은 1983年度 農村振興廳 資料에 의거 ha當 81.6時間으로 算定하였으며 移秧機作業效率係數는 트랙터와 같이 0.7로 하였다.

〈表 6〉 移秧機 機種別 ha當 人件費

	動力 2 條	動力 4 條
ha當 移秧 순수 作業時間	14.1	8.1
作業効率係數	0.7	0.7
ha當 實作業時間	20.1	11.6
ha當 育苗準備時間	81.6	81.6
時間當勞賃(원)	962	962
ha當總勞賃(원)	117,172	100,763

위와 같은 내용에 따라 人件費를 계산하면 〈表 6〉과 같다.

2) 油類費

移秧機作業에 있어서 油類費 F_p는 揮發油費와 潤滑油費가 포함되며 그 식은 다음과 같다.

$$F_p = P_g \cdot \left(Q_g \cdot \frac{H_b}{e}\right) + R_p$$

P_g : 揮發油 1l의 價格

Q_g : 移秧機 時間當 揮發油消耗量(l)

R_p : ha當 潤滑油費

여기서도 揮發油價格은 私的費用基準으로 계산할 때는 農家購入價格을, 社會的費用基準으로 계산할 때는 潛在價格을 각각 適用하였다. 移秧機 時間當 揮發油消耗量은 動力 2 條, 4 條 모두 1.44l이며 潤滑油費는 揮發油費의 10%를 計上하였다.

〈表 7〉은 移秧機 機種別 ha當油類費 計算內譯을 나타내고 있다.

〈表 7〉 移秧機 機種別 ha當 油類費計算內譯

	動力 2 條	動力 4 條
ha當 순수所要時間	14.1	8.1
作業效率係數	0.7	0.7
時間當 揮發油消耗量(l)	1.44	1.44
揮發油價格(원/l)		
農家購入價格	660	660
潛在價格	350	350
潤滑油費/揮發油費	0.1	0.1

3) 管財費

機械移秧時에는 育苗를 위한 特殊苗垈設置가 필요하게 되어, 이에 소요되는 育苗箱子의 費用이 추가된다.

育苗箱子는 耐久性을 갖고 있으면서도 單位面積이 증가할수록 所要量이 증가되므로 여기서는 個當 減價償却費를 計算하고 이에 ha當 所要量을 乘하여 育苗箱子費用을 計算하였다.

育苗箱子의 個當價格은 1983年 현재 820원으로 耐久年數는 5年, 殘存價額은 10%를 適用하였으며 ha當所要量은 302.5個로 算定하여 計算하였다. 育苗箱子費의 計算內譯은 〈表 8〉과 같다.

〈表 8〉 育苗箱子費 計算內譯

	育苗箱子
個當價格 (원)	820
耐久年數 (年)	5
殘存價額(%, 購入價格基準)	10
ha當所要量 (個)	302.5
ha當育苗箱子費 (원)	61,372

다. 移秧作業 慣行費用

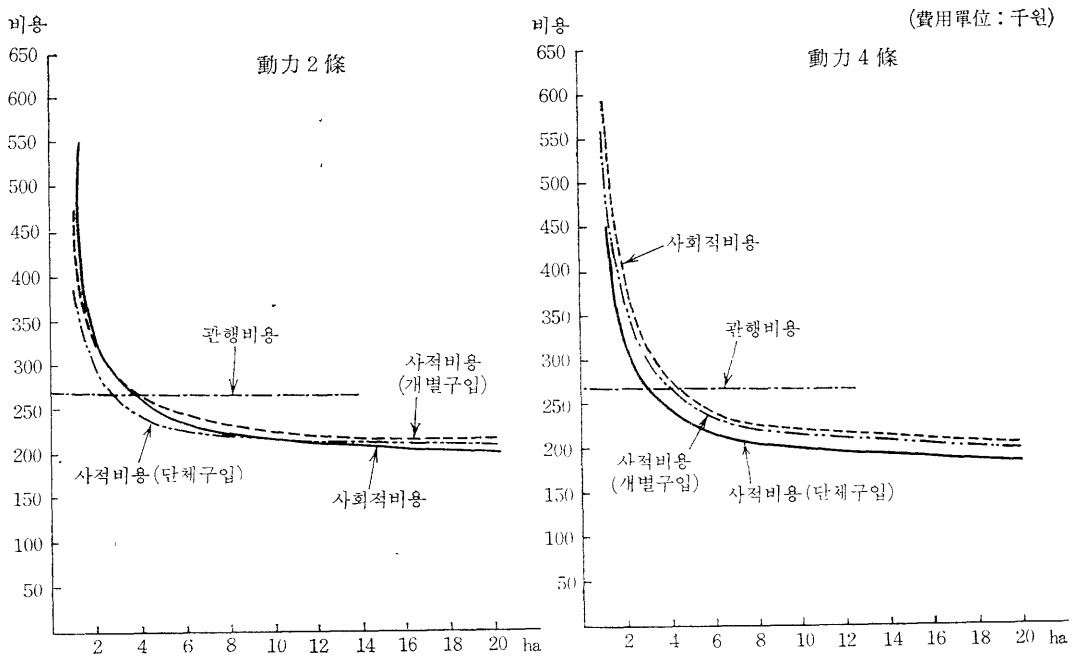
慣行移秧作業費用은 4月 下旬과 5月 初旬의 播種, 育苗 등에 따른 移秧作業準備勞賃과 6月 中旬의 人力移秧勞賃을 각각 算定하여 合算하였다.

ha當移秧을 위한 準備作業所要時間은 農村

〈表 9〉 慣行方法에 의한 移秧作業費用

	育苗	移秧	合計
慣行作業時間(時間/ha)	95.7	184.0	279.7
時間當人件費(원/時間)	962	962	962
慣行作業費用 (원/ha)	92,063	177,008	269,071

〔圖 3〕 移秧機 機種別 損益分岐點



振興廳 資料에 의해 95.7時間, 移秧作業時間은 184時間으로 計算하였다.

〈表 9〉는 慣行移秧作業의 費用計算內譯이다.

라. 移秧機 損益分岐點

移秧機 購入에 따른 固定費用, 移秧機 使用에 따르는 變動費用 및 移秧作業의 慣行費用을 綜合하여 算出한 移秧機 使用의 損益分岐點은 〔圖 3〕에 나타나고 있다.

2條動力移秧機의 경우에 있어서 移秧機 購入에 대한 政府補助金 등을 費用에 포함시키지 않은 農民의 直接私的費用基準 損益分岐點은 團體購入의 경우는 40%의 政府補助가 있어서 2.7ha에서 결정되고 있으나 個別購入의 경우에는 補助가 없기 때문에 오히려 3.7ha로 늘어나고 있다. 補助金 등도 費用으로 간주하여 評價하는 社會的費用基準 損益分岐點은 3.6ha에서 결정되어 두 私的費用基準 損益分岐點 사이에 위치하고 있는데 이는 揮發油價格을 潛在價格으로 評價하였기 때문이다.

4條動力移秧機에 있어서는 移秧機 購入에 대하여 政府補助金 등을 費用에 포함시키지 않는 私的基準으로 볼 때 團體購入時의 損益分岐點은 2.9ha에서 결정되고 個別購入時의 損益分岐點은 4.1ha에서 결정되고 있다. 潛在價格基準의 社會的費用基準 損益分岐點은 2條動力移秧機에 있어서와는 달리 두 私的費用基準 損益分岐點보다 더 큰 4.3ha에서 결정되고 있다. 動力移秧機의 損益分岐點은 가장 유리한 團體購入時 私的費用基準은 2條 및 4條 공히 3ha 미만에서 이루어지고 社會的費用基準이거나 個別購入時 私的費用基準인 경우에는 대체로 4ha 前後에서 이루어지고 있다.

3. 콤바인

콤바인은 직접 논에서 벼를 刈取하면서 동시에 結束 및 脫穀까지 수행할 수 있는 一貫收穫作業機로서 農機械中 가장 발전된 機械이다. 특히 移秧作業과 마찬가지로 米穀의 收穫期는 그 기간이 짧고 收穫量이 많기 때문에 季節的 大量勞動需要가 발생하여 收穫作業은 機械化가 크게 期待되는 分野라고 할 수 있다.

콤바인의 種類는 西洋에서 麥類收穫作業에 쓰는 普通型콤바인, 作物의 중간을 베어서 脫穀하는 이삭콤바인, 이삭 부분만 脫穀해 나가는 입모脫穀型콤바인 및 水稻作收穫에 적합하도록 개발된 自脫型콤바인 등이 있으며 우리나라에서 普及되고 있는 種類는 自脫型이다.

1983年 현재 콤바인保有臺數는 5,689臺에 이르고 있으며 콤바인 國產化率은 30～70% 정도이다.

가. 固定費

콤바인 사용에 따르는 固定費計算式은 트랙터의 固定費計算式과 동일하다.

1983年度의 경우 콤바인 團體購入時에는 政府에서 購入價格의 40%를 補助해 주고 있으며 나머지 60%는 融資를 하여 주고 있다. 한편 個別購入時에는 政府에서 90%를 融資해 줌으로써 自負擔 10%로 콤바인購入이 가능하다. 政府融資條件은 年利 6%로 2年据置 5年分割償還이다.

콤바인 固定費分析을 위해 콤바인 耐久年數는 8年, 殘存價額은 購入價格의 10%, 年平均修理費係數는 購入價格의 5%를 각각 適用하였다. 위와 같은 固定費計算內譯을 要約하면 〈表 10〉과 같다.

〈表 10〉 콤바인 固定費 計算內譯

	콤바인 (3條)
購入價格[1] (원)	6,941,000
團體購入時[1]	
政府補助率 (%)	40
政府融資率 (%)	60
個別購入時[1]	
政府融資率 (%)	90
自負擔 (%)	10
融資利子率[1] (%)	6
耐久年數 (年)	8
殘存價額(%, 購入價格基準)	10
修理費係數(〃)	5.00

註 : 1) 價格 및 融資條件등은 1983年基準.

나. 變動費

1) 人件費

刈取, 結束, 脫穀作業을 수행하는 데 따른 콤바인使用 人件費 W_c는 아래와 같이 算定하였다.

$$W_c = (W_h + W_b) \cdot \frac{H_b}{e}$$

W_h : 時間當 農村勞賃

W_b : 콤바인操作員 時間當 勞賃

H_b : ha當收穫에 따른 순수 機械作業時間

e : 作業效率係數

콤바인操作에 필요한 人員은 2人으로 1人은 機械補助員으로 成人男子의 農村勞賃을 적용하였고 機械操作員 1人은 農村勞賃의 1.4倍로 計算하였다.

콤바인의 ha當 純粹作業時間은 農業機械化硏究所의 標準作業能率基準表에 따라 10.8hr/ha로, 作業效率係數는 0.7로 보았다.

위와 같은 내용에 따라 人件費를 計算하면 〈表 11〉과 같다.

〈表 11〉 콤바인 ha當人件費

	콤 바 인
ha當 收穫純粹作業時間	10.8
作 業 効 率 係 數	0.7
ha當 收穫實作業時間	15.4
時間當勞賃(원 : 2人)	2,308
ha 當 人 件 費(원)	35,613

2) 油類費

콤바인 使用에 따른 油類費 F_c는 다음과 같이 計算된다.

$$F_c = P_c \cdot \left(Q_c \cdot \frac{H_b}{e}\right) + V_r$$

P_c : 輕油 1l의 價格

Q_c : 콤바인 時間當 輕油消耗量(l)

V_r : ha當 潤滑油費

콤바인의 使用燃料는 輕油이며 時間當 輕油消費量은 4.6l이다. 潤滑油費는 輕油費用의 10%를 計上하였다. 여기서도 油類費를 私的概念과 社會的概念으로 나누어서 각각 計算하였다. 〈表 12〉는 콤바인油類費 計算內譯이다.

〈表 12〉 콤바인 ha當 油類費 計算內譯

	콤 바 인
ha當 순수 作業時間	10.8
作 業 效 率 係 數	0.7
時間當 輕油消耗量(l)	4.6
輕 油 價 格(원/l)	
農 家 購 入 價 格	277
潛 在 價 格	256
潤滑油費/揮發油費	0.1

다. 收穫作業 慣行費用

콤바인收穫作業費와 慣行作業費를 比較하기 위해 慣行作業을 刈取, 結束, 脫穀의 세 過程으로 나누어 計算하였다.

收穫作業中 脫穀作業은 대개 自動脫穀機를 사용하고 있기 때문에 脫穀作業의 慣行費用은 自動脫穀機의 作業性能을 감안하여 單位當 變動費와 固定費를 計算하였고 刈取 및 結束作業의 慣行費用은 農村振興廳 資料의 ha當 所要時間에 따라 人件費를 計算하여 이를 合算함으로써 收穫作業의 慣行費用을 計算하였다.

1) 刈取 및 結束作業費用

慣行作業의 ha當 刈取時間이 134.7時間, 結束作業時間이 65.6時間이므로 이에 成人男子의 農村勞賃을 乘하여 刈取 및 結束作業費를 〈表 13〉과 같이 計算하였다.

〈表 13〉 刈取 및 結束慣行作業費用

	刈 取	結 束	合 計
慣行作業時間(時間/ha)	134.7	65.6	200.3
時 間 當 人 件 費	962	962	962
慣行作業費用(원/ha)	129,581	63,107	192,689

2) 脫穀作業費用

가) 固定費

自動脫穀機 使用에 따른 固定費計算은 앞의 農機械固定費 計算式과 동일하게 適用하였다. 다만 콤바인使用作業과 慣行作業의 比較分析의 편의를 위해 自動脫穀機의 固定費計算에서는 私的·社會的概念을 무시하고 利子率은 10%를 適用하였다. 自動脫穀機의 耐久年數는 8年, 殘存價額은 購入價格의 10%, 年間修理費는 購入價格의 2.50%로 하였다.

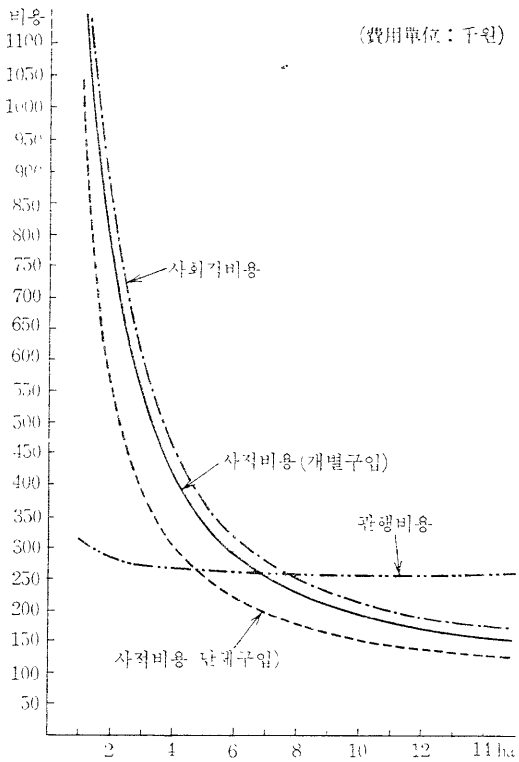
위와 같은 內容을 要約하면 〈表 14〉와 같다.

〈表 14〉 自動脫穀機 固定費 計算內譯

	自動脫穀機
購 入 價 格[1] (원)	292,800
適 用 利 子 率(%)	10
耐 久 年 數(年)	8
殘存價額(%, 購入價格基準)	10
修理費係數(〃)	2.50

註 : 1) 購入價格은 1983年度 基準

〔圖 4〕 콤바인 損益分岐點



나) 變動費

① 人件費

自動脫穀機의 標準作業能率은 收穫量으로 計算되므로 單位面積當의 作業能率로 換算시킨 人件費 W_0는 아래와 같다.

$$W_0 = 4W_h \cdot C/(H_b \cdot e)$$

W_h : 時間當 農村勞賃

C : ha當 米穀生產量

H_b : 自動脫穀機 時間當作業能率

e : 作業效率係數

自動脫穀機의 所要人員은 4人이며, 1983年度 ha當 米穀生產量은 作物統計에 의거 4,750 kg을 적용하였으며 自動脫穀機의 標準作業能率은 農村振興廳 資料에 따라 500kg/hr를 사용하였다. 한편 作業效率係數는 他農機械처럼 0.7로 보았다.

위와 같은 條件에 의한 人件費計算內譯을 보면 〈表 15〉와 같다.

〈表 15〉 自動脫穀機 ha當 人件費

	自動脫穀機
時間當 標準作業能率(kg/hr)	500
作業效率係數	0.7
時間當實作業能率(kg/hr)	350
ha當 米穀生產量(kg)	4,750
ha當 所要時間(hr)	13.6
時間當勞賃(원)	962
ha當 人件費(원)	52,319

② 油類費

自動脫穀機 使用에 따른 油類費도 潛在價格은 제외하고 農家購入價格만을 適用하였다.

自動脫穀機의 使用燃料는 輕油이며 潤滑油費는 輕油費의 10%로 하였다.

〈表 16〉은 自動脫穀機의 油類費計算內譯을 나타내고 있다.

〈表 16〉 自動脫穀機 ha當 油類費 計算內譯

	自動脫穀機
ha當 所要時間(hr)	13.6
時間當 輕油消耗量(l)	1.84
輕油農家購入價格(원/l)	277
潤滑油費/輕油費	0.1

라. 콤바인 損益分岐點

콤바인 購入·使用에 따르는 固定費, 變動費 및 慣行收穫作業費用을 綜合하여 算出한 콤바인의 損益分岐點은 〔圖 4〕에 나타나고 있다.

콤바인 購入에 대한 政府支援은 團體購入時에는 總購入價格의 40% 補助에 60% 融資를 支援해 주고, 個別購入時에도 總購入價格의 90%를 融資해 주고 있다. 政府의 補助金額을

제외하고 農民이 직접 支拂한 私的費用을 기준으로 본 콤바인의 損益分岐點은 團體購入時에는 4.7ha로 나타났고 個別購入時에는 6.9ha로 나타났다. 따라서 農家戶當 耕地面積을 1.1ha로 잡는다면 政府補助下에서는 콤바인 1臺當 平均 5家口 이상이 이용에 共同參與하여야 經濟性이 있는 것으로 나타나고 있다. 그러나 政府補助도 費用으로 간주하는 社會的費用基準 損益分岐點은 7.8ha로 크게 늘어나고 있다.

Ⅳ. 營農機械化센터 資料에 의한 損益分岐點 分析

여기서는 農業協同組合에서 設置·運營하고 있는 營農機械化센터 및 綜合機械化團地에서 農協中央會에 分期別로 作成報告하는 「營農機械化센터 運營實績報告(1983年)」를 기초로 損益分岐點을 算出하고자 한다.

1977年부터 設置되기 시작하여 1983年 現在 全國的으로 382個所가 設置·運營되고 있는 營農機械化센터는 트랙터, 移秧機, 콤바인 등 一連의 農業機械裝備를 갖추고 機械를 賃貸해 주거나 直接 代行作業을 해주고 일정의 手數料를 받는 形態로 運營되고 있다.

「營農機械化센터 運營實績報告」는 이를 作成 提出한 單協別 特性을 反映하고 있기 때문에 費用函數를 推定함에 있어 동일한 假定을 適用할 수 있는 同質의 觀測値(observation)로 이들 實績報告를 간주하기에는 限界가 있었다. 다시 말해서 每年 農協中央會에서는 「農機械共同利用事業指針」을 통하여 各센터의 運營 및 實績報告에 統一性을 기하고자 하고 있으나 各센터別로 주된 運營方式(機械賃貸 또는 代行作業)이나 保有機械臺數 등이 차이를 보이고 있어 이들이 記錄 報告한 運營實績中 費用支出 內譯은 사실상 調整이 불가피하였다. 따라서 費用函數를 推定하기 위하여 다음과 같이 資料를 調整하였다.

• ha當 油類費가 各센터別로 차이를 보이고 있으나 이는 油類費의 變動費的 性格을 감안할 때 그와 같은 차이는 實際發生費用의 차이라기보다는 計理上의 차이인 것으로 보여지며, 따라서 ha當 平均費用이 非正常的인 센터의 資料는 제외하였다.

• 人件費는 各센터別로 運營方式의 차이에 따라 內部職員으로서 固定給을 주는 경우와 外部操作技術者를 日雇하는 경우가 있어 各센터別로 심한 차이를 보이고 있으므로, 이는 變動費的 性格을 갖는 人件費가 計上된 센터의 資料를 통하여 推定 代入하였다.

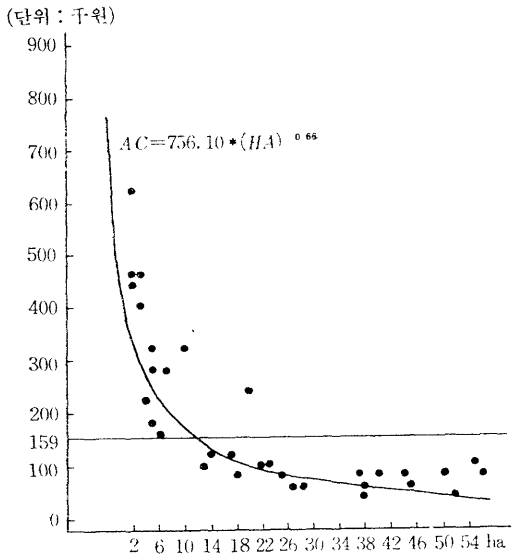
• 固定費로서는 減價償却費와 利子가 있으며 이러한 項目 역시 센터別로 機械購入價格의 차이, 購入時 融資比率의 차이 등으로 인하여 同質의 觀測値로 파악하기는 한계가 있었으나 報告된 資料를 그대로 引用하였다.

• 機械臺數는 保有機械臺數를 기준으로 하여 트랙터 1臺, 移秧機 2臺, 콤바인 1臺를 보유한 센터의 資料를 觀測値로 하였다.

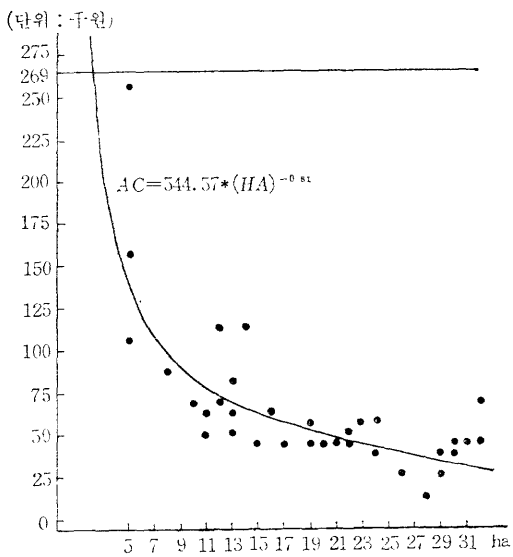
이상과 같은 條件을 만족하는 觀測値에 대한 農機械別 散布圖는 〔圖 5~7〕과 같으며 調整된 資料를 基礎로 하여 費用函數를 推定한 결과는 아래와 같다[4].

4) *AC:* 平均費用
HA: ha
( ) : *t*-value를 표시함.
** : 99% 有意水準을 나타내고 있음.

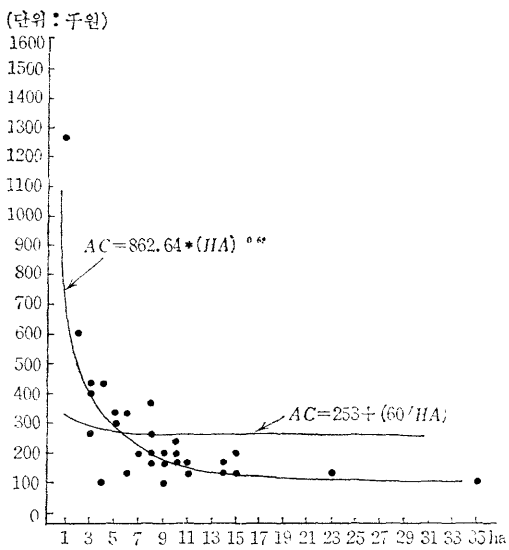
〔圖 5〕 트랙터 平均費用 散布圖



〔圖 6〕 移秧機 平均費用 散布圖



〔圖 7〕 콤바인 平均費用 散布圖



• 트랙터

$$lnAC = 6.64 - 0.66lnHA$$
$$(49.309)^{**} \quad (13.789)^{**}$$

R^2 : 0.8716 F : 190.192**

• 移秧機

$$lnAC = 6.30 - 0.81lnHA$$
$$(19.616)^{**} \quad (7.197)^{**}$$

R^2 : 0.5968 F : 51.802**

• 콤바인

$$lnAC = 6.76 - 0.68lnHA$$
$$(40.577)^{**} \quad (8.780)^{**}$$

R^2 : 0.7335 F : 77.085**

위와 같이 推定된 費用函數를 基礎로 慣行作業費用과 일치하는 損益分岐點을 算定한 결과 트랙터는 10.8ha, 移秧機는 2.4ha, 콤바인은 5.7ha로 나타났다.

V. 農機械別 損益分岐點 推移展望

農業機械使用의 損益分岐點 移動에 영향을 미치는 主要要因은 農機械價格(P), 資本의 機會費用(i), 農機械의 耐久年數(n), 勞賃水準(W) 및 油類價格(F) 등이다.

여기에서는 트랙터, 移秧機, 콤바인의 損益分岐點이 2000年까지 어떻게 변화할 것인가에 대하여 上記 諸變數에 대한 몇가지 假定을 前提로 하여 展望하고자 한다.

첫째, 農機械價格은 에너지價格 및 鐵鋼材價格의 안정과 年 2% 정도의 農機械製作 生産性增加分에 힘입어 1990年까지는 物價上昇分을 控除한 實質價格基準으로 1983年과 같은

〈表 17〉 主要農機械의 損益分岐點推移展望

(단위 : ha)

		1983	1985	1990	1995	2000
트랙터(22마력)	社會的費用基準	12.9	11.1	8.6	7.4	6.5
	私的費用基準(團體)	9.5	8.1	6.3	5.4	4.7
	私的費用基準(個別)	13.1	11.3	8.7	7.5	6.5
트랙터(50마력)	社會的費用基準	30.6	25.8	19.5	16.7	14.5
	私的費用基準(團體)	22.7	19.0	14.3	12.2	10.6
	私的費的基準(個別)	31.5	26.5	19.9	16.9	14.7
移秧機(動力2條)	社會的費用基準	3.6	2.9	2.0	1.8	1.5
	私的費用基準(團體)	2.7	2.1	1.6	1.2	1.0未滿
	私的費用基準(個別)	3.7	2.9	2.0	1.7	1.5
移秧機(動力4條)	社會的費用基準	4.3	3.5	2.6	2.1	1.8
	私的費用基準(團體)	2.9	2.5	1.8	1.5	1.3
	私的費用基準(個別)	4.1	3.3	2.4	1.9	1.8
콤바인	社會的費用基準	7.8	6.8	5.4	4.6	4.1
	私的費用基準(團體)	4.7	4.1	3.2	2.8	2.5
	私的費用基準(個別)	6.9	6.1	4.8	4.1	3.6

註 : 1) 私的費用 基準에 있어서 政府支援率은 1983年 現行支援率 基準임.

價格水準으로 假定하였고 그 이후 2000年까지는 原資材 및 에너지價格의 上昇 등으로 農機械價格은 實質價格基準으로 3% 정도 上昇하는 것으로 假定하였다[5].

둘째, 油類價格 역시 1990年까지는 약한 安定勢를 보이다가 그 이후 2000年까지는 實質價格이 每年 2% 정도 상승하는 것으로 보았다.

세째, 農村勞賃指數는 1人當 國民所得이 증가하는 것과 같은 정도로 상승할 것으로 보았다. 1990年까지 農村勞賃增加率은 年平均 6%로 假定하였고 1990年 이후 2000年까지는 農村勞賃이 年平均 5%로 증가할 것으로 假定하였다.

上記와 같은 假定으로 트랙터, 移秧機, 콤바인의 損益分岐點 推移를 2000年까지 展望하여 〈表 17〉과 같은 결과를 導出하였다. 〈表 17〉에서 보는 바와 같이 2000年代에는 農業人口가 현재의 半으로 減少하여 戶當耕地面積이 현재 戶當 平均耕地面積의 2倍 또는 3倍가 된다고 하여도 移秧機를 제외하고는 家口單位에서 農機械를 保有하게 될 展望은 없다. 콤바인의 경우에는 現在와 같이 政府補助를 40% 支援할 경우 2000年頃 損益分岐點이 2.5ha가 되어 家口單位에서 保有할 수도 있게 될 것이다. 그러나 政府支援이 없을 경우에는 約 4ha가 되어 트랙터와 함께 共同利用組織을 活用하는 것이 經濟的인 것으로 展望된다.

5) 農機械生産에 있어 鐵鋼部門이 차지하고 있는 比重은 0.5, 勞賃部門이 차지하는 比重은 0.3, 그리고 에너지部門이 차지하는 比重은 0.2로 하여 각 部門別 原價上昇要因을 同比重으로 加重平均하여 農機械上昇指數를 推定하였음.

Ⅵ. 綜合 및 結論

1980年을 前後하여 새마을機械化營農團과 같이 農民主導로 進行되고 있는 農業機械化에 대한 經濟性分析 결과 現行 40%의 政府補助體制下에서는 트랙터(22마력)가 9.5ha, 移秧機(4條)가 2.9ha, 그리고 콤바인이 4.7ha에서 損益分岐點이 결정되고 있는 것으로 나타났다.

트랙터의 경우에 있어서는 50마력에 비하여 22마력이 損益分岐點을 이루는 面積이 낮을 뿐 아니라 1983年 現在의 價格體系下에서는 作業面積이 30ha 정도까지 擴大되어도 22마력 中小型의 平均費用이 계속 낮은 것으로 計算되었다. 그러나 移秧機에 있어서는 對象作業面積이 4ha에 이르기까지는 動力 2條 移秧機의 平均費用이 낮으나 作業面積이 4ha 이상일 경우에는 動力 4條 移秧機가 더욱 유리한 것으로 나타났다. 이와 같이 트랙터에 있어서는 中小型이, 그리고 移秧機에 있어서는 大型이 더욱 經濟性이 있는 것으로 分析되고 있는 것은 최근 農民들의 購買選好度와 일치하고 있다.

콤바인使用의 損益分岐點은 政府의 40% 補助를 전제로 할 경우 4.7ha 정도에서 損益分岐點이 결정되었으며 作業面積이 20ha까지 擴大될 경우 ha當 平均機械作業費用은 ha當 平均慣行作業費用의 70% 수준까지 減少되는 것으로 나타났다.

새마을機械化營農團의 資料不足으로 1983年 이전에 設置되어 현재 運營中인 農業協同組合의 營農機械化센터 資料를 이용하여 實證分析하여 본 결과 역시 性能試驗資料에 의한 결과와 비슷하게 導出되었다.

이와 같은 經濟性分析의 政策的 意味는 우리나라에 있어 農業機械의 損益分岐點이 家口當 平均耕地面積을 훨씬 초과하고 있기 때문에 共同利用組織이 불가피하다는 사실이며, 앞으로 農業機械化의 成功的 發展與否는 그러한 共同利用組織이 어떻게 원만히 運營되느냐에 달려 있다는 사실이다.

主要變數에 대한 몇 가지 假定을 전제로 2000年까지 트랙터, 移秧機, 콤바인의 損益分岐點을 推定해 본 결과 現行과 같은 40% 政府補助를 전제로 할 경우 트랙터는 9.5ha에서 4.7ha로 移秧機는 2.9ha에서 1.3ha로 콤바인은 4.7ha에서 2.5ha로 현격히 감소할 것으로 展望되었다. 그러나 政府支援을 고려하지 않을 경우 2000年의 機種別 損益分岐點은 트랙터가 6.5ha, 移秧機가 1.8ha, 그리고 콤바인이 3.6ha로 나타나고 있다. 이것은 2000年頃에도 일부 大農을 제외하고는 農機械共同利用組織의 效率的 運營이 農機械政策의 主要課題로 남을 것임을 示唆하는 것이라 하겠다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

農水産部, 『'83 農業機械保有狀況』, 1983.

_____, 『農業機械業務便覽』, 1982.

農業機械化硏究所, 『1983年度 試驗硏究報告書』, 農村振興廳, 1984.

農協中央會, 『農機械共同利用類型別 運營實態調査』, 1981.

_____, 『農機械共同利用組織에 關한 硏究』, 1982.

_____, 『農機械共同利用組織의 現況 및 運營實態調査報告』, 1980.

_____, 『農業機械事後奉仕에 관한 調査硏究』, 1982.

_____, 『韓國農業의 機械化』, 1983.

_____, 『'81 綜合農業機械化示範事業評價報告』, 1982.

農村振興廳, 『農機械利用組織에 關한 硏究』, 1983.

文八龍, 『農業機械化의 政策課題』, 韓國開發硏究院, 1980.

林栽煥, 『農業機械化의 投資效果分析』, 韓國開發硏究院, 1980.

鄭昌柱, 「農業機械化의 現況과 課題」, 『韓國農業生産性提高의 巨視的 課題와 對策』, 韓國農業科學協會, 1982.

鄭弘祐 外 3人, 『導入噴霧機 利用에 關한 經濟的 硏究』, 農村振興廳, 1981.

_____, 『麥類機械化 收穫作業에 關한 經濟性分析』, 農村振興廳, 1983.

_____, 『麥類機械化 示範團地의 經濟性分析』, 農村振興廳, 1981.

_____, 『水稻機械化 示範團地內 移秧機 刈取機의 經濟性分析』, 農村振興廳, 1980.

_____, 「立地別 適正營農機械化模型設定에 關한 硏究」, 『農業經濟硏究』, 韓國農村經濟硏究院, 1983.

朱宗桓, 『農業機械化와 營農組織』, 一潮閣, 1981.

崔在甲 外 4人, 『農業機械學』, 鄕文社, 1974.

韓國農村經濟硏究院, 『農業構造改善과 機械化戰略』, 1979.

_____, 『農業機械化 長期計劃을 위한 基礎硏究』, 1983.

_____, 『農業勞動力 減少와 營農機械化』, 1980.

G.T. Stevens Jr., *Economic and Financial Analysis of Capital Investments,* John Wiley & Sons Inc., 1979.

〈附表 1〉 트랙터 ha當 平均費用

(단위 : 원)

ha	22 마 력			50 마 력		
	社會的費用基準	私的費用(團體購入)	私的費用(個別購入)	社會的費用基準	私的費用(團體購入)	私的費用(個別購入)
1	1,502,580.8	1,094,966.8	1,504,494.8	3,204,720.7	2,325,695.8	3,207,690.6
2	774,113.0	571,262.9	776,026.9	1,630,080.7	1,192,053.2	1,633,050.6
3	531,290.3	396,695.0	533,204.3	1,105,200.7	814,172.3	1,108,170.6
4	409,879.0	309,411.0	411,793.0	842,760.6	625,231.9	845,730.6
5	337,032.2	257,040.6	338,946.2	685,296.6	511.867.6	688,266.6
6	288,467.7	222,127.0	290,381.7	580,320.6	436,291.5	583,290.6
7	253,778.7	197,188.7	255,692.7	505,337.8	382,308.5	508,307.8
8	227,762.0	178,485.0	229,676.0	449,100.6	341,821.3	452,070.6
9	207,526.8	163,937.7	209,440.8	405,360.6	310,331.2	408,330.6
10	191,338.6	152,299.8	193,252.6	370,368.6	285,139.1	373,338.6
11	178,093.8	142,777.9	180,007.8	341,738.8	264,527.4	344,708.8
12	167,056.4	134,843.0	168,970.4	317,880.6	247,351.0	320,850.6
13	157,717.0	128,128.9	159,631.0	297,692.9	232,817.2	300,662.9
14	149,711.9	122,373.9	151,625.9	280,389.2	220,359.6	283,359.2
15	142,774.1	117,386.2	144,688.1	265,392.6	209,563.0	268,362.6
16	136,703.6	113,022.0	138,617.5	252,270.6	200,115.9	255,240.6
17	131,347.2	109,171.3	133,261.2	240,692.4	191,780.3	243,662.4
18	126,585.9	105,748.4	128,499.9	230,400.6	184,370.9	233,370.6
19	122,325.9	102,685.8	124,239.9	221,192.2	177,741.4	224,162.2
20	118,491.9	99,929.5	120,405.9	212,904.6	171,774.9	215,874.6
21	115,023.0	97,435.6	116,937.0	205,406.3	166,376.6	208,376.3
22	111,869.4	95,168.5	113,783.4	198,589.7	161,469.0	201,559.7
23	108,990.1	93,098.5	110,904.1	192,365.8	156,988.2	195,335.8
24	106,350.7	91,201.1	108,264.7	186,660.6	152,880.8	189,630.6
25	103,922.5	89,455.4	105,836.5	181,411.8	149,102.0	184,381.8
26	101,681.1	87,844.0	103,595.1	176,566.8	145,613.9	179,536.8
27	99,605.7	86,351.9	101,519.6	172,080.6	142,384.1	175,050.6
28	97,678.5	84,966.5	99,592.5	167,914.9	139,385.1	170,884.9
29	95,884.2	83,676.6	97,798.2	164,036.5	136,592.9	167,006.5
30	94,209.6	82,472.7	96,123.6	160,416.6	133,986.8	163,386.6
31	92,643.0	81,346.4	94,557.0	157,030.3	131,548.8	160,000.3
32	91,174.3	80,290.6	93,088.3	153,855.6	129,263.2	156,825.6
33	89,794.6	79,298.7	91,708.6	150,873.3	127,116.2	153,843.3
34	88,496.1	78,365.2	90,410.1	148,066.5	125,095.5	151,036.5
35	87,271.8	77,485.0	89,185.8	145,420.0	123,190.2	148,390.0
36	86,115.5	76,653.7	88,029.5	142,920.6	121,390.8	145,890.6
37	85,021.7	75,867.4	86,935.7	140,556.3	119,688.6	143,526.3
38	83,985.5	75,122.4	85,899.5	138,316.4	118,076.0	141,286.4
39	83,002.4	74,415.7	84,916.4	136,191.4	116,546.1	139,161.4
40	82,068.5	73,744.3	83,982.5	134,172.6	115,092.7	137,142.6

〈附表 2〉 移秧機 ha當 平均費用

(단위 : 원)

ha	動力 2 條			動力 4 條		
	社會的費用	私的費用(團體購入)	私的費用(個別購入)	社會的費用	私的費用(團體購入)	私的費用(個別購入)
1	471,120.6	384,160.4	455,084.1	592,331.8	452,184.2	559,008.0
2	330,445.1	291,900.0	327,361.9	380,448.8	313,223.1	366,634.9
3	283,553.3	261,146.6	284,787.8	309,821.1	266,902.7	302,510.6
4	260,107.4	245,769.8	263,500.8	274,507.3	243,742.5	270,448.3
5	246,039.8	236,543.6	250,728.4	253,319.0	229,846.2	251,211.0
6	236,661.3	230,392.8	242,213.5	239,193.5	220,582.1	238,386.1
7	229,962.4	225,999.6	236,131.6	229,103.7	213,965.0	229,225.6
8	224,938.4	222,704.6	231,570.1	221,536.5	209,002.1	222,355.1
9	221,030.8	220,141.8	228,022.2	215,650.8	205,142.1	217,011.4
10	217,904.6	218,091.6	225,184.0	210,942.3	202,054.1	212,736.5
11	215,346.9	216,414.1	222,861.7	207,089.9	199,527.5	209,238.8
12	213,215.5	215,016.3	220,926.6	203,879.6	197,422.1	206,324.1
13	211,411.9	213,833.4	219,289.1	201,163.1	195,640.5	203,857.8
14	209,866.1	212,819.6	217,885.6	198,834.8	194,113.5	201,743.8
15	208,526.3	211,940.9	216,669.2	196,816.8	192,790.1	199,911.6
16	207,354.1	211,172.1	215,604.9	195,051.2	191,632.1	198,308.6
17	206,319.6	210,493.7	214,665.7	193,493.1	190,610.2	196,894.0
18	205,400.2	209,890.7	213,830.9	192,108.3	189,702.0	195,636.6
19	204,577.6	209,351.1	213,084.0	190,869.3	188,889.3	194,511.6
20	203,837.1	208,865.6	212,411.8	189,754.1	188,158.0	193,499.2
21	203,167.3	208,426.3	211,803.6	188,745.1	187,496.3	192,583.1
22	202,558.3	208,026.8	211,250.6	187,827.9	186,894.7	191,750.3
23	202,002.3	207,662.2	210,745.8	186,990.4	186,345.4	190,990.0
24	201,492.6	207,327.9	210,283.1	186,222.8	185,842.0	190,293.0
25	201,023.6	207,020.4	209,857.3	185,516.4	185,378.8	189,651.8
26	200,590.8	206,736.5	209,464.4	184,864.5	184,951.2	189,059.8
27	200,190.0	206,473.6	209,100.4	184,260.8	184,555.3	188,511.8
28	199,817.9	206,229.6	208,762.6	183,700.3	184,187.7	188,002.8
29	199,471.4	206,002.4	208,448.0	183,178.4	183,845.4	187,529.0
30	199,148.0	205,790.3	208,154.4	182,691.3	183,526.0	187,086.8

〈附表 3〉 콤바인 및 慣行作業 ha當 平均費用

(단위 : 원)

ha	콤바인			慣行作業
	社會的費用	私的費用 (團體購入)	私的費用 (個別購入)	
1	1,643,006.0	1,032,868.4	1,471,193.0	312,232.9
2	849,302.5	545,053.0	764,215.5	282,411.2
3	584,734.6	382,448.0	528,556.3	272,470.6
4	452,450.8	301,145.8	410,726.8	267,500.3
5	373,080.2	252,364.2	340,029.2	264,518.0
6	320,166.6	219,843.1	292,897.3	262,529.8
7	282,371.3	196,613.8	259,231.7	261,109.8
8	254,024.8	179,191.9	233,982.5	260,044.8
9	231,977.3	165,641.5	214,344.2	259,216.3
10	214,339.5	154,801.2	198,633.7	258,553.7
11	199,908.5	145,931.8	185,779.5	258,011.4
12	187,882.8	138,540.6	175,067.8	257,559.6
13	177,707.1	132,286.6	166,003.9	257,177.3
14	168,985.0	126,926.1	158,235.0	256,849.6
15	161,425.9	122,280.2	151,501.8	256,565.6
16	154,811.8	118,215.1	145,610.4	256,317.1
17	148,975.7	114,628.1	140,412.0	256,097.8
18	143,788.0	111,439.9	135,791.2	255,902.9
19	139,146.5	108,587.1	131,656.9	255,728.5
20	134,969.1	106,019.7	127,935.9	255,571.5
21	131,189.6	103,696.8	124,569.4	255,429.6
22	127,753.6	101,585.0	121,508.8	255,300.4
23	124,616.4	99,656.8	118,714.4	255,182.6
24	121,740.8	97,889.4	116,153.0	255,074.5
25	119,095.1	96,263.4	113,796.4	254,975.1
26	116,652.9	94,762.4	111,621.1	254,883.4
27	114,391.6	93,372.6	109,606.9	254,798.4
28	112,291.9	92,082.1	107,736.6	254,719.5
29	110,336.9	90,880.6	105,995.3	254,646.1
30	108,512.3	89,759.2	104,370.0	254,577.5

賃貸住居서비스需要分析

——計量經濟學的 接近方法의 問題點 및 政策的 意味를 中心으로——

金 仲 秀

▷ 目 次 ◁

Ⅰ. 序
Ⅱ. 模型의 定立
Ⅲ. 實證分析 結果
Ⅳ. 住宅補助金政策에 따른 住宅 및 賃貸料負擔 效果分析
Ⅴ. 要約, 政策的 意味 및 結語

Ⅰ. 序

國民의 住居서비스를 증진시키기 위한 施策의 一還으로 賃貸住宅建設促進에 관한 政策的 方案이 최근에 활발히 摸索되고 있다. 이는 현재까지 暗默的으로 가정되어 온 自家所有促進政策으로부터 탈피하여 賃貸住居를 더욱 보편화시키는 방향으로의 政策轉換이라 볼 수 있다.

筆者：韓國開發研究院 副研究委員

* 草稿를 읽고 有益한 批評을 하여 준 李元暎 博士, 研究補助를 하여준 金暎姬 主任研究員, 金振榮 研究員 및 崔銀姬 研究員에게 感謝를 표한다. 本研究의 어떠한 誤謬도 全的으로 筆者의 責任임을 밝혀 둔다.

지금까지 우리나라 住宅政策의 根幹은 住宅普及率 提高에 있었다. 다시 말하면, 달성되어야 할 普及率을 政策的으로 설정한 후, 이 목표의 달성을 위해서 新規住宅建設量의 極大化를 추구하여야 했다. 한편 新規로 공급되는 住宅은 自家所有를 증진시키기 위하여 賃貸보다는 分讓方法을 택하였다.

住宅의 自家所有라는 概念은 사실상 住宅供給者나 需要者 兩側에게 住宅의 賃貸라는 概念보다는 더 바람직한 현상이었다. 즉 供給者의 側面에서 보면 住宅金融의 역할이 미미한 現況下의 自家分讓은 投資된 資金 및 收益의 即刻的 回收를 의미하고 따라서 去來費用(transaction costs)을 減少시키는 결과를 가져오게 되었고, 需要者의 立場에서는 新規住宅에 대한 價格統制政策의 施行에 따라 新規住宅의 價格이 市場에서 形成되는 實價보다 낮게 策定되었으므로 新規住宅에 대한 超過需要(excess demand) 현상이 惹起되었다. 이러한 與件下에서는 住宅價格이 一般物價보다 더 높은 上昇率을 나타내 住宅所有에 따른 資產增

殖(capital gains)效果를 누리기 위해서도 需要者 역시 賃貸보다 소유를 選好하게 되었던 것이다.

이러한 현상이 長期的 觀點에서 持續的인 안정성을 유지하는 "바람직한" 균형을 이루지 못하는 이유는 우리나라의 경우 根本的으로 住宅需給이 市場機能(market mechanism)만으로는 균형을 얻지 못한다는 데 있다. 住宅市場 不均衡狀態를 야기시키게 된 需給上의 因果關係를 설명하면, 복합적으로 相互聯關되는 要因들이기는 하나, 住宅金融市場의 未發達, 所得 특히 富의 분배의 상대적 惡化趨勢, 住宅購買力提高를 度外視한 住宅供給促進策에 局限된 住宅政策, 또한 社會正義 次元에서 施行된 住宅投機防止對策들로 인하여 住宅需要가 상대적으로 감소하게 되었다. 한편 坐地 및 建築資材費 上昇現象下에서 住宅供給者에 대한 價格統制政策의 施行은 企業利潤의 감소를 가져와 供給量의 下落을 超來하게 되었다. 이에 따라 住宅市場에서의 需給量은 상대적으로 감소하게 되었다.

물론 이렇게 減少된 需給量도 事後的으로(ex post) 보면 일시적으로 均衡點에 도달하였다고 이해할 수도 있다. 단지 이러한 균형이 內在的 安定性을 缺如하고 있다는 사실이 經濟·社會的으로 問題가 되고 있는 것이다. 理論的 觀點에서 위의 현상이 균형을 成就한 것인가는 論爭의 대상이 될 수 있으나, 社會政策的 眼目에서는 위의 현상이 바람직하지 않는 것으로 歸結된다는 점에 住宅問題의 어려움이 있다고 할 수 있다. 즉 住宅이라는 財貨는 一般消費財와 달리 國民生活의 必須財이므로 經濟財와 다른 屬性을 또한 지니고 있는 것이다. 國民福祉增進 次元에서 政府의 介入이 이루어지고 있다는 의미에서 住宅은 一種의 公共財로서의 특성도 지니고 있는 것이다. 구체적으로 예를 들면, 住宅供給量에 비하여 家口數의 相對的 증가는 住宅에 대한 社會的 需要(social needs)를 증가시킬 것이나, 이것이 바로 購買力을 수반하여야 한다는 經濟的 의미에서의 住宅需要(demand for housing)와 연결될 보장은 없는 것이다. 따라서 市場經濟機能의 視角下에서 家口數의 증가는 住宅需要에 직접적 영향이 없는 變數로 간주되며 이에 따른 住宅供給의 증가가 기대되지는 않으나, 社會政策的 관점에서는 家口數의 증가가 住宅供給의 증가를 요구하는 社會的 壓力(social pressure)으로 작용하게 되는 것이다.

위와 같은 住宅需給의 현상에 대처하며 국민의 住居서비스 增進對策으로서 현재 政策的으로 論議되고 있는 施策이 賃貸住宅建設促進方案이다. 현재 우리나라 都市家口의 상당 비율이 自家所有 아닌 賃貸住宅에 居住하고 있다. 예를 들면, 서울의 住宅普及率은 60%에도 미치지 못하고 있으며, 自家居住家口의 比率은 50% 미만인 것이다. 이럼에도 불구하고 賃貸需要에 대한 深層分析은 현재까지 거의 이루어지지 않은 상태이다.

本論文은 두 가지 목적을 지니고 있다. 첫째, 賃貸住宅需要의 決定要因을 計量經濟學的 接近方法을 사용하여 識別하고, 둘째, 賃貸住居서비스의 수요에 영향을 미치는 두 主要變數는 所得과 價格이므로 所得補助政策 또는 賃貸住宅價格統制政策 등이 施行되었을 경우 賃貸需要에 미치는 영향을 分析·考察하고자 한다. 한편 計量經濟學的 관점에서 보면, 기존의 資料로서 이러한 實證分析을 하는 데에는 다음의 세가지 問題點, 즉 標本選擇偏倚의

考慮方法, 特性勘案價格指數의 推定方法 및 恒常所得假說의 適用方法 등의 문제가 提起된다. 따라서 本論文은 이러한 問題點들의 解決方法 등에 대해서도 論議하고자 한다. 本論文은 다음과 같이 전개된다. 第Ⅱ章에서는 上述한 賃貸住宅需要推定에 따르는 理論的·計量經濟學的 側面에서의 세 가지 問題點에 대한 소개와 論議가 있고, 第Ⅲ章에서는 實證推定結果에 대한 분석이 다루어지며, 第Ⅳ章에서는 所得補助 또는 賃貸價格統制政策이 賃貸家口의 福祉 및 住宅需要에 미치는 효과에 대한 分析 및 檢證이 이루어지며, 第Ⅴ章에서는 本硏究結果의 要約, 政策的 意味와 結語가 제시된다.

Ⅱ. 模型의 定立 : 理論的 考察

賃貸住居서비스需要模型은 消費者 選擇理論을 배경으로 定式化할 수 있다. 즉 個人의 效用函數를 豫算制約條件下에 極大化시키면 賃貸住居서비스需要量에 대한 函數式이 導出된다.

$$Q=Q(p, y, Z) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

式(1)에서 Q는 賃貸住居서비스需要量, p, y, Z는 각기 賃貸住居서비스의 其他財貨에 대한 相對價格, 實質所得 및 기타 外生變數(예를 들면 消費者의 嗜好 및 家口特性)의 「벡타」(vector)를 나타낸다.

위와 같은 傳統的 需要函數 形態를 이용하여 賃貸住居서비스의 需要를 推定하는 데에는 다음의 理論的 및 資料의 制約에 기인하는 問題點들이 제기된다. 첫째, 標本選擇偏倚問題이다. 근본적으로 式(1)은 社會母集團(population) 全構成員에 適用될 수 있는 函數式이나 賃貸資料에 관한 情報는 自家所有 아닌 借家居住者에게서만 蒐集可能하다는 점이다. 다시 말해서, 住居서비스의 消費需要行態函數는 市場內의 모든 成員에 適用되나 賃貸料의 資料蒐集은 실제로 資料蒐集 당시 借家居住者에 한하여 얻어지기 때문이다. 예를 들면, t時點에서 資料를 수집하였을 경우 $t-1$이나 $t+1$ 時點에 借家를 需要할 消費者가 t時點에 自家를 소유하고 있을 경우, 이 消費者의 借家需要行態는 市場分析에서 제외되게 되는 것이다. 즉 標本센서링(sample censoring)問題가 제기되는 것이다. 이 問題를 보완하는 한 가지 方法은 自家所有者의 歸屬賃貸料(imputed rents)를 推定하여 母集團 全員의 賃貸需要行態를 분석할 수도 있다[1]. 그러나 歸屬賃貸料推定은 그 推定過程이 복잡하고 推定値의 統計的 信賴性이 높지 않기 때문에 이를 統計的으로 해결하는 방법이 後述하는 標本選擇偏倚 矯正方法이다.

둘째, 式(1)을 推定하기 위해서는 需要量과 價格變數들이 觀測可能하여야 한다. 그러나 실제로 관측되는 資料는 $p\times Q$라 할 수 있는 賃貸料(R)인 것이다. 즉 Q는 住宅의 사용에서 創出되는 서비스의 量을 의미하고, p는 이 서비스의 單位當 相對價格(즉 numeraire good에 대한)을 나타내므로 Q와 p 모두가 觀測可能하지 않는 變數들(unobservable variables)인 것이다[2]. 이를 해결하는 방법이 다음에 論議

1) 예를 들면, 自家住宅價格의 機會費用만큼을 賃貸料로 支拂하고 있는 것으로 간주할 수 있다.
2) p가 관측되지 않아 이 變數가 住宅需要函數 推定에서 省略되었을 때 일어나는 推定된 係數들의 偏倚에 대해서는 Polinsky(1977)의 說明 參照.

되는 特性勘案價格指數 推定方法으로서 p에 대한 指數를 推計한 후, 推計된 $\hat{p}$을 이용하여 $\hat{Q}=R/\hat{p}$에서 $\hat{Q}$을 推計하는 방법이다. $\hat{p}$의 推定은 住居서비스를 創出하는 變數(Z_1)들을 R에 영향을 주는 다른 變數(Z_2)들과 함께 R을 설명하는 方程式에 포함시켜 Z_1의 係數들을 이용하여 推計하는 것이다.

세째, 住居서비스와 같은 耐久消費財는 計測된 家計所得(measured household income; y_M)보다는 恒常所得(y_P)의 函數라는 것이 일반적으로 통용되는 假說이다. 本硏究에서는 y_M과 y_P 중 어떤 變數의 統計的 有意性이 더 높은가와 더불어 y_M-y_P인 y_T(臨時所得)와 y_M의 賃貸住居서비스需要에 미치는 相對的 영향력에 대하여도 統計的으로 檢證할 것이다. 위의 假說檢證에 따르는 難點은 y_M을 y_P와 y_T로 어떻게 分轄(decomposition)하는가 하는 방법이다. 本硏究에서는 人的資本(human capital)理論에 根據하여 y_P를 推計한 후 $\hat{y}_T=y_M-\hat{y}_P$을 이용하여 $\hat{y}_T$을 구한다. 위의 세 가지 문제점에 대한 자세한 설명은 아래와 같다.

1. 標本選擇偏倚

標本選擇偏倚(Sample Selection Bias, SSB) 問題는 根本的으로 標本에 선택된 成員의 특성이 標本選擇에서 제외된 成員(member)의 특성에 비하여 體系的(systematically)으로 異質的(heterogeneous) 特性을 지니고 있는가를 고려하는 방법이라 할 수 있다[3]. 標本센서링 問題는 Tobin(1958)이 제안한 Tobit(Tobin's probit)를 시초로 하여 Amemiya(1973), Gronau(1974), Heckman(1976) 등에 의하여 발전되어 왔다[4].

Heckman의 記法을 따라 SSB의 特性을 설명하면 다음과 같다. N名의 母集團을 대상으로 하여 다음의 두 式이 定式化되었다고 假定하자.

$$Y_{1i}=X_{1i}\beta_1+U_{1i}\cdots(2)$$
$$Y_{2i}=X_{2i}\beta_2+U_{2i}\cdots(3)$$
$$(i=1,2\cdots,N).$$

本硏究의 예를 들어 Y_{1i}는 賃貸料를 나타내며, Y_{2i}는 住宅의 占有形態(housing tenure)를 나타낸다고 하자. 論議의 편의를 위하여 式(2)와 (3)은 각기 最小自乘法(OLS) 推定을 위한 統計的 조건들을 충족시킨다고 假定하자. 이 경우 母集團의 일부 成員의 Y_1이 標本에 選擇되지 않아 관측되지 않았다고 하면, 즉 自家所有家口의 賃貸料 母集團을 기준으로 式(2)를 推定할 때,

$$E(Y_{1i}|X_{1i})=X_{1i}\beta_1\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4)$$

가 成立하나, Y_1이 관측된 資料만 사용하는 標本에서는

$$E(Y_{1i}|X_{1i},\phi)=X_{1i}\beta_1+E(U_{1i}|\phi)\quad\cdots(5)$$

의 條件式이 성립될 것이다. 여기서 ϕ는 標本選擇基準을 나타낸다. 式(5)에서 Y_1의 관측이 Y_2의 數値에 의하여 결정된다고 가정하자. 즉

3) 本硏究의 論議는 標本센서링 問題에 국한하며, 이보다 더 포괄적인 標本截頭(sample truncation) 問題는 다루지 않는다. 前者는 本硏究에서와 같이 母集團의 일부 成員의 特殊變數들에 대한 資料가 蒐集되지 않는 경우이며, 後者는 일부 成員이 標本選擇過程에서 빠져 이들에 대한 資料가 전혀 蒐集되지 않는 경우를 뜻한다. 예를 들면 母集團中 所得水準이 어느 정도 以下인 成員에 대한 서베이(survey)를 하였을 경우가 後者에 해당된다. 이에 대한 자세한 論議는 Amemiya (1973) 參照.

4) 한정된 從屬變數(limited dependent variable)와 定性變數(qualitative variable)의 사용에 따르는 計量經濟學的 論議는 Maddala(1983) 參照.

Y_2가 標本選擇基準(ϕ)의 역할을 하여 $Y_2 \geq 0$이면 Y_1이 관측되고 $Y_2 < 0$이면 Y_1이 관측되지 않는다고 하자. 예를 들면 借家의 경우 $Y_2 = 1$, 自家所有의 경우 $Y_2 = 0$에 해당된다. 일반적으로,

$$E(U_{1i} | X_{1i}, \phi) = E(U_{1i} | X_{1i}, Y_{2i} \geq 0)$$
$$= E(U_{1i} | X_{1i}, U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) \cdots\cdots\cdots (6)$$

式(2)와 (3)에서 $E(U_{1i}U_{2i}) = 0$가 성립하면, Y_1이 관측되지 않은 成員이 Y_2와 무관하게 無作爲(randomly)로 제외되었을 경우와 동일한 효과를 나타내므로 式(6)의 U_{1i}의 條件附平均値(conditional mean)는 零인 것이다. 일반적인 경우, 零이 아니라면 標本內에서의 回歸式은 다음과 같이 表示된다.

$$E(Y_{1i} | X_{1i}, Y_{2i} \geq 0)$$
$$= X_{1i}\beta_1 + E(U_{1i} | U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) \quad \cdots (7)$$

式(2)와 式(7)을 비교하여 보면, 式(7)의 마지막 項이 式(2)에 빠져 있음을 알 수 있다. 따라서 標本에서 蒐集된 자료를 이용하여 式(2)를 推定할 경우, 傳統的인 省略變數(omitted variable)의 問題가 惹起되어 式(2)를 사용하여 推定된 係數들이 偏倚되어 있음을 알 수 있다. 이러한 偏倚는 U_{1i}와 U_{2i}의 相關關係에서 緣由하는 것이다.

이 偏倚를 고려하기 위한 Heckman의 방법은 다음과 같다. U_{1i}와 U_{2i}의 結合密度(joint density)函數인 $h(U_{1i}, U_{2i})$가 二變量正規分布(bivariate normal density)를 갖는다고 假定하면 Johnson-Kotz(1972)의 결과에 따라 아래와 같은 關係를 얻을 수 있다[5].

$$E(U_{1i} | U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) = \frac{\sigma_{12}}{(\sigma_{22})^{1/2}}\lambda_i \cdots (8)$$

$$E(U_{2i} | U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) = \frac{\sigma_{22}}{(\sigma_{22})^{1/2}}\lambda_i \cdots (9)$$

$Z_i = -\frac{X_{2i}\beta_2}{(\sigma_{22})^{1/2}}$라 할 때,

$$\lambda_i = \frac{f(Z_i)}{1-F(Z_i)} = \frac{f(Z_i)}{F(-Z_i)} \cdots\cdots\cdots (10)$$

로 나타내어진다. $f(\cdot)$과 $F(\cdot)$는 각기 標準正規變量(standard normal variate)의 確率密度函數(probability density function)와 分布函數(distribution function)를 나타낸다[6].

式(7)~(10)을 綜合하여 Heckman의 방법을 要約하면 式(10)에서 λ_i를 推定하여 이를 式(8), 따라서 式(7)에 代入하는 것이라 할 수 있다. 즉 이 방법은 二段階推定(two-stage estimation)방법으로서, 第一段階에서는 X_{2i}에 관한 (式(3)의) 資料를 이용하여 프로빗(probit) 推定方法으로 $Y_{2i} \geq 0$의 確率을 推定하는 것이다. 여기에서 推定되는 係數가 $\beta_2/(\sigma_{22})^{1/2}$를 나타내는데, 이를 이용하면 Z_i를 구할 수 있으며 따라서 式(10)에서 λ_i를 推計할 수 있는 것이다. 第二段階는 λ_i를 式(7)에 포함시켜 Y_i를 推計하면 省略變數의 問題가 해결되어 推定된 係數들의 一致性(consistency)이 保障되는 것이다[7]. 이러한 과정을 거쳐 결과적으로 式(7)의 마지막 項인 $E(U_{1i} | U_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2)$의 條件附期待値를 零으로 만들어 式(7)을 傳

5) pp. 112~113 參照.
6) λ_i는 Mill's ratio의 逆을 나타낸다. 이는 각 成員이 標本에 選擇될 確率에 逆比例한다.
7) Heckman方法에 대한 자세한 論議는 Heckman(1976) 參照. 本論文에서 설명된 방법은 OLS를 기준으로 하였으나 GLS方法으로도 應用될 수 있음. Heckman(1976)에 의하면 GLS方法은 컴퓨터時間(computer time)을 많이 요구해 실질적으로 使用價値가 없다고 밝히고 있으며, 더우기 GLS推定値도 漸近的으로 有效性이 없으므로(not asymptotically efficient) OLS方法의 사용을 제안하고 있음.

統的 OLS方法으로 推定可能케 하는 것이다.

2. 特性勘案價格指數

特性勘案價格指數 (Hedonic Price Index, HPI)의 문제는 同質性이 결여된 耐久消費財의 價格指數를 推定할 때 惹起되는 문제로서 同一商品의 質的 차이를 고려하는 방법이다[8]. 本硏究의 경우 前述한 바와 같이 賃貸住居서비스의 單位當 價格指數(p)는 관측되지 않고 賃貸料($R=p\times Q$)만 관측된다. HPI를 推計하는 방법은 R의 函數式을 定式化한 후 p에 決定的 영향을 미치는 變數들로 構成된 標準住居서비스單位 (standardized unit of housing services)의 價格指數를 推計하는 것이다. 즉,

$$R_i=\alpha_0+\sum_k \beta_k A_{ki}+\sum_l \gamma_l B_{li}+U_i$$
$$(i=1,\cdots,N) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

여기서 A는 賃貸者의 특성, B는 住居與件의 특성을 나타내는 變數들의 「벡타」이다. 다시 말하면, R은 A와 B의 函數로 定式化되며 A는 敎育水準, 年齡 및 家口員數 등 賃貸料負擔能力을 나타내는 變數들이고, B는 부엌·化粧室等 住宅의 附帶施設과 住宅의 周邊與件을 표시하는 變數들로 구성된다.

式(11)에서 B의 變數들이 p를 결정하는 變數들이므로 $\hat{p}_i=\sum_l \gamma_l B_{li}$를 사용하여 p의 豫測値를 推計한다. 式(11)에 A를 포함시키는 것에 대하여 설명하면 다음과 같다. 賃貸料 決定過程은 다른 財貨서비스의 價格決定過程과 달라 賃貸料 策定에 프리미엄(premium)이나 割引(discount)이 따르게 되는 경우가 많다. 더우기 同一住宅에 장기간 居住하는 경우에는 상대적으로 낮은 賃貸料를 지불하는 것이 가능하며 또한 負擔能力에 따라 下向調整되기도 한다. 이러한 行態를 반영할 수 있는 資料들을 실제로 入手하는 것은 어려우며, 따라서 本硏究에서는 A의 變數들을 住宅需要函數에 포함시키는 대신 R의 推定에 사용하여 p의 예측을 적절히 하도록 하였다. 다른 중요한 점은 R의 決定行態가 市場에 따라 상이한 패턴(pattern)을 보일 수 있다는 점이다. 즉 동일한 住宅에 대한 賃貸料 決定方法이 서울의 경우와 地方都市의 경우 판이할 수 있다는 것이다. 따라서 R은 可能限 한 市場을 세분하여 推定해야 p의 豫測値 $\hat{p}$의 誤差를 줄일 수 있는 것이다. $\hat{Q}=R/p$에 의하여 賃貸住居서비스의 需要量이 정하여진다[9].

3. 恒常所得假說

耐久消費財의 需要에 計測된 家計所得 (y_M)과 恒常所得(y_P) 중 어느 所得變數의 영향이 더 큰가는 Friedman(1957) 이후 經濟學界에서 오랫동안 論議되었던 課題이다. 이 問題는 臨時所得(y_T)의 耐久消費財 需要效果分析으로 歸結된다고 볼 수 있다. 本硏究는 다음 두 이유에서 y_T가 $\hat{Q}$에 正의 效果를 미친다는 假說을 세우고 이를 檢證하고자 한다.

첫째, 우리나라와 같이 住宅金融市場機能이

8) 特性勘案價格指數에 관한 포괄적 논의는 Griliches (1971) 및 Rosen(1974) 參照. 特性勘案賃金指數에 관한 論議는 Lucas(1977) 參照.

9) Goodman and Gawai(1984)는 Box-Cox(1964)의 函數形態設定을 위한 檢證方法을 美國의 資料를 이용하여 試圖하였다. 즉 式(11)에서 從屬變數의 形態를 R이 아닌 $(R_i^{\delta}-1)/\delta$로 變形시켜 δ의 값을 구한 후 方程式을 推定하는 것이다. $\delta=1$이면 式(11)은 線型函數, $\delta=0$이면 로그-線型函數(log-linear)로 推定可能하나, 美國 都市資料를 사용한 결과 δ의 값은 대부분 0과 1 사이로 推定되어 일반적으로 통용되는 로그-線型函數의 不適合함을 지적하였다.

불완전할 경우 恒時的으로 기대되는 y_P 이외에도 y_T의 變換이 住宅需要에 일반적으로 영향을 미치리라 思料된다. 예를 들어 資本市場이 불완전할 경우, 消費者는 一生週期(life-cycle) 동안 기대되는 所得의 흐름(expected income streams)에 相應하는 資金을 金融市場에서 借入할 수 없을 것이다. 둘째, 더욱 중요한 이유는 本硏究에서와 같이 需要의 對象財貨가 住宅이 아닌 住居서비스라는 면에서 y_T의 聯關性은 더욱 커지리라 기대된다. 즉 「플로우」(flow)槪念의 서비스需要는 상대적인 의미에서 「스톡」(stock)槪念인 住宅에 비하여 購買行爲가 더욱 짧은 기간 안에 이루어지기 때문이다. 後者의 購買는 다시 말해서 投資의 효과를 지니고 있으나 前者의 需要는 一般的 消費財購買 行爲에 더 가깝다고 볼 수 있다.

y_M을 y_P와 y_T로 分轄하는 방법은 다음과 같다.

$$y_{Mi}=\alpha_0+\sum_{j=1}^{m}c_jH_{ji}+\sum_{j=1}^{n}d_jN_{ji}+V_i$$
$$(i=1,\cdots,N)\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(12)$$

여기서 H_j는 人的資本을 나타내는 變數들, 즉 敎育水準 및 年齡을, N_j는 非人的資本을 나타내는 統制變數(control variable)들이며, V는 殘餘項이다. 위의 式(12)에서 y_{Mi}의 豫測値가 y_P의 推計値로 사용되며, y_T는 V_i로 나타난다고 볼 수 있다. 다시 말해서, 體系的으로 기대되는 所得, $\hat{y}_M$은 y_P의 개념과 相應하며 非正規的인 所得部分인 $y_M-\hat{y}_M$은 y_T의 定義와 일치한다고 볼 수 있는 것이다[10].

本硏究의 假說이 타당할 경우, Q의 推定에 y_T가 포함되어 있지 않으면 Q函數의 定式化가 완전하지 않아 推計된 係數는 偏倚되었다고 볼 수 있다. 그러나 y_P와 y_T는 서로 直交(orthogonal)의 관계에 있으므로 y_T의 생략이 推定된 y_P의 係數를 偏倚시키지는 않으나 Q函數의 전체적 說明力(overall explanatory power)이 낮아질 것이고, 또한 推定된 나머지 變數들의 係數가 偏倚될 것이다.

4. 賃貸住居서비스函數

前述한 세 가지 問題點들을 勘案하여 式(1)을 線型으로 定式化하면 다음과 같다.

$$Q=\alpha_0+\alpha_1y_P+\alpha_2y_T+\alpha_3p$$
$$+\sum_{j=4}^{n}\alpha_jX_j+\alpha_{n+1}\lambda+U\cdots\cdots\cdots\cdots(14)$$

다음 章은 式(14)의 實證的 推定過程과 결과를 論議하며 第Ⅳ章은 實證結果를 土臺로 政策시뮬레이션(policy simulation)分析을 提示한다.

Ⅲ. 實證分析 結果

本硏究의 實證分析에서는 1982年 여름을 基準으로 國土開發硏究院과 世界銀行이 共同調

10) y_P와 人的資本變數들의 相關關係에 대한 理論的 說明은 다음과 같다. $y_P=f(N,NH)$에서(H는 人的資本, NH는 非人的資本變數의 「벡타」), H는 근본적으로 일생동안 기대되는 勤勞所得의 割引된 현재 所得水準을 뜻한다. 즉 $H=\int_a^{\bar{a}}e^{-r(t-a)}w_tdt$, 여기서 a는 연령, $\bar{a}$는 退職時 연령, r은 割引率, w_t는 t時點에서의 勤勞所得을 나타낸다. 勤勞所得의 年間成長率을 g라고 하면 $w_t=w_ae^{gt}$로 쓸 수 있으며 $H=w_a\int_a^{\bar{a}}e^{-(r-g)(t-a)}dt$가 된다. 여기서 w_a는 t時點까지 축적된 敎育(E) 및 社會經驗(a로 代表됨)의 函數로 표시되어 $w_a=k(E,a,X)$, 따라서 $y_P=f(E,a,NH)$로 定式化되는 것이다.

査한 「住宅市場 및 需要調査」의 資料를 사용하였다. 同調査는 全國의 都市家口를 母集團으로 하였으며, 標本은 4,850個의 家口로 構成되어 있다. 上記 調査의 特徵은 다른 調査資料에 비하여 年齡, 家計所得等 家口主의 特性 및 住宅附帶施設, 周邊環境等 住居與件에 관한 變數들이 包括的으로 蒐集되었다는 데 있다[11].

1. 變數의 說明 및 記述統計値

上記 標本에 포함되어 있는 都市家口를 借家家口와 自家家口로 구분하여 이들 家口들의 주요 특성들이 〈表 1〉에 비교되어 있다[12]. 表에 포함된 變數들의 定義는 다음과 같다. y_M=家計所得, AGE=家口主年齡, SEX=1 男性家口主, MAR=1 旣婚家口主, $NFAM$=家口員數, $EDUC1$=家口主 學歷이 中卒 以下, $EDUC2$=家口主 學歷이 高卒, $EDUC3$=家口主 學歷이 大在 이상, NRM=家口의 專用使用房數, ENV=(1, 2, 3, 4, 5) 住宅狀態에 대한 家口主의 上向性 主觀的 評價尺度(scale), DEV=1 住宅의 周邊地域이 旣開發, $KITC$=1 부엌施設이 現代式, $TOIL$=1 化粧室 施設이 水洗式, $BATH$=1 沐浴施設具備, $WATR$ 및 $SEWR$은 (1, 2, 3)의 척도로서 잘 되어 있음과 잘 안 되어 있음 및 전혀 안되어 있음을 나타내는 指數이다. 定性變數의 경우 上記 說明에 該當되지 않는 경우는 0이 주어졌다.

〈表 1〉 住宅占有形態別 家口 및 住居與件 特性[1)]

	自 家 (N=3218)			借 家 (N=1473)		
	平 均	標準偏差	變異係數	平 均	標準偏差	變異係數
y_M(萬원)	47.5	51.7	1.09	34.9	39.1	1.12
AGE(歲)	47.0	10.1	0.21	39.9	9.7	0.24
SEX(%)	94.1	23.6	0.25	94.9	21.9	0.23
MAR(%)	93.0	25.5	0.27	93.9	24.0	0.26
$NFAM$(名)	5.3	1.5	0.28	4.4	1.4	0.32
$EDUC1$(%)	32.7	46.9	1.43	36.8	48.2	1.31
$EDUC2$(%)	32.8	32.8	1.00	42.3	49.4	1.17
$EDUC3$(%)	34.5	47.5	1.38	20.7	40.5	1.96
NRM	3.0	1.2	0.40	1.8	0.9	0.50
ENV	3.3	0.9	0.27	2.8	0.8	0.29
DEV(%)	62.8	48.3	0.77	62.3	48.5	0.78
$KITC$(%)	46.8	49.9	1.07	25.1	43.4	1.73
$TOIL$(%)	42.5	49.5	1.16	33.1	47.1	1.42
$BATH$(%)	63.8	48.1	0.75	32.9	47.0	1.43
$WATR$	2.9	0.3	0.10	1.3	0.5	0.38
$SEWR$	2.9	0.3	0.10	1.2	0.4	0.33

註 : 1) 變數의 定義는 本文 參照.

11) 本調査 資料에 대한 자세한 설명은 Kim(1983) 參照.

12) 標本家口 중에서 〈表 1〉에 사용된 變數 중 한 變數라도 應答하지 않는 家口는 回歸方程式 推定에서 제외되었으므로 〈表 1〉의 標本數는 전체 標本數의 97%만을 포함하고 있음.

위 變數들의 記述統計値(descriptive statistics)를 보면, 借家家口는 自家家口에 비하여 다음과 같은 특성을 갖는 것으로 나타났다[13]. 우선 月平均 家計所得이 自家의 73%로서 12.6萬원이 낮고, 家口主의 年齡이 7歲나 적게 나타났다. 또한 敎育水準도 低學歷履修家口主의 비율이 높게 나타났고(高卒 이하의 비율이 79.3% 對 65.5%), 家口員數도 平均 1名이 적은 것으로(5.3人 對 4.4人) 나타났다. 한편 住居與件을 비교해 보면, 借家家口의 使用房數는 平均 1.8個로 自家家口(3.0個)에 비하여 적을 뿐 아니라 住宅의 諸般附帶施設도 一律的으로 劣惡한 상태에 있음을 알 수 있다[14].

각 變數들의 變異係數(coefficient of variation)들을 비교하여 보면[15], 家口特性을 나타내는 變數들은 自家와 借家家口 사이에 큰 차이가 없으나, 住宅의 附帶施設을 나타내는 變數들은 借家의 變異係數가 自家家口의 變異係數보다 상대적으로 더 커다란 數値를 보이고 있다. 이는 住宅의 質的與件이 自家住宅의 경우에 비하여 借家의 경우가 훨씬 多樣하다는 것을 나타낸다. 즉 상대적 의미에서 自家의 경우는 住宅의 基本的 施設을 갖추고 있으나 借家의 경우는 施設具備의 分布가 더 넓게 퍼져 있음을 뜻하는 것이다.

2. 借家 및 自家家口 特性比較의 統計的 檢證

借家의 家口 및 住居與件上의 特性이 自家家口의 特性과 統計的으로 有意性있는 차이점이 있는가를 檢證하기 위하여 〈表 1〉에 포함된 變數들을 사용하여 Probit分析을 하였다. 從屬變數(Y_2)는 定性變數로서 借家이면 $Y_2=1$, 自家이면 $Y_2=0$이라 하고 獨立變數 및 推定係數의 「벡타」를 각기 X_2와 β_2로 表示하면 다음의 關係式이 成立한다.

$$Y_2=1 \ if \ X_2\beta_2 \geq U \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (15)$$

$$Y_2=0 \ if \ X_2\beta_2 < U \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (16)$$

여기서 分界點(threshold)인 U는 관측이 되지 않는다. 따라서 U가 正規分布를 갖는다는 假定下에 $X_2\beta_2$와 U를 각기 U의 分散인 σ로 標準化(standardize)시켜 $X_2\beta_2^*$ 및 U^*로 表示하면[16],

$$P_t = Prob(Y_2=1) = Prob(X_2\beta_2^* \geq U^*)$$
$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{X_2\beta_2^*} e^{-U^{*2}/2} dU^*$$
$$= F(X_2\beta_2^*) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (17)$$
$$1-P_t = Prob(Y_2=0) = Prob(X_2\beta_2^* < U^*)$$
$$= 1 - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{X_2\beta_2^*} e^{-U^{*2/2}} dU^*$$

13) 〈表 1〉에 提示된 統計値는 本標本에서의 自家 및 借家家口의 特性比較에는 有效하나 이 特性들이 우리나라 全都市家口의 特性을 적절히 代表한다고 볼 수는 없다. 이는 本標本의 成員에 加重値(sampling weight)가 주어지지 않아 一變量統計値(univariate statistics)의 代表性(representativeness)이 결여되기 때문이다. 그러나 多變量回歸分析(multivariate regression analysis)에서의 標本加重値의 역할에 대해서는 統計學界에서 아직 定說이 確立되어 있지 않다. 다시 말하면, 全家口의 現況을 나타내기 위해서는 각 家口의 代表性이 중요한 역할을 할 것이나, 각 家口의 行態分析(behavioral analysis)에서의 標本加重値의 意味는 아직 명확히 이해되지 않을 것이다. 이에 대한 자세한 論議는 Manski and Lerman(1977) 參照.

14) 自家와 借家家口의 特性(즉 平均値)이 統計的으로 차이가 있는가를 檢證하는 방법으로 t-檢定이 있으나, 本硏究의 경우 自家와 借家가 獨立的으로 구분된 標本이 아니기에 t-檢定은 不適合하다고 思料된다. 즉 第Ⅱ章에서 論議된 대로 標本選擇基準에 의하여 標本選擇과 非選擇이 同時에 決定되었기 때문에 두 小標本(subsample)이 서로 獨立性을 維持하지 않기 때문이다.

15) 變異係數=標準偏差/平均.

16) 標準化를 시키는 理由는 係數推定上의 스케일러(scalar)問題를 解消시키기 위함이다. 즉 標準化를 시키지 않으면 $c\beta$(c=scalar)의 무한한 倍數의 推定係數의 「벡타」가 가능한 解로 나올 수 있다.

$$=1-F(X_2\overset{*}{\beta}_2) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(18)$$

式(17)과 式(18)을 尤度函數(likelihood function), L(標本의 成員 N을 $Y_2=1(n_1$名)과 $Y_2=0(n_2$名)으로 나란히 구분하여),

$$L=Prob(Y_{21}, Y_{22}\cdots, Y_{2N})$$
$$=\prod_i^{n_1} P_i \prod_i^{n_2}(1-P_i)\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(19)$$

에 代入시켜 L을 $\overset{*}{\beta}_2$에 관하여 極大化시키는 最尤推定法(maximum likelihood estimation method)으로 推定한 Probit結果가 〈表 2〉에 提示되어 있다. 윗 式의 推定은 두 가지 목적을 갖고 있다. 첫째는 前述한 借家와 自家의 特性區分의 統計的 有意性檢證이 그 目的이며, 둘째는 式(10)에서 論議한 λ의 數値를 구하기 위함이다. 즉 式(15)와 式(16)은 式(3)과 동일한 意味를 갖고 있기에 〈表 2〉에 提示된 Probit函數의 確率密度函數와 分布函數를 사용하여 λ의 數値를 式(10)에 의하여 구할 수 있는 것이다.

〈表 2〉의 결과를 보면, 借家家口는 自家家口에 비하여 家口特性 및 住居與件上 統計的으로 有意性있는 차이점을 나타내었다[17]. 統計的 신뢰성을 기준으로 할 때, 다른 與件이 동일한 경우, 借家家口는 自家家口에 비하여 家口主일 確率이 限界的(marginally)으로나마 높으며, 大在 이상 教育履修 家口主일 確率에 비하여 中卒 이하 및 高卒學歷의 家口主일 確率이 상대적으로 높으며, 家口員數는 더 적게 나타났다. 住居與件을 보면, 使用房數는 적고, 現代式 부엌施設을 갖춘 家口일 確率이 낮으며, 沐浴施設, 上·下水道施設의 與件이 상대적으로 나쁘며, 旣開發된 地域에 居住할 確率이 낮게 나타났다[18]. 위의 결과들은 記述

〈表 2〉 借家特性 分析을 위한 Probit 推定結果

變　　數	推 定 係 數
常　　數	2.7163** (0.20)[1]
SEX	−0.0833 (0.14)
AGE	−0.0275** (0.002)
MAR	0.2401† (0.13)
*EDUC*1	0.1383* (0.06)
*EDUC*2	0.1086† (0.06)
NFAM	−0.0952** (0.02)
NRM	−0.4864** (0.03)
KITC	−0.3583** (0.07)
TOIL	0.1953** (0.07)
BATH	−0.3215** (0.05)
WATR	−0.0773† (0.04)
SEWR	−0.0937† (0.05)
DEV	−0.1039* (0.05)
ENV	−0.0190 (0.03)
$ln\, y_M$	−0.0006 (0.01)
$N(Y_2=1)$	1,599
$N(Y_2=0)$	3,218
$(-2)^{\times}$log likelihood ratio	1,561.96

註 : 1) 괄호 속의 數値는 標準誤差(standard error)를 나타냄.
* significant at 0.05, two-tailed test.
** significant at 0.01, two-tailed test.
† significant at 0.10, two-tailed test.

17) 本硏究에서와 같이 定性變數를 從屬變數로 하는 模型에 線型確率推定法(linear probability estimation method)을 適用하는 것은 異分散(heteroskedasticity) 및 豫測된 確率値가 (0,1)에 限界(bounded)되지 않을 수 있다는 점등에서 統計的으로 不適切하다. 이에 대한 자세한 論議는 Nerlove and Press(1973) 參照.

18) 住宅占有形態(自家, 傳貰, 月貰)와 家口特性 및 住居與件과의 자세한 相關關係 分析은 金仲秀(1984) 參照.

統計値에서 각 變數들의 平均値의 비교와 비슷한 현상을 나타냈다고 볼 수 있다. 그러나 記述統計値와는 달리, 다른 與件이 동일할 경우, 水洗式 化粧室을 구비한 家口가 借家일 確率이 自家일 確率보다 높은 반면, 家計所得에는 借家와 自家사이에 중요한 차이점이 나타나질 않았다[19]. 특히 後者의 이유는 多變量分析(multivariate analysis)에서 所得水準을 결정하는 主要因들인 敎育 및 年齡變數들의 포함에 起因한다고 볼 수 있다[20].

3. 賃貸料와 家計所得水準

우리나라의 賃貸形態는 네 가지로 구분된다. 즉 傳貰, 保證附月貰, 朔月貰, 月貰이다. 朔月貰와 月貰의 경우는 每月 支給하는 賃貸料額의 推計가 용이하나, 傳貰나 保證附月貰의 경우에는 傳貰金이나 保證金에 대한 機會費用, 즉 歸屬賃料를 算定하여야 한다. 本硏究에서는 實證分析에 사용된 資料와 同一期間에 蒐集된 經濟企劃院의 都市家計支出調査에서 推計된 機會費用의 利子率(즉 傳貰評價額/傳貰金)인 月2%를 이용하여 歸屬賃料를 算定하였다[21].

〈表 3〉에 都市別 賃貸家口의 賃貸料 및 家計所得에 대한 統計値가 포함되어 있다. 特性勘案價格指數에 대한 論議에서 지적하였듯이 賃貸料 및 住宅의 價格은 住宅市場에 따라 決定要因들의 상대적 영향이 서로 다를 것이다. 따라서 賃貸家口의 標本을 都市別로 細分하였

〈表 3〉 都市別 賃貸料 및 家計所得

(단위 : 萬원)

		서 울 (N=444)	安養·富川 (N=143)	釜 山 (N=235)	大 邱 (N=101)	光 州 (N=170)	大 田 (N=134)	全 州 (N=112)	江陵·麗水·蔚山 (N=134)
賃貸料	平 均	8.32 (100.0)	6.77 (81.4)	5.95 (71.5)	5.02 (60.3)	7.29 (87.6)	4.81 (57.8)	5.51 (66.2)	4.57 (54.9)
	標準偏差	7.92	6.35	4.94	5.16	7.39	2.84	4.87	4.16
	變異係數	0.95	0.94	0.83	1.03	1.01	0.59	0.88	0.91
家計所得	平 均	36.81 (100.0)	32.28 (87.7)	34.91 (94.8)	36.06 (98.0)	35.86 (97.4)	28.67 (77.9)	28.32 (76.9)	28.76 (78.1)
	標準偏差	25.12	19.00	21.99	40.50	71.16	16.46	20.89	14.47
	變異係數	0.68	0.59	0.63	1.12	1.98	0.57	0.74	0.50
總賃貸料/總家計所得		0.226	0.210	0.170	0.139	0.203	0.168	0.195	0.159

19) *TOIL*係數의 符號는 期待와는 반대되는 正의 값을 나타내었다. 이 係數에 대한 한 가지 가능한 解釋은 다음과 같다. *TOIL* 한 變數만을 보면 〈表 1〉에서와 같이 自家의 경우가 借家의 경우보다 水洗式施設을 갖춘 比率이 훨씬 높게 나타났다. 그러나 多變量分析에서 다른 與件이 동일하다는 假定 때문에 借家의 한정된 比率과 대부분의 自家가 비교될 수 있는 것이다. 예를 들면, 現代式 부엌施設의 具備란 條件을 놓고 볼 때, 借家의 경우는 오로지 現代式아파트에 居住하는 家口만 對象이 되나 自家는 보다 포괄적으로 포함될 경우, 이러한 제한된 家口 사이에서의 비교에서는 水洗式化 粧室의 比率은 오히려 借家 쪽에 높게 나타날 수도 있는 것이다.

20) Probit模型에서 推定된 係數는 正規分布變數(normally distributed variable)의 標準偏差의 變化量을 나타낸다. 따라서 〈表 2〉의 係數를 이용하여 式(3)의 $X\beta$의 값을 구한 후, 이에 相應하는 標準正規分布의 값이(正規分布表에서 구함) 借家確率豫測値의 값이다.

21) 機會費用割引率은 個人別로 資金可用源에 따라 다를 것이나 이를 推計하는 것은 실제로 불가능하여 標本의 모든 成員에 同一利子率을 適用하였다. 經濟企劃院의 都市家計調査結果에 의하면 利子率(傳貰評價額/傳貰金×100)은 所得水準別이나 傳貰金額別에 따라 커다란 차이가 없게 나타났다. 일반적으로 機會費用의 利子率은 私債利子率에 接近한다

다.

月平均 賃貸料의 分布를 보면 都市別로 懸隔한 차이가 있음을 알 수 있다. 서울의 경우 月平均 賃貸料는 8.3萬원에 이르고 있으나 地方都市의 경우에는 이의 55% 수준인 4.6萬원으로 나타났다. 한편 각 都市內에서의 賃貸料 分布를 보면 賃貸料 수준이 他都市에 비하여 낮은 大田을 제외하고는 모두 넓은 分布를 보이고 있다. 즉 變異係數가 거의 1에 접근하는 數値를 나타낸 것은 都市內에서 賃貸料 隔差가 심화되어 있는 것을 나타내 賃貸住宅의 異質的 特性을 간접적으로 반영하고 있다고 볼 수 있는 것이다.

賃貸料負擔能力을 나타내는 家計所得水準의 分布는 賃貸料水準의 分布와 正의 관계를 보이고 있으나, 都市間 隔差는 賃貸料의 경우보다 적게 나타났다. 즉 서울의 平均 家計所得 36.8萬원을 100으로 하였을 때, 가장 낮은 家計所得을 가진 都市의 指數도 77에 달하여 이에 相應하는 賃貸料指數 55보다 높은 것이다. 都市內에서의 賃貸家口의 家計所得分布는 賃貸料의 分布에 비하여 光州市를 제외하고는 分散度가 적게 나타났다. 家計所得의 變異係數가 賃貸料의 變異係數보다 적다는 것이 이를 立證하고 있다.

總家計所得에 대한 總賃貸料의 都市別 比率을 보면 서울의 경우가 其他 都市의 比率보다 높게 나타났다. 이 比率은 각 家口의 賃貸料/家計所得의 비율을 家計所得水準을 加重値로 사용한 加重平均値로서 각 都市別 賃貸料에 대한 資金循環의 상태를 나타낸다고 볼 수 있다. 서울의 경우, 이 比率이 가장 높아 所得額의 23%가 賃貸料로 支出되고 있으며 이 比率이 가장 낮은 都市는 大邱로 14%에 불과한 것으로 나타났다. 위와 같은 都市間 賃貸料水準(所得水準에 對比한)의 隔差는 賃貸住居서비스에 대한 量的·質的(價格) 차이를 반영하는 것으로 다음에 論議되는 賃貸價格 推定時 市場別 分析의 필요성을 입증하는 것이라 볼 수 있다.

4. 特性勘案價格指數의 推定

式(11)의 住宅市場別(都市基準) 賃貸價格 方程式 推定結果가 〈表 4〉에 제시되어 있다. 本方程式 推定의 목적은 賃貸料 決定過程에 대한 설명보다는 前述한 바와 같이 *HPI*의 作成에 있다. 따라서 式(11)의 定式化는 賃貸서비스價格에 직접적 영향을 미치는 8個의 變數에(즉 *NRM, KITC, TOIL, BATH, WATR, SEWR, TYPE*[22], *DEV*) 人的資本 및 家口特性을 나타내는 變數들로 구성되어 있다. 方程式 推定過程 및 결과에 대하여 要約하면 다음과 같다.

첫째, 從屬變數는 *lnR*의 형태를 취하였다. 對數變形(log-transformation)을 취한 이유는 *lnR*의 豫測値의 일부인 *lnp*의 逆對數(anti-log)를 취할 때 *p*의 豫測値가 負의 符號를 갖는 것을 防止할 수 있기 때문이었다. 둘째, 都市別 賃貸料分布 分析에서 豫想하였듯이 *lnR* 推定式은 都市에 따라 상이한 결과를 나타내었다. 人的資本變數들은 賃貸料 負擔能力을

고 보고 있으며, 本硏究에서 사용된 年 24%의 利子率은 上記 調査當時의(1982. 3/4分期) 韓國銀行推計 私債利子率인 年 27.5%에 近似한 數値인 것이다.

22) *TYPE*은 單獨住宅을 나타내는 變數이다. *TYPE*=1 單獨住宅, *TYPE*=0 아파트나 聯立 등 共同住宅, 이 變數가 4個의 都市에서 方程式에 포함되지 않은 理由는 *TYPE*과 다른 變數들 사이의 多重共線性(multi-collinearity) 때문이었다.

반영하는 의미에서 賃貸料와 正의 關係가 기대되었다. 한편 *AGE*와 *EDUC* 1 및 *EDUC* 2의 係數들은 기대된 대로 正의 係數와 負의 係數들을 각기 보여주었다[23]. 그러나 *AGE*의 係數는 統計的 有意性이 낮게 나타났으며, *EDUC*1 및 *EDUC* 2의 係數도 서울의 경우에만 統計

〈表 4〉 都市別 特性勘案價格指數(hedonic price index) 推計를 위한 賃貸料 推定式

	서 울	安養·富川	釜 山	大 邱	光 州	大 田	全 州	江陵·麗水·蔚山
常 數	0.5348	1.6734	0.6633	0.1482	−0.5204	−0.7845	−1.7804†	0.4538
	(1.38)[1]	(1.48)	(1.16)	(0.09)	(−0.52)	(−0.66)	(−1.71)	(0.47)
AGE	0.0001	0.0013	0.0015	0.0015	0.0158	0.0028	−0.0046	0.0108
	(0.18)	(0.12)	(0.23)	(0.07)	(1.12)	(0.26)	(−0.37)	(0.83)
*EDUC*1	−0.2709**	−0.1959	−0.1374	−0.2841	−0.1503	−0.5114**	−0.2380	−0.2387
	(−3.41)	(−1.12)	(−1.23)	(−1.05)	(−0.77)	(−2.96)	(−1.10)	(−1.35)
*EDUC*2	−0.1886**	−0.0530	0.0011	−0.1787	−0.1031	−0.0698	−0.1595	−0.1476
	(−2.72)	(−0.35)	(0.01)	(−0.64)	(−0.53)	(−0.46)	(−0.70)	(−0.99)
NFAM	0.0281	0.1296*	0.0461	0.0518	0.0950	0.0400	−0.0975†	0.0386
	(1.13)	(2.38)	(1.27)	(0.62)	(1.63)	(0.72)	(−1.82)	(0.64)
NRM	0.2742**	−0.0033	0.2286†	−0.2332	0.3179	−0.0821	0.1608	0.4260*
	(3.04)	(−0.02)	(1.78)	(−0.69)	(1.60)	(−0.43)	(0.64)	(2.08)
KITC	0.3127†	−2.3790**	−0.8075*	0.3255	0.1722	1.5646*	−0.4921	0.2044
	(1.71)	(−3.83)	(−2.14)	(0.37)	(0.36)	(2.40)	(−1.26)	(0.34)
TOIL	0.0490	0.7406	−0.0295	0.6111	−0.0663	0.2746	0.4786**	0.4207**
	(0.49)	(1.14)	(−0.18)	(0.69)	(−0.22)	(0.43)	(3.09)	(2.76)
BATH	0.1012	0.4081*	0.3798**	0.1282	0.4332*	0.1434	−0.1765	0.4295*
	(1.22)	(2.27)	(3.27)	(0.48)	(2.14)	(0.86)	(−0.78)	(2.10)
WATR	0.1034	−0.2052	0.0540	0.0807	0.0741	0.0461	0.4638†	−0.1344
	(1.43)	(−1.37)	(0.58)	(0.42)	(0.41)	(0.26)	(1.95)	(−1.06)
SEWR	−0.0639	0.3916†	0.2497**	0.0363	0.1650	−0.1243	0.5916*	−0.1585
	(−0.69)	(1.69)	(2.66)	(0.14)	(0.83)	(−0.71)	(2.44)	(−1.29)
TYPE	—	—	—	−0.4495*	−0.7630**	−0.2799†	−0.5038**	—
				(−1.99)	(−4.80)	(−1.86)	(−3.36)	
DEV	0.1087†	−0.1540	0.0738	−0.2491	0.0573	0.0990	0.0992	0.1211
	(1.89)	(−1.39)	(0.97)	(−1.36)	(0.37)	(0.82)	(0.62)	(1.03)
ENV	0.0858*	0.1788**	0.0816†	0.0817	0.1556	0.1416†	0.1889*	0.1224
	(2.45)	(2.73)	(1.89)	(0.83)	(1.37)	(1.68)	(2.08)	(1.40)
λ	0.0840	0.0948	−0.1287	0.6102	−0.5437	0.4751	0.6590	−0.7738
	(0.35)	(0.17)	(−0.39)	(0.63)	(−0.87)	(0.91)	(0.98)	(−1.28)
R^2	0.3891	0.3803	0.3571	0.1958	0.2990	0.2952	0.5964	0.2767
SSE	116.04	46.52	58.75	58.01	100.63	44.10	35.00	35.63
N	444	143	235	101	170	134	112	134

註 : 1) 괄호 속의 數値는 *t*-統計値를 나타냄.
* significant at 0.05, two-tailed test.
** significant at 0.01, two-tailed test.
† significant at 0.10, two-tailed test.

23) 全州市의 경우 *AGE*變數의 係數가 例外的으로 負의 符號를 나타내었으나 係數의 統計的 有意性은 아주 낮게 나타났다. *EDUC* 1 및 *EDUC* 2의 경우 *EDUC* 3이 비교의 대상이 되는 省略變數이므로 負의 係數들이 기대되는 符號들이다.

的 有意性이 높게 나타났다. 推定된 *NFAM* 係數의 符號는 다음과 같이 解釋할 수 있다. 賃貸需要者 立場에서는 동일한 與件의 住宅을 사용할 경우 家口員數가 많을수록 높은 賃貸料를 支拂할 의향이 있으며, 供給者의 側面에선 많은 사람이 사용할수록 住宅의 減價償却이 높아진다는 의미에서 높은 賃貸料를 요구할 것이라는 理由 때문에 正의 係數를 기대할 수 있다. 全州市의 결과를 제외하고는 모두 正의 係數를 보여 기대되는 결과를 보였으나, 推定된 係數의 統計的 有意性은 높지 않게 나타났다. 세째, 住居與件을 나타내는 變數들은 모두 R과 正의 關係가 기대된다. 예를 들면, 다른 與件이 동일할 경우, 使用房數가 많을수록 賃貸料는 높아질 것이라 기대되는 것이다. 統計的으로 有意性있게 나타난 係數들은 모두 正의 符號를 보였으나 統計的 有意性이 낮은 係數들의 符號는 正 또는 負로 나타났다. 이러한 現象들은 *KITC*, *TOIL*, *BATH*, *WATR* 및 *SEWR* 變數들에서도 共通的으로 일어났다[24]. 네째, 위와 같은 傾向은 *DEV* 및 *ENV* 變數들에서도 나타났다. 旣開發地域의 賃貸料가 未開發地域의 賃貸料보다 다른 여건이 동일할 경우 더 높게 나타났으며, 住宅狀態에 대한 賃貸者의 主觀的 評價가 높을수록 賃貸料는 높게 나타났다. 그러나 *DEV*의 경우 係數의 統計的 有意性은 一般的으로 낮게 나타났다[25].

〈表 4〉의 變數들 중에서 p에 직접적 영향을 미치는 前述한 8個 變數들의 推定된 係數들을 이용하여 $ln\hat{p}_i=\sum_{i=1}^{8}\hat{\beta}_i X_i$를 구하고 $ln\hat{Q}=lnR-ln\hat{p}$의 관계에서 $ln\hat{Q}$를 구하였다. 都市別 $ln\hat{p}$ 및 $ln\hat{Q}$의 推計値(逆對數値로 換算)가 〈表 5〉에 제시되어 있다[26].

賃貸料決定에 미치는 住宅價格 및 賃貸서비스需要量의 相對的 寄與率을 의미하는 $\hat{p}$ 및 $\hat{Q}$은 都市別로 커다란 변화를 보이고 있다. 근본적으로 〈表 5〉에 提示된 $\hat{p}$ 및 $\hat{Q}$의 數値는 〈表 3〉의 賃貸料를 위의 두 要素의 寄與率로 구분한 것이다[27]. 서울의 경우를 보면 賃貸家口의 賃貸料決定에 Q의 寄與率이 p의 寄與率보다 약 1.4倍(3.08/2.16) 정도 큰 것으로 나

〈表 5〉 都市別 特性勘案價格指數 및 賃貸住居 서비스 需要量

		서 울	安養·富川	釜 山	大 邱	光 州	大 田	全 州	江陵·麗水·蔚山
價格指數	平 均	2.16	0.72	2.13	0.75	3.62	1.25	3.40	1.95
	標準偏差	1.42	2.24	1.45	1.56	1.69	2.23	1.56	1.86
	變異係數	0.66	3.11	0.68	2.08	0.47	1.78	0.46	0.95
賃貸住居서비스需要量	平 均	3.08	7.19	2.27	5.05	1.37	3.18	1.16	1.89
	標準偏差	1.70	3.40	2.01	2.30	2.48	2.52	2.89	1.99
	變異係數	0.55	0.47	0.89	0.46	1.81	0.79	2.49	1.05

24) 例外的으로 安養·富川 및 釜山直割市의 경우 *KITC*係數는 기대와는 반대인 統計的으로 有意性있는 負의 係數를 보였다.

25) *TYPE*變數는 統計的으로 有意性있는 負의 係數를 보였다. 이는 다른 與件이 동일할 경우 現代式아파트나 聯立住宅의 賃貸料가 낮다는 것을 意味한다고 볼 수 있다.

26) $ln\hat{p}$ 및 lnQ의 로그數値를 逆對數로 換算하였으므로 〈表 5〉에 나타난 平均値는 算術平均이 아닌 幾何平均을 나타내고 있다.

27) 구체적으로 예를 들면, 〈表 3〉에서 서울의 賃貸料 算術平均値인 8.32에 相應하는 幾何平均의 로그數値는 1.89로 計算되었다. 〈表 5〉에 제시된 $\hat{p}$ 및 Q의 로그數値를 合하면, $ln(2.16)+ln(3.08)=1.89$의 關係가 成立하는 것이다.

타났다. 이 결과를 해석하면, 住宅의 質(p)에 따라 차이가 나타나는 賃貸料의 變化率보다는 住宅의 量(Q), 즉 住宅의 面積에 따른 賃貸料의 차이가 더 심하다는 것을 뜻하는 것이다. 이러한 현상이 극심하게 나타난 곳이 서울 近郊地域이었으며, 大邱 및 大田도 이와 비슷한 傾向을 나타내었다. 한편 光州와 全州에서는 이와는 반대의 현상인 Q보다는 p의 영향이 상대적으로 크게 나타났으며 釜山 및 其他都市에서는 p와 Q의 영향이 거의 비슷하게 나타나 두 變數의 代替性을 보여주고 있다.

위와 같은 현상은 다음과 같이 설명될 수 있다. 서울 近郊와 光州, 全州를 비교할 때, 서울 外廓의 工業都市의 경우에는 상대적으로 垈地價가 비싸고 넓은 面積을 가진 賃貸住宅이 적어 面積을 늘리는 데 대한 限界費用이 높다고 볼 수 있으나 光州나 全州 등 工業이 상대적으로 덜 발달된 都市에서는 現代式施設에 대한 限界費用이 상대적으로 더 높다는 것을 의미한다고 解釋할 수 있는 것이다.

5. 賃貸住居서비스需要

式(14)의 推定을 위한 마지막 段階가 y_P와 y_T의 推計過程이다. 式(12)의 推定結果는 다음과 같다.

$$y_M = \underset{(3.09)}{31.4121} - \underset{(-0.20)}{0.0898AGE} + \underset{(1.12)}{0.0052AGE^2}$$
$$- \underset{(-0.35)}{1.4810SEX} + \underset{(0.97)}{3.8282MAR}$$
$$- \underset{(-15.74)}{26.7499EDUC1} - \underset{(-11.43)}{18.2511EDUC2}$$
$$+ \underset{(7.74)}{3.6455NFAM}$$
$$R^2 = 0.0726, \quad SSE = 9,696,422 \cdots\cdots (20)$$

괄호 속의 數値는 t-統計値를 나타낸다[28]. 人的資本理論에 의거 AGE의 y_M에 대한 효과는 2次函數의 形態를 취하였다. 이는 社會經驗(職場訓練 등을 포함)의 效果가 점차 減少하는(diminishing returns) 傾向을 반영하기 위한 것이다. 式(20)의 결과는 이러한 기대와는 반대로 AGE의 係數는 負의 符號를 AGE^2의 係數는 正의 符號를 보였다. 두 係數 모두 t-統計値가 낮아 統計的 有意性이 높지는 않으나, 우리나라의 경우 社會的 經驗度에 따라 賃金(所得)隔差가 深化되는 현상을 의미한다고 解釋할 수 있는 것이다. 한편 敎育水準에 따른 所得의 隔差는 심한 것으로 나타났다. 예를 들어 40歲의 男性이며 旣婚인 4人家口의 家口主를 볼 때, 이 家口主가 大在 이상의 學歷所持者이면 $\hat{y}_M$이 53萬원으로 豫測되나, 高卒이면 35萬원, 中卒 이하이면 26萬원으로 豫測되어 敎育投資에 대한 收益率이 상당히 높음을 알 수 있다.

式(20)에서 $\hat{y}_M = y_P$, $y_M - \hat{y}_M = y_T$의 式에 의해 구한 y_P 및 y_T를 式(14)에 代入하여 推定한 賃貸住居서비스 需要函數($ln\hat{Q}$을 從屬變數로 하여)가 〈表 6〉에 提示되어 있다. 〈表 6〉의 左側 패널(panel)에 포함되어 있는 세 개의 方程式은 前述한 y_P와 y_T의 假說檢證을 目的으로 하였으며, 右側 패널의 세 方程式은 y_M을 사용하여 左側 패널의 세 方程式과 비교를 하기 위함이다. 각 패널마다 세 개의 方程式을 提示한 이유는 우리나라 賃貸方法의 主流를 이루는 傳貰家口의 所得效果가 다른 占有形態의 賃貸家口(以下 月貰家口라 칭함)

28) y_M推定式은 賃貸家口뿐 아니라 自家家口도 포함한 全標本을 대상으로 하였다.

의 所得效果와 차이가 있는가를 檢證하기 위함이다[29]. 要約하면, 本章의 焦點은 y_P, y_T에 대한 本硏究의 假說, 즉 y_P와 y_T의 係數가 統計的 有意性있는 正의 係數를 보이는가와 傳貰와 月貰家口의 所得係數 사이에 統計的 차이점이 있는가를 檢證하는 데 있다고 할 수 있다.

左側 패널의 方程式의 결과를 要約하면 다음과 같다. 基本方程式인 (*eq.*1)을 보면, *MAR* 變數만 제외하고는 모두 統計的으로 有意性있는 係數를 나타내었다. y_P의 係數뿐 아니라 y_T의 係數도 統計的 有意性이 높게 나타난 것은 第Ⅱ章에서 제시한 本硏究의 假說인 우리나라 경우와 같이 資本市場이 불완전한 經濟下에서는 賃貸住居서비스需要가 臨時所得의 변화에 의해서도 有意性있는 영향을 받는다는 主張을 지지하는 결과라 解釋할 수 있다. y_T의 係數와 비교하여 보면, y_P의 係數가 y_T의 係數의 約 1/5 정도(0.0028/0.0147)로 나타났

〈表 6〉 標本選擇偏倚를 矯正한 賃貸住居서비스函數

	y_P 및 y_T 포함 方程式			y_M 포함 方程式		
	eq. 1	*eq.* 2	*eq.* 3	*eq.* 1	*eq.* 2	*eq.* 3
常 數	−0.8966** (−3.15)[1]	−0.9693** (−3.41)	−0.8980** (−2.75)	−0.8830** (−3.06)	−0.9704** (−3.38)	−1.0945** (−3.73)
y_P	0.0147** (7.21)	0.0138** (6.72)	0.0126** (2.26)	—	—	—
y_T	0.0028** (5.15)	0.0027** (5.05)	0.0082** (3.10)	—	—	—
y_M	—	—	—	0.0031** (5.70)	0.0030** (5.54)	0.0081** (3.11)
lnp	−0.9728** (−53.12)	−0.9797** (−53.40)	−0.9795** (−53.41)	−0.9766** (−52.76)	−0.9844** (−53.21)	−0.9835** (−53.19)
NFAM	−0.0601** (−3.98)	−0.0544** (−3.60)	−0.0530** (−3.48)	−0.0377* (−2.55)	−0.0328* (−2.23)	−0.0340* (−2.30)
MAR	0.1023 (1.34)	0.0859 (1.13)	0.0809 (1.06)	0.2024** (2.69)	0.1743* (2.32)	0.1690* (2.25)
HSR	2.9784** (6.35)	2.9056** (6.22)	2.8873** (6.18)	3.2059** (6.78)	3.1000** (6.59)	3.0884** (6.57)
KMI	—	0.1829** (3.53)	0.1103 (0.59)	—	0.2172** (4.18)	0.3629** (4.06)
$y_P \times KMI$	—	—	0.0014 (0.25)	—	—	—
$y_T \times KMI$	—	—	−0.0057* (−2.11)	—	—	—
$y_M \times KMI$	—	—	—	—	—	−0.0053* (−2.00)
λ	0.4689** (9.76)	0.4548** (9.47)	0.4540** (9.44)	0.5926** (13.56)	0.5652** (12.86)	0.5675** (12.92)
R^2	0.6668	0.6630	0.6708	0.6589	0.6630	0.6639
SSE	657.17	664.81	649.31	672.74	664.81	662.99

註 : 1) 괄호 속의 數値는 *t*-統計値를 나타냄.
* significant at 0.05, two-tailed test.
** significant at 0.01, two-tailed test.
† significant at 0.10, two-tailed test.

29) 式(16)에 새로이 添加된 變數 *HSR*은 각 都市의 住宅普及率을 나타낸다.

다. 이는 住居서비스需要에 대한 y_T의 限界消費性向(marginal propensity to consume)이 y_P의 性向의 20% 정도라는 것을 의미하는 것이다. 다른 말로 表現하면, Q에 대한 y_T의 彈力値는 y_P의 彈力値의 20% 정도라는 것을 뜻한다. 즉 〈表 6〉에서 Q에 대한 y_P 및 y_T의 彈力値는 각기 $\alpha_1 y_P$ 및 $\alpha_2 y_T$로 나타난다[30]. 예를 들어 家計所得 30萬원을 각기 y_P 및 y_T로 간주하였을 때, Q에 대한 所得彈力値는 (*eq.* 1)에서 각기 0.44 및 0.08로 나타나 非彈力的인 數値를 나타낸다. y_P와 y_T係數間의 크기가 統計的으로 차이가 있는가를 檢證하기 위하여 t-檢定方法을 試圖하였다. 즉 歸無假說(null hypothesis)인 $(\hat{\beta}_1-\hat{\beta}_2)\sim N(0, \sigma^2_{\hat{\beta}_1-\hat{\beta}_2})$을 檢定하는 統計値 $\frac{\hat{\beta}_1-\hat{\beta}_2}{S_{\hat{\beta}_1-\hat{\beta}_2}}\sim t_{n-k}$를 計算한 결과 $t=5.23$의 결과를 얻어 y_P의 係數가 y_T의 係數보다 統計的으로 有意性있게 크다는 것을 立證하였다[31].

위의 결과를 종합하면, 住居서비스需要에 y_P가 y_T보다는 더 커다란 決定的 역할을 하나 (즉 恒常所得假說의 妥當性) 우리나라의 경우 y_T도 Q에 統計的으로 有意性있는 영향을 미친다는 것을 나타낸다고 볼 수 있는 것이다.

또 하나의 흥미있는 결과는 lnp의 係數가 單位彈力値에 가까운 -0.97을 나타냈다는 것이다. 二重로그函數(double-log function)의 경우 變數의 係數는 無變彈力値(constant elasticity)를 나타내므로 p에 대한 Q의 變化가 單位彈力的(unitary elastic)이라는 것은 R이 正의 常數일 경우 直角雙曲線(rectangular hyperbola)의 形態를 갖는 것을 나타내는 것이다. 이의 解釋은 家計消費支出에서 R이 차지하는 비율이 常數라는 것을 뜻하는 것이다. 즉 y_P와 y_T의 값이 주어졌을 때(즉 y_P와 y_T가 方程式에 포함되어 있을 때) R의 값은 다른 與件의 變動에 크게 변화하지 않는다는 것을 나타내는 것이다[32].

NFAM, *MAR* 및 *HSR* 變數들은 上述한 變數들과는 달리 構造的 因果關係를 설명하려는 의도보다는 論議의 여건을 동일하게 하기 위한 統制變數(control variable)로서 사용되었다. 上記 變數들의 係數들이 의미하는 바는 다른 여건이 동일할 경우, 家口員數가 많을수록 Q는 줄어들며, 家口主의 旣婚與否는 Q에 統計的으로 중요한 의미를 갖지 않으며, 住宅普及率이 높은 都市일수록 Q가 높다는 것을 나타낸다. *NFAM*의 係數가 負의 符號를 갖는다는 것은 購買力이 일정할 때(즉 y_P와 y_T의 效果가 勘案되었을 때) 家口員數가 많은 家口일수록 相對的으로 적은 Q를 需要한다는 것을 意味한다. 이는 또한 다른 消費財購買에 높은 比率을 支出한다는 것을 반영한다고 해석할 수 있다. *HSR*의 正의 係數는 住宅事情이 좋은 都市에서 Q의 需要가 높다는 것을 나타내 住居面積可用量의 制限的 條件을 반영한다고 볼 수 있는 것이다.

우리나라의 특수한 賃貸形態인 傳貰는 다른 형태의 賃貸에 비하여 어느 정도의 資產을 蓄積한 家口를 對象으로 한다는 意味에서 所得變化에 따른 Q의 需要行態가 다를 수 있다고 思料되었다. 이를 檢證하기 위하여 (*eq.*2)와

30) $lnQ=\alpha_0+\alpha_1 y_P+\alpha_2 y_T+\sum_{i=3}^{n}\alpha_i X_i$에서 $\varepsilon_{Q\cdot y_P}=\frac{dQ/dy_P}{Q/y_P}$에, $dQ/Q=\alpha_1\cdot dy_P$를 代入하면 $\varepsilon_{Q\cdot y_P}=\alpha_1\cdot y_P$가 구하여진다.

31) $S_{\hat{\beta}_1-\hat{\beta}_2}$을 推計하는 데 있어 $cov(\beta_1, \beta_2)$의 값은 y_P와 y_T가 直交(orthogonal)의 관계에 있으므로 零이다. 위의 式에 대한 자세한 說明은 Kmenta (1971) pp. 336~372 參照.

32) Goodman and Gawai(1984)는 美國의 19個 都市資料를 대상으로 上記式을 推定하였는바 y_P와 p의 係數 모두 우리의 경우보다(絕對値로) 적게 나타났다.

(*eq.*3)이 推定되었다. (*eq.*2)는 (*eq.*1)에 賃貸形態가 傳貰인가를 나타내는 「더미」(dummy) 變數 *KMI*가 添加되었고 (*eq.*3)은 (*eq.*2)에 y_P 및 y_T와 *KMI*의 交互作用變數(interaction variable)들을 포함시켰다.

(*eq.*2)에서 보면 *KMI*의 係數는 統計的으로 有意性있는 正의 係數를 보여 傳貰家口가 餘他家口에 비하여 *Q*를 20%(exp(0.1829)−1) 더 많이 需要하고 있음을 나타내고 있다[33]. (*eq.* 3)은 (*eq.*2)에 $y_P \times KMI$와 $y_T \times KMI$가 더해진 推定式으로 推定結果는 (*eq.*2)에 비하여 所得變數들의 係數, 특히 y_T의 係數가 傳貰와 月貰家口 사이에 統計的으로 有意性 있는 차이를 보이고 있다. 略述하면, y_P의 係數는 (*eq.*2)와 (*eq.*3) 사이에 중요한 차이를 보이고 있지 않다. 즉 傳貰家口의 y_P 係數는 0.0140 (0.0126+0.0014)으로서 기타 月貰家口의 0.0126과 큰 차이가 없어 ($y_P \times KMI$ 係數의 統計的 有意性이 낮음) 恒常所得의 영향은 두 형태의 賃貸家口 사이에 비슷한 것으로 나타났다. 그러나 y_T의 係數는 두 形態의 賃貸家口 사이에 중요한 차이가 있는 것으로 나타났다. 傳貰家口의 경우 y_T의 係數는 0.0025(0.0082−0.0057)로서 이는 기타 月貰家口의 y_T의 係數인 0.0082보다 적게 나타났다($y_T \times KMI$의 係數가 統計的으로 有意性 있음). 이 결과는, 傳貰家口에 비하여 資産蓄積이 되어 있지 않은 月貰家口는 臨時所得의 증가에 따라 상대적으로 높은 비율의 所得增加分을 *Q*의 需要에 支出한다고 解釋할 수 있는 것이다. 月貰家口의 y_T에 대한 限界消費性向은 傳貰家口의 性向보다 3.3倍(0.0082/0.0025)나 크게 나타났고, 月貰家口의 경우 y_T의 限界消費性向은 y_P의 性向의 65%(0.0082/0.0126)에 달하는 높은 數値를 보이고 있는 것이다.

〈表 6〉의 右側 패널에 제시된 方程式들은 左側 패널에 포함된 方程式들과 根本的으로 동일한 定式에 y_M을 y_P와 y_T 대신 사용하였다. 所得變數外의 變數들의 係數는 左側 패널에 提示된 方程式에 비하여 커다란 차이가 없게 推定되었다. 즉 *lnp*의 係數는 −1에 接近하는 數値로 右側 패널의 相應하는 方程式들과 거의 동일하게 나타났고, *NFAM*, *MAR*, *HSR*, *KMI*의 係數들도 統計的으로 有意性 있는 차이를 나타내지 않았다[34]. 단 右側 패널의 *MAR*係數의 統計的 有意性은 높게 나타났다.

y_M의 係數는 y_P의 係數보다는 훨씬 적게, 그러나 y_T의 係數와는 근사한 數値로 推定되었다. 더우기 (*eq.*3)에서 交互變數인 $y_M \times KMI$의 係數 역시 이에 相應하는 $y_T \times KMI$의 係數와 비슷하게 나타났다. 따라서 y_M을 사용한 函數의 경우 *Q*에 대한 所得의 효과는 (즉 所得의 限界消費性向으로 볼 때) y_P와 y_T를 포함한 函數의 경우보다 적게 나타났다[35].

33) *KMI*가 添加되어도 다른 變數들의 係數는 (*eq.*1)과 (*eq.*2) 사이에 統計的으로 有意性있는 차이를 나타내지 않았다.

34) *NFAM*, *MAR*, *HSR*, *KMI* 變數들의 係數가 左側 및 右側 패널에 있는 方程式들 사이에 統計的 有意性이 있는가를 檢證하기 위하여 (*eq.*1)을 택하여 *t*-檢定을 한 결과(*KMI*는 (*eq.*2)에서), *t*-統計値는 上記 變數들의 경우 각기 1.06, 0.93, 0.34 및 0.47로 나타나 統計的으로 有意性있는 差異點을 나타내지 않았다.

35) 本硏究의 결과를 Goodman and Gawai(1984)의 결과와 비교하면 비슷한 行態패턴(behavioral pattern)을 발견할 수 있다. 우리나라의 경우 *Q*에 대한 y_P의 限界消費性向은 y_T의 性向보다도 5.3倍나 크게 나타났으나, 美國의 경우에도 2.2倍로 나타나 相對的 比率은 다르나 (資本市場이 發達되었기에 이 비율이 相對的으로 적게 나타난 것은 期待되는 결과임) 두 硏究 사이에 비슷한 傾向을 나타내었으며, 우리나라의 경우 y_M의 係數가 y_T의 係數와 근사하게 나타났는데 美國의 경우에도 y_M의 係數가 y_T의 係數의 1.3倍로 역시 비슷한 傾向을 보여준 것은 흥미로운 결과라 하겠다.

마지막으로 標本選擇偏倚를 나타내는 λ의 係數는 統計的 有意性이 매우 높게 나타났다. 따라서 λ變數를 생략하고 Q函數를 推定하게 되면 第Ⅱ章에서 論議한 대로 殘餘項의 期待値가 零이 되지 않아 獨立變數의 推定된 係數가 偏倚되었을 것이다.

Ⅳ. 住宅補助金政策에 따른 住宅및 賃貸料 負擔效果分析: 政策시뮬레이션

國民住居서비스 增進方案은 國民의 基本需要를 충족시킴으로써 國民福祉를 提高시키는 효과를 지닌다. 本章에서는 第Ⅲ章에서 論議한 實證分析效果를 토대로 住宅補助金政策이 住居서비스 提高에 미치는 영향을 分析하며 아울러 이 政策이 家計所得에서 賃貸料支出의 負擔을 輕減시키는 波及效果도 고찰하고자 한다. 外國의 경우에는 一定所得 以下 階層에 대하여 住宅手當(housing allowances)을 支給하여 이 階層의 住居福祉向上을 圖謀하고 있다. 우리나라의 경우에는 아직 이러한 政策이 시행되고 있지 않으나, 本硏究에서는 假想的으로 이러한 政策이 施行되었을 경우 國民의 住宅에 대한 有效需要가 어느 정도 향상될 수 있는가를 分析하고, 또한 住宅手當支給 대신 住宅價格上昇을 抑制하는 政策을 代案으로 하였을 경우 이러한 政策이 미치는 住宅效果 및 賃貸料負擔(rent burden)의 波及効果分析도 아울러 試圖하고 있다.

補助金政策의 效果는 根本的으로 補助받는 階層이 補助金支給에 의한 所得 增加를 y_P, y_T 및 y_M 중 어느 所得의 增加分으로 看做하여 消費行態를 결정하는가에 달려 있다. 이러한 決定은 補助金政策의 持續性 및 家計所得增加速度에 대한 家口의 期待感에 따라 所得增加分의 範疇(categorization)가 정하여 질 것이다. y_P 및 y_T 效果에 대한 分析을 위해서는 〈表 6〉의 左側 패널의 (*eq.*3)이 사용되었으며 y_M 效果分析에는 右側 패널의 (*eq.*3)이 사용되었다.

本分析에서 住居서비스 住宅效果와 賃貸料負擔效果는 각기 다음과 같이 定義된다. 前者는 補助金支給(Δy)에 따른 Q의 增加比率, 즉 $\{Q(y+\Delta y)/Q(y)-1\}$을 의미하며 後者는 補助金支給에 따른 Q의 증가와 所得增加의 두 要因을 모두 勘案한 후, 消費家口의 賃貸料負擔의 相對的 變化率을, 즉 $[\{p\times Q(y+\Delta y)/(y+\Delta y)\}/\{(p\times Q(y)/y)\}-1]$ 뜻하는 것이다. 이러한 政策시뮬레이션은 다음의 特性을 갖는 家口를 對象으로 한다. 즉 旣婚家口主이며, 住宅普及率이 標本內 *HSR*의 平均値인 0.58의 都市에 居住하며, 4人 家口員으로 형성된 家口로서, 月所得 20萬원이며, 이것의 10%에 해당되는 月 2萬원의 住宅手當이 별도로 補助되는 경우를 대상으로 한다.

月 2萬원(所得의 10%)의 所得增加分이 消費家口에 의하여 y_P, y_T 및 y_M으로 여겨졌을 때의 住宅 및 賃貸料負擔效果가 〈表 7〉에 제시되어 있다. (*eq.*3)에서 傳貰家口의 所得効果는 기타 月貰家口의 效果와 다르게 나타나 각 效果分析은 傳貰와 月貰家口일 경우를 分離하여 推計하였다.

住宅價格等 다른 與件이 동일할 경우, 月 2萬원의 住宅手當支給에 따른 所得增加分을 消費家口가 y_P의 增分으로 간주하였을 때, 住宅

效果는 傳貰家口의 경우 2.84% 月貰家口의 경우 2.55%의 增加로 나타났다[36].

이는 1보다 작은 所得彈力値 때문에 住宅需要의 增加率이 所得의 增加率에 미치지 못함을 반영하는 것이다. 이러한 所得의 增加分을 消費家口가 y_T의 增分으로 고려할 경우 (예를 들어, 이러한 政策이 短期間에만 적용된다든지 또는 家計所得이 급속히 上昇할 것으로 기대되어 이러한 補助金惠澤을 오랫동안 받지 못하리라 豫想되면) 傳貰家口의 住宅效果는 극히 미미한 0.50%밖에 증가하지 않고 月貰家口의 경우에는 傳貰家口에 비해서는 相對的으로 크나 y_P의 效果보다는 적은 1.65%의 증가를 誘因하는 것으로 나타났다. 위 所得增加分이 y_M의 增加分이라 여겨질 때의 효과는 傳貰나 月貰家口의 경우 공히 y_T의 효과와 거의 동일한 것으로 나타났다.

〈表 7〉 住宅補助金政策에 따른 住宅 및 賃貸料負擔效果

(단위 : %)

	所得補助			價格統制
	y_P	y_T	y_M	
住宅效果				
傳貰家口	2.84	0.50	0.56	10.63
月貰家口	2.55	1.65	1.63	10.63
賃貸料負擔效果				
傳貰家口	−6.44	−8.63	−8.57	−0.42
月貰家口	−7.05	−7.86	−7.58	−0.41

한편 住宅補助政策이 手當支給을 통한 直接的 補助方式이 아니라 住宅價格上昇抑制政策을 통한 間接的 補助施策을 취하였을 경우의 효과를 보면 傳貰나 月貰家口의 경우 모두 10%의 住宅價格의 下落에 따라 住宅需要는 10.63% 上昇하는 것으로 나타났다. 이는 〈表 6〉에서 lnp의 彈力性의 絶對値가 거의 1인 것을 반영하는 것이다[37]. 정책의 效果를 評價하기 위해서는 政策遂行에 필요한 費用과 政策의 결과로 얻을 수 있는 惠澤을 비교하여야 한다. 本硏究의 경우, 所得補助政策과 價格統制政策의 社會費用의 計測이 용이하지 않아, 어떤 정책이 더 有效한가를 직접적으로 評價할 수는 없다. 그러나 일반적으로 所得補助政策이 價格統制政策보다 費用이 더 든다고 假定하면 위의 결과에서 다음과 같은 意味를 類推할 수 있다. 住宅政策의 目標가 國民의 有效住宅需要의 增進에 있다고 하면 補助金支給을 통한 直接的 補助政策보다는 住宅價格上昇抑制를 통한 間接的 補助方式이 短期的으로는 더 큰 住宅效果를 誘發한다고 결론지을 수 있을 것이다. 그러나 住宅價格의 통제는 시장에서 住宅의 相對價格을 왜곡시켜 장기적으로는 需給의 불균형을 초래할 가능성이 있어 社會的 費用을 誘發할 위험이 있는 것이다.

住宅補助政策이 賃貸家口의 賃貸料負擔率(r)을 輕減시키는 효과는 다음과 같이 측정할 수 있다.

$$r=p\times Q(p,y)/y \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (21)$$

p가 不變이라 假定할 때, 式(21)을 y에 대하여 微分하면 $\varepsilon_{r\cdot y}=\varepsilon_{Q\cdot y}-1$을 誘導할 수 있다[38].

36) 上記 效果를 計算하는 略法으로서 點彈力値의 計算에 의해서도 구할 수 있다. 즉 $lnQ=\alpha_0+\alpha_1 y_P$의 式에서 $\varepsilon_{Q\cdot y}=\frac{dQ/dy_P}{Q/y_P}=\alpha_1 y_P$로 나타나 $y_P=20$일 경우 傳貰家口의 $\alpha_1=0.0140$, 月貰家口의 $\alpha_1=0.0126$을 이용하면 y_P의 10% 上昇에 따른 住宅效果는 〈表 7〉에 제시된 數値와 근사하게 나타난다.

37) 點彈力値(point elasticity)는 極限(limit)의 槪念이므로 〈表 7〉에서 10%의 p의 下落이 10.6%의 Q의 上昇을 가져온 것은 點彈力値와 區間彈力値(arc elasticity)의 차이에 緣由한 것이라 할 수 있다.

38) 式(21)을 微分하면 $dr/dy=\frac{p\cdot\frac{dQ}{dy}\cdot y-pQ}{y^2}$, 여기서 $\varepsilon_{Q\cdot y}=\frac{dQ/dy}{Q/y}$ 및 $pQ=ry$를 사용하여 $\varepsilon_{r\cdot y}=\frac{dr/dy}{r/y}$를 구하면 $\varepsilon_{Q\cdot y}-1$을 얻는다.

즉 賃貸料의 所得에 대한 彈力値는 Q의 所得彈力値에서 1을 減한 數値인 것이다. 이 導出된 결과는 所得彈力的인 住居서비스 需要行態일수록 賃貸料 負擔比率을 높이게 되어, 결과적으로 住宅效果와 賃貸料 負擔波及效果는 서로 相反(tradeoff) 관계에 있음을 의미하는 것이다.

〈表 7〉에 제시된 賃貸料 負擔效果를 보면, 所得補助에 따른 住宅效果에 비하여 賃貸料 負擔輕減效果가 상대적으로 더 크게 나타났다. 다시 말하면, $\varepsilon_{r\cdot y}=\varepsilon_{Q\cdot y}-1$의 關係式에서 所得彈力値($y_P, y_T, y_M$ 등에서)가 1보다 작으므로 賃貸料 負擔效果는 負의 數値, 즉 賃貸料 負擔比率이 줄어드는 결과를 보여주었으며, 本 시뮬레이션 對象家口의 所得彈力値가 0.5보다 작으므로 賃貸料 負擔效果가 絶對値로선 더 크게 나타난 것이다[39].

式(21)에서 y를 不變이라 하고 r을 p에 관하여 微分하면 $\varepsilon_{r\cdot p}=1+\varepsilon_{Q\cdot p}$의 關係式을 導出할 수 있다. 이 결과가 價格統制의 賃貸料 負擔效果인 것이다. 本硏究의 결과에서는 價格의 彈力値가 -1에 근사하게 나타났으므로 價格政策에 의한 賃貸料 負擔效果는 거의 零에 가깝게 나타났다. 즉 價格이 낮아진 만큼 比例的으로 Q가 늘어났으므로 $p\cdot Q/y$의 比率에는 거의 변화가 없음을 의미하는 것이다[40].

V. 要約, 政策的 意味 및 結語

現在 政策的으로 論議되고 있는 賃貸住宅建設促進方案은 다음 세 가지 側面에서 중요한 의미를 갖는다. 첫째, 消費者에게 住宅의 所有와 賃貸를 選擇할 機會를 제공함으로써 消費者의 효용을 증진시킬 수 있는 것이다. 즉 需要者 個人의 입장에서 볼 때, 所有나 賃貸의 결정은 資産選擇(portfolio selection)의 問題로 볼 수 있다. 따라서 住宅金融市場이 未發達된 狀況下에서는 自家所有를 위해서는 주어진 資金을 일시에 배분하여야 하나, 賃貸를 選擇할 경우에는 資金의 배분을 여러 기간에 걸쳐 분할할 수 있으므로, 결과적으로 資源의 效率的配分을 가져올 수 있는 것이다. 둘째, 産業組織의 高度化에 따라 勞動의 移動性이 높아질 것이므로 이 階層의 住宅需要를 충족시키는 方案으로서도 有效할 것이며, 세째, 高齡化社會의 到來에 따라 老齡階層의 比率이 높아질 것인데, 이 階層에게는 蓄積된 富의 相當部分을 住宅에 投資할 必要性이 적으므로, 이 階層에서도 賃貸住宅의 需要는 增大할 것이다. 위와 같은 관점에서 自家所有에서 賃貸住宅으로의 政策轉換은 國民의 住宅福祉를 증진시키는 적절한 방향이라 思料된다. 그러나 이러한 政策轉換의 成功與否는 現在와 같은 自家所有로부터 기대되는 資産增殖(capital gains) 效果를 어느 정도 減少시킬 수 있는가에 달려 있을 것이다.

本硏究는 賃貸住宅政策의 住居福祉向上에

39) 時系列 資料를 이용하여 推計한 住宅스톡(stock)需要에 대한 所得彈力値도 1보다 훨씬 적은 0.25 정도로 나타났다. 자세한 내용은 金仲秀(1983) 參照.

40) 外國의 경우에는, 住宅融資金의 利子負擔金을 課稅對象에서 제외시킴으로써 住居서비스增進을 圖謀하고 있다. 이러한 槪念을 援用하여 賃貸料 負擔額에 대한 稅制惠澤政策(예를 들면, 賃貸料를 所得課稅對象에서 控除시킴)을 고려할 수 있다. 이러한 정책의 혜택은 所得水準에 비례하므로, 住居福祉의 適正分配라는 側面에서는 오히려 逆進的 效果를 가져온 것이다. 本硏究의 政策시뮬레이션의 對象家口는 低所得階層이므로 우리나라의 현재 所得稅制上 위와 같은 정책의 효과는 상당히 制限的일 것이다.

대한 經濟效果分析을 그 목적으로 하였다. 우리나라 都市家口의 경우, 거의 60%에 달하는 家口가 賃貸住宅에 起居함에도 不拘하고 現在까지는 이들의 住宅需要의 決定要因分析에 대한 硏究가 극히 微微하였다 할 수 있다. 本硏究의 分析手段은 計量經濟學的 接近方法을 택하였으며, 특히 다음의 理論的 問題點을 解決하며 實證分析을 하였다는 데 本論文의 特徵이 있다 하겠다. 즉, 實證分析의 資料로 「서베이」(survey)資料가 通用되는데 이러한 標本의 資料에서 얻어지는 결과가 社會 全構成員의 母集團을 적절히 代表할 수 있는가의 문제가 檢證되어야 할 것이다. 다시 말하면 標本選擇基準에 따라 標本에 選擇된 成員의 特性이 標本에 선택되지 않은 成員의 特性에 비하여 體系的으로 異質的 特性을 보일 가능성이 있으므로 標本選擇 偏倚의 計量經濟學的 問題가 惹起되며, 따라서 推定된 係數를 適切히 矯正하는 과정이 따라야 할 것이다. 특히 標本選擇基準이 硏究對象인 從屬變數와 무관하지 않을 경우, 위의 過程이 필수적으로 隨半되어야 한다는 것이 本硏究에서 立證되었다.

本論文의 主要硏究結果 및 政策的 意味를 要約하면 다음과 같다. 첫째, 住居서비스需要와 같은 耐久消費行態를 결정하는 所得變數가 恒常所得인가 또는 計測된 家計所得(즉 臨時所得도 영향을 미치는가)인가는 經濟學에서 오랫동안 論議되어 온 課題이다. 本硏究는 우리나라와 같이 住宅金融市場이 未發達한 經濟下에서는 두 형태의 所得 모두 耐久消費財 需要에 영향을 미친다는 假說을 提示하고 이를 檢證하여 支持받는 결과를 導出하였다. 恒常所得의 영향이 臨時所得의 效果보다는 크게 나타났으나, 臨時所得도 住居서비스需要에 正의 效果를 나타내었다. 이러한 결과는 특히 傳貰家口보다 月貰家口의 경우 더욱 강하게 나타났다. 傳貰家口는 月貰家口에 비하여 어느 정도의 資產을 蓄積하였다는 意味에서 위의 결과는 富의 蓄積 또는 所得水準이 낮을수록 住居서비스의 需要가 臨時所得의 函數라는 것을 示唆하는 것이다.

둘째, 賃貸料에 관한 情報는 入手可能(available)하나, 住居서비스需要量 및 價格은 구체적으로 觀測이 되지 않는다. 이를 해결하는 방안이 特性勘案價格指數의 作成法을 사용하여 價格과 需要量을 각기 推計하는 방법이다. 우리나라의 경우와 같이 都市 또는 住宅市場別로 住居서비스 價格의 隔差가 심한 경우에는 賃貸料가 住居서비스需要量을 一律的으로 반영한다고 볼 수 없을 것이다. 本硏究의 결과에서도 住居서비스需要量 및 價格은 각기 都市別로 宛然한 차이를 보여 賃貸住居서비스 分析은 局部的(local)인 市場의 特性들이 고려되어야 함을 보여주었다.

세째, 住居서비스需要에 대한 所得彈力性은 恒常所得, 臨時所得, 計測된 所得의 경우 모두 1보다 훨씬 작게 나타났다. 이와 같이 낮은 所得彈力性은 住居서비스가 必須耐久財의 특성을 갖는다는 것을 意味하는 것이라 할 수 있다. 한편 價格彈力性은 −1에 근사하게 나타났다. 이 결과는 所得이 일정할 때, 住居서비스需要量과 價格의 完全代替性을 반영하는 것이라 볼 수 있다. 위의 결과를 다른 면으로 解釋하면, 所得이 일정할 경우 賃貸料가 正의 常數라는 것을 의미하며, 따라서 所得에 대한 賃貸料의 比率이 不變이라는 것을 뜻한다고 볼 수 있는 것이다.

마지막으로, 一定所得 以下 階層의 住居서비

스 증진을 위하여 外國의 경우와 같이 政策的으로 住宅手當을 支給하였을 때의 效果分析을 한 결과, 手當의 支給은 住居서비스需要를 증대시키는 住宅效果보다는 賃貸料 負擔을 輕減시키는 效果를 상대적으로 더 크게 誘發시키는 것으로 나타났다. 이러한 경향은 所得水準이 낮은 月貰家口에서 傳貰家口보다 더욱 강하게 나타났다. 이는 住居서비스需要의 낮은 所得彈力値에 起因하는 것이다. 그러나 住宅價格의 統制에 따른 住居서비스需要增進效果는 所得補助政策에 비하여 상대적으로 크게 나타났다.

實用的 政策手段으로서의 住宅價格統制政策은 賃貸料補助政策을 고려할 수 있다. 즉 賃貸住居서비스量이 일정할 경우 價格의 變化는 賃貸料의 변화와 비례할 것이다[41]. 따라서 위의 결과를 綜合하면 다음과 같은 政策的 意味를 導出할 수 있다. 低所得階層의 住居서비스 增進의 目標追求를 위하여 住宅手當支給과 價格統制政策(또는 賃貸料補助政策)의 두 가지 수단의 효과를 비교하여 보면, 政策手段의 費用側面에서 一般的으로 前者의 費用이 後者보다 더 크다고 할 수 있으며, 住宅效果는 後者가 前者보다 더 큰 것으로 本硏究의 결과에서 나타났다. 결론적으로 低所得階層의 住居서비스 向上을 위해서는 價格統制政策이 手當支給政策보다 더 큰 實效를 거둘 것이며, 低所得階層의 賃貸料 負擔을 輕減시키는 目的下에서는 手當支給政策이 價格統制政策보다 더 有效할 것이다.

41) 一定時點에서는 Q가 정하여졌다 할 수 있으나, 장기적으로는 Q가 변하므로 住宅價格政策과 賃貸料補助政策이 동일하다고 할 수 없다. 예를 들면, t時點에서 賃貸料가 補助되면 Q가 즉시 변하지 않으므로 價格下落의 效果를 나타낼 것이다. 그러나 動態的으로 $t+1$時點에서 賃貸料補助의 결과 實質所得(y)이 增加된 效果와 價格(p)이 下落된 效果가 동시에 나타나므로 賃貸需要(y와 p의 函數로서)가 변할 것이다. 賃貸料補助가 賃貸料의 一定比率이라 할 때, 이러한 調整過程은 $t+2$, $t+3$……, 등에서 連續的으로 나타날 것이다. 그러나 住宅需要彈力性이 1보다 작을 경우, 장기적으로 균형점에 到達할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金仲秀, 「우리나라 住宅需給決定要因의 時系列 分析」, 『韓國開發硏究』, 韓國開發硏究院, 1983 겨울호.

_____, 「住宅所有形態選擇에 관한 計量分析 : 家口特性 및 住居環境의 影響을 中心으로」, 『韓國開發硏究』, 韓國開發硏究院, 1984 여름호.

Amemiya, T., "Regression Analysis When the Dependent Variable Is Truncated Normal", Econometrica 41 : 997-1016, 1973.

Box, G.E.P. and D.R. Cox, "An Analysis of Transformations," Journal of Royal Statistical Society 26:211-243, 1964.

Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function,* Princeton Univ. Press, Princeton, N.J., 1957.

Goodman, A.C. and M. Gawai, "Estimation and Policy Implications of Rental Housing Demand," Journal of Urban Economics 16:76-90, 1984.

Griliches, Z., "Hedonic Price Indexes for Automobiles : An Econometric Analysis of Quality Change," in *Price Indexes and*

Quality Change, edited by Z. Griliches, Harvard Univ. Press, Cambridge, Mass. 1971.

Gronau, R., "Wage Comparisons—A Selectivity Bias," Journal of Political Economy 82:1119-43, 1974.

Heckman, J., "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models," Annals of Economic and Social Measurement 5:475-92, 1976.

Johnson, N. and S. Kotz, *Distribution in Statistics: Continuous Multivariate Distributions,* New York: John Wiley & Sons, 1972.

Kim, J.H. et al., *Housing Policy Development Research,* monograph, Korea National Housing Corporation, Aug. 1983.

Kmenta, J., *Elements of Econometrics,* New York: MacMillan, 1971.

Lucas, R.E.B., "Hedonic Wage Equations and Psychic Wages in the Returns to Schooling," American Economic Review: 549-558, Sept. 1977.

Maddala, G.S., *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics,* Cambridge Univ. Press, Cambridge, 1983.

Manski, C.F. and S.R. Lerman, "The Estimation of Choice Probabilities from Choice Based Samples," Econometrica 45:1977-88, 1977.

Nerlove, M. and J. Press, "Univariate and Multivariate Log-Linear and Logistic Models," RAND report R-1306-EDA/NIH, 1973.

Polinsky, A.M., "The Demand for Housing: A Study in Specification and Grouping," Econometrica 45:447-461, 1977.

Rosen, S., "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," Journal of Political Economy 82:34-55, 1974.

Tobin, J., "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables," Econometrica 26:24-36, 1958.

韓國開發硏究院 硏究叢書 案內

1 韓國「인플레이션」의 原因과 그 影響
金光錫 著 18切判·122面 高級洋裝·1,200원

2 穀價政策의 計劃化~次善의 糧穀政策
文八龍 著 18切判·158面 高級洋裝·1,800원

3 韓國農業의 成長(1918~1971)
潘性紈 著 18切判·250面 高級洋裝·2,000원

4 韓國家計의 貯蓄行態
金光錫 著 18切判·146面 高級洋裝·3,000원

5 農產物價格分析論~理論과 政策
文八龍 柳炳瑞 共著 18切判·318面 高級洋裝·4,000원

6 *TRADE AND DEVELOPMENT IN KOREA*
洪元卓 A.O. Krueger 編 18切判·254面 高級洋裝·4,000원

7 *SOCIAL SECURITY IN KOREA*
朴宗淇 著 18切判·198面 高級洋裝·4,000원

8 *PUBLIC ENTERPRISE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: THE KOREAN CASE*
L.P. Jones 著 18切判·294面 高級洋裝·4,000원

9 韓國의 外換·貿易政策
金光錫 L.E. Westphal 共著 18切判·336面 高級洋裝·4,000원

10 *FACTOR SUPPLY AND FACTOR INTENSITY OF TRADE IN KOREA*
洪元卓 著 18切判·236面 高級洋裝·4,000원

11 勞動供給과 失業構造
金秀坤 著 18切判·202面 高級洋裝·3,000원

12 韓國의 鐵鋼需要分析
宋熙秊 著 18切判·250面 高級洋裝·3,500원

13 韓國鐵鋼工業의 成長
金胤亨 著 18切判·508面 高級洋裝·4,000원

14 *PLANNING MODEL AND MACROECONOMIC POLICY ISSUES*
金迪敎 編 18切判·492面 高級洋裝·4,000원

15 *INDUSTRIAL AND SOCIAL DEVELOPMENT ISSUES*
金迪敎 編 18切判·342面 高級洋裝·4,000원

16 韓國의 人口問題와 對策
金善雄 編 18切判·532面 高級洋裝·4,500원

17 韓國電力需要 및 價格의 分析
張榮植 著 18切判·252面 高級洋裝·3,500원

18 市場構造와 獨寡占規制
李奎億 著 18切判·370面 高級洋裝·3,500원

19 賃金과 勞使關係
金秀坤 著 18切判·244面 高級洋裝·3,500원

20 韓國의 人口와 人口政策
洪思媛 著 18切判·214面 高級洋裝·3,500원

21 *TRADE, DISTORTIONS AND EMPLOYMENT GROWTH IN KOREA*
洪元卓 著 18切判·410面 高級洋裝·4,000원

22 成長과 構造轉換
金光錫 M. Roemer 共著 18切判·194面 高級洋裝·3,500원

23 韓國의 綜合輸送體系
林浩奎 著 18切判·306面 高級洋裝·5,000원

㉔ 韓國企業의 財務行態
南相祐 著 18 切 判・204 面 高級洋裝・3,500원

㉕ 韓國經濟의 高度成長要因
金光錫 朴埈卿 共著 18 切 判・166 面 高級洋裝・3,500원

㉖ *COMMUNITY DEVELOPMENT AND HUMAN REPRODUCTIVE BEHAVIOR*
洪思媛 著 18 切 判・198 面 高級洋裝・4,000원

㉗ 農業投資分析論
文八龍 林栽煥 共著 18 切 判・250 面 高級洋裝・4,000원

㉘ 纖維・電子工業의 特性과 需給構造
金榮奉 著 18 切 判・180 面 高級洋裝・3,500원

㉙ 鐵鋼工業의 特性과 需給構造
南宗鉉 著 18 切 判・192 面 高級洋裝・4,000원

㉚ 韓國의 所得分配와 決定要因(上)
朱鶴中 編 18 切 判・470 面 高級洋裝・5,500원

㉛ 韓國의 國土・都市・環境
宋丙洛 編 18 切 判・410 面 高級洋裝・5,000원

㉜ 韓國의 保健財政과 醫療保險
朴宗淇 著 18 切 判・272 面 高級洋裝・4,500원

㉝ 石油化學工業의 現況과 展望
具本英 著 18 切 判・236 面 高級洋裝・4,000원

㉞ 成長과 都市化問題
宋丙洛 E.S. Mills 共著 18 切 判・270 面 高級洋裝・4,500원

㉟ 韓國의 流通經濟構造
林浩奎 著 18 切 判・306 面 高級洋裝・5,000원

㊱ 韓國工業化패턴과 그 要因
金光錫 著 18 切 判・272 面 高級洋裝・4,000원

㊲ 保健醫療資源과 診療生活圈
延河清 金學泳 共著 18 切 判・336 面 高級洋裝・5,500원

㊳ 韓國의 敎育과 經濟發展
金榮奉 N.F. McGinn 外 18 切 判・272 面 高級洋裝・4,500원

㊴ 貿易・外援과 經濟開發
A.O. Krueger 著 田英鶴 譯 18 切 判・256 面 高級洋裝・4,000원

㊵ *MACROECONOMIC AND INDUSTRIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切 判・414 面 高級洋裝・5,000원

㊶ *HUMAN RESOURCES AND SOCIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 18 切 判・384 面 高級洋裝・5,000원

㊷ *KOREAN REGIONAL FARM PRODUCT AND INCOME:1910～75*
A. Keidel 著 18 切 判・268 面 高級洋裝・4,500원

㊸ 韓國의 農村開發
文八龍 潘性紈 D.H. Perkins 共著 18 切 判・396 面 高級洋裝・6,000원

㊹ 需給構造와 物價政策
李 烧 著 18 切 判・288 面 高級洋裝・5,000원

㊺ 經濟開發과 政府 및 企業家의 役割
司空 壹 L.P. Jones 共著 18 切 判・410 面 高級洋裝・4,500원

㊻ *PRIMARY HEALTH CARE IN KOREA*
延河清 著 18 切 判・214 面 高級洋裝・4,000원

㊼ 韓國 經濟·社會의 近代化

金滿堤 E.S. 메이슨 外 18 切 判·530 面 高級洋裝·6,500원

㊽ 輸出主導型 成長經濟의 外換政策

李天杓 著 18 切 判·228 面 高級洋裝·4,000원

㊾ 韓國의 所得分配와 決定要因(下)

朱鶴中 著 18 切 判·432 面 高級洋裝·7,000원

㊿ 國民經濟와 福祉年金制度

延河清 閔載成 共著 18 切 判·428 面 高級洋裝·7,000원

51 技術革新의 過程과 政策

金仁秀 李軫周 共著 18 切 判·402 面 高級洋裝·7,000원

52 韓國의 經濟開發과 人口政策

R.레페토 金善雄 外 18 切 判·328 面 高級洋裝·5,000원

53 韓國의 金融發展(1945～78年)

D.C.콜 朴英哲 共著 18 切 判·334 面 高級洋裝·5,600원

54 韓國의 賃金構造

朴恒求 朴世逸 共著 18 切 判·440 面 高級洋裝·5,200원

55 ***SOURCES OF ECONOMIC GROWTH IN KOREA***

朴埈卿 著 近 刊