季刊 1979年 3月 13日 登錄
登錄番號 바-565

제15권 제4호 1993 겨울

韓國開發研究

韓國經濟의 「年間巨視模型」과 政策效果 分析 — 左承喜, 黃晟鉉, 李善愛

北韓의 勞動生產性과 適正賃金: 北韓勞動力의 質에 관한 考察 — 曺東昊

內生的 成長模型: 理論的 構造와 含意 — 柳潤河

通貨의 供給經路가 인플레에 미치는 影響: 現行 韓國銀行 貸出政策에 미치는 示唆點 — 金俊經, 文宇植, 金世炫

財產稅의 價格效果와 歸着 — 盧基星

株式收益率 變動幅의 規模效果와 非對稱效果 — 高英先

KDI

韓國開發研究院

季刊 韓國開發研究

제 15 권 제 4 호 1993 겨울

韓國經濟의「年間巨視模型」과 政策效果 分析 ……左 承 喜 黃 晟 鉉 李 善 愛… 3

北韓의 勞動生產性과 適正賃金：北韓勞動力의 質에 관한 考察 ……曺 東 昊… 37

內生的 成長模型：理論的 構造와 含意 …柳 潤 河… 69

通貨의 供給經路가 인플레에 미치는 影響：現行 韓國銀行 貸出政策에 미치는 示唆點 …金 俊 經 文 宇 植 金 世 炫…113

財產稅의 價格效果와 歸着 ……盧 基 星…143

株式收益率 變動幅의 規模效果와 非對稱效果 ……高 英 先…155

編 輯 陣

委員長 朴 埈 卿

幹 事 朴 元 巖

委 員 金 俊 經 南 逸 聰
盧 基 星 孫 在 英
申 光 湜

編 輯 申 東 祚

編輯問議：編輯委員會(960-8313)

購讀問議：發刊資料相談室(960-3283)

論評 및 書評 寄稿案內

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

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

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

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

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

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

韓國經濟의 「年間巨視模型」과 政策效果 分析

左 承 喜
黃 晟 鉉
李 善 愛

本稿의 「年間巨視模型」은 經濟構造가 비교적 同質的이라 할 수 있는 1970년대 이후의 年間資料를 이용하여 主要總量指標의 변동을 統合·單純化된 구조식으로 파악함으로써, 巨視經濟政策 效果分析과 中·短期 예측에 적합하도록 개발되었다. 同 模型은 主要價格變數들의 내생화와 GNP갭변수의 도입을 통해 기존모형들의 가격의 內生性 경시 및 供給側面 경시적 구조를 보완하고 있으며, 80년대 이후 최근에 이르기까지 우리 경제의 巨視經濟變動을 상당히 安定的으로 추적하는 것으로 나타났다.

「年間巨視模型」에 의한 通貨·金利政策 효과의 분석 결과, 與·受信金利의 引上은 實質所得 및 物價의 下落과 國際收支의 改善을 가져오는 것으로 나타났으며, 繼續衝擊의 경우 與·受信金利 1%포인트의 인상은 평균 0.277%의 實質所得 減少效果를 갖는 것으로 나타났다. 계속적인 通貨量 1%의 증가는 物價를 累積的으로 상승시켜서 4년후에는 上昇效果가 0.249%에 달하게 되는 것으로 나타났다. 同 模型에서는 여신금리의 인상이 經濟安定化 效果를 통해 오히려 實勢金利의 安定에 기여하는 것으로 나타났다.

財政政策의 정책실험 결과, 政府消費의 증가로 나타나는 財政規模 증대의 경우 財政赤字를 수반하는 경우와 수반하지 않는 경우의 차이가 단적으로 나타났다. 財政規模의 增大는 두가지 경우 모두에 있어서 物價上昇을 유발하지만 그 實際的 크기는 財政赤字를 수반하는 경우 훨씬 크게 나타났다. 財政規模의 增加가 일시적일 경우, 두가지 경우 모두에 있어 물가에 대한 正의 效果는 지속적인 반면 實質所得에 대한 效果는 일시적인 것으로 나타났다.

I. 머리말

지난 30여년의 소위 壓縮成長期間 동안 우리 경제는 엄청난 구조변화를 경험하였다. 60년대의 전형적인 1次産業 중심의 경제에서 경공업 수출의 확대와 70년대중의 重化學工業 육성에 힘입어 産業化가 크게 진전되어 2次 및 3次産業의 비중이 커지면서, 급속한 産業構造의 高度化가 이루어졌

筆者 : 左承喜, 黃晟鉉 — 本院 硏究委員
李善愛 — 本院 專門硏究員

* 本稿의 「年間巨視模型」은 左承喜·黃晟鉉·

다. 이러한 급격한 構造的 변화를 겪어 온 우리 경제를 模型化하고 그 模型을 이용하여 巨視政策效果를 분석하며, 나아가 장래의 경제모습을 예측하는 작업은 대단히 至難한 일이 아닐 수 없다 하겠다.

지금까지의 우리 경제에 대한 模型作業은 주로 分期計量模型의 구축을 통해 이루어져 왔는데, 여러가지 경제현실을 감안할 때 年間模型의 필요성 또한 높음에도 불구하고, 비교적 동질적인 경제구조하에서 統計的 推論에 필요한 최소한의 수의 年間資料를 얻을 수 없는 시계열상의 자료 제약으로 年間模型의 개발이 어려운 형편이었다.

年間模型이 分期模型에 비하여 일반적으로 가질 수 있는 장점이나 혹은 年間模型 자체의 필요성은 우선 民間, 企業 등 각 주체들의 경제행위가 상당부분 연간단위로 계획되고 실행된다는 점, 그리고 政府의 經濟運用計劃들이 연간단위로 수립·운영된다는 측면에서 찾아볼 수 있을 것이다. 특히 巨視經濟政策의 한 軸을 이루는 財政政策의 경우 각 會計年度의 豫算運用에 의거하여 시행된다는 점이 고려되어야 한다. 또한 年間模型은 分期別模型의 경우 발생하게 되는 계절적 요인의 처리과정에서 있을 수 있는 恣意的 처리 가능성을 피할 수 있다는 측면에서도 그 의의를 평가할 수 있을 것이다.

그러나 연간자료를 이용할 경우 그 관측치의 숫자가 제한된 경우에는 統計的 推論 자체가 불가능하거나, 또는 이러한 문제를 극복하기 위하여 추정기간을 構造的으로 不安定한 기간에까지 확장해야 할 경우 모형의 適合度가 저하되고 推論의 正確度가 그만큼 저하되는 심각한 문제가 발생하게 된다.

우리나라의 경우는 그동안의 급속한 經濟構造變化에 따라 60년대와 70년대, 그리고 80년대간의 經濟構造上에 있어서 정도의 차이는 있겠지만 여러가지 서로 상이한 측면을 보이고 있기 때문에 과거 30여년의 기간을 통합하여 모형을 추정하는 데는 문제가 많다고 하겠다. 그러나 현시점이 그나마 비교적 동질적이라고 볼 수 있는 70년대 이후의 年間資料가 20개 이상에 달하게 됨으로써 아마도 어느 정도 유용성이 있는 年間巨視模型이 개발될 수 있는 始發點이 되지 않나 사료된다.

이러한 여러가지 고려하에서 本 硏究는 1972~92년 기간의 우리나라 경제의 年間巨視計量模型을 개발함으로써 앞으로 年間模型의 개발이용을 보다 活性化하고 우리나라 巨視經濟構造에 대한 이해를 높임과 동시에 이를 통해 巨視經濟政策 운용의 효율화에 다소나마 기여해 보고자 하는 데 그 목적이 있다.

本稿는 다음과 같이 구성되어 있다. 우선

李善愛(1993)의 모형을 보다 개선·발전시킨 것이다. 本 模型에 대해 유익한 논평을 해주신 沈相達, 柳潤河, 白雄基 박사께 감사드리고, 本稿의 資料蒐集·整理 및 原稿整理의 여러 과정에 걸쳐 노력을 기울여 준 劉庚遠 연구원, 李容一 주임연구조원에게 감사의 뜻을 표한다.

第Ⅱ章에서는 「年間巨視模型」의 특징과 모형의 구조에 대해서 개별구조식의 내용과 그 추정결과들을 중심으로 설명하고자 한다. 다음으로 第Ⅲ章에서는 이들 모형을 이용한 정책시뮬레이션(policy shock simulation) 실험결과를 논의하고 있으며, 이를 통하여 여러가지 政策變數와 그 變數들의 다양한 조합이 미치는 政策效果에 대한 實證的 分析을 시도하고자 한다. 第Ⅳ章은 本稿의 결론부로서 앞章에서 얻은 중요한 결과들을 요약·정리하고, 금후의 모형개선방향을 포함, 앞으로의 추가적인 연구과제들에 대해 논의하고자 한다.

Ⅱ. 「年間巨視模型」의 構造

1. 「年間巨視模型」의 特徵

本稿의 「年間巨視模型」은 「金利自由化의 推進方案」(1991, KDI)에서 개발된 小型巨視經濟模型의 構造式을 근간으로 한 左承喜·黃晟鉉·李善愛(1993)의 모형을 보다 개선·발전시킨 것이다. 이 「模型」은 IS-LM 模型과 유사한 전형적인 需要側面 중시의 小型巨視模型으로서 政府消費를 제외한 최종수요의 각 항목－民間消費, 設備投資, 建設投資, 輸出, 輸入－과 物價(GNP디플레이터), 賃金, 會社債收益率, 輸出價格, 土地價格 등 주요 가격변수들을 내생화하고 있다. 그러나 이 모형에서는 IS-LM 유형의 모형이 갖는 일반적인 단점인 공급측면 경시경향을 완화시키기 위해 GNP갭(실제GNP와 잠재GNP의 차이) 변수를 도입하여 공급애로효과를 감안하도록 하되 잠재GNP를 내생화함으로써 공급측면을 보강하였다.

同 模型의 주요 특징을 열거하면 다음과 같다. 첫째, 이 模型은 주요 總量指標의 변동내용과 주요 巨視經濟政策變數 및 海外要因 등 外生變數들과의 상호연관관계를 최대한 단순화된 모형구조를 이용하여 파악함으로써, 보다 效率的으로 각 政策變數 및 이들 政策組合의 巨視經濟的 效果를 實證的으로 분석하고 이들 정책에 따른 巨視經濟指標의 變動을 中·短期的으로 예측할 수 있도록 개발되었다. 즉 朴佑奎·金世鍾(1992)에서와 같이 '최대한의 내생적 설명이 가능한 최소한의 규모' 원칙을 살리고 있다. 따라서 이 模型의 유용성은 政策시뮬레이션(policy shock simulation)을 통해서 主要巨視政策變數의 '總量的' 변동 효과를 '總量的'인 巨視經濟指標의 변동으로 보다 쉽게 파악할 수 있다는 데서 찾을 수 있다. 이러한 통합되고 단순화된 模型構造의 이점을 최대한 살릴 수 있도록 政策시뮬레이션을 여러가지 다양한 政策組合의 경우들에 대해서 시도하고 있다.

둘째, 이 模型은 기존의 여러 巨視經濟模型들과 같이 需要側面을 중시하는 「케인지안」적 模型으로서 需要가 供給을 결정하는

「케인지안」적 기본체계를 반영하고 있다.[1] 그러나 후술하는 바와 같이 物價函數에 總需要와 내생화된 總生産能力(즉, 잠재 GNP)의 比率을 포함함으로써 經濟의 供給能力을 초과하는 수요증가가 物價上昇을 통하여 總需要의 增加를 억제하는 내부적 自動均衡 메커니즘이 설정되어 있다. 이와 같이 同 模型은 주요 價格變數들의 內生化와 GNP갭變數의 도입을 통해 전형적인 IS-LM型 「케인지안」 模型의 약점인 價格의 內生性 輕視 및 供給側面 輕視的 구조를 보완하고 있다. 또한 이미 지적한 物價變動의 自動均衡機能과 나아가서는 金利, 賃金, 輸出價格, 土地價格 등의 여타 가격변수들도 經濟成長率과 正의 관계를 유지하면서 동시에 궁극적으로는 消費, 投資 등 需要部門과 負의 관계를 유지하고 있어 內生化된 모든 價格函數들이 이러한 自動均衡 메커니즘을 보완·강화하고 있다.

셋째, 이 模型은 巨視經濟變數와 政策變數들을 가능한 한 統合·單純化시키면서도 동시에 經濟的으로 중요한 巨視政策變數들을 다양하게 포함하고 있어 단순하면서도 다양한, 그리고 經濟的으로 의미있는 政策實驗이 가능하도록 배려되었다. 특히 金融側面에서 규제금리인 與信·受信金利變數와 財政側面에서 公共部門 綜合財政收支 赤字規模 變數가 外生變數로, 會社債收益率變數와 土地價格變數가 內生變數로 포함되어 있어 이들을 이용한 다양한 政策實驗을 가능케 하고 있으며, 본 모형은 향후 金利, 財政收支, 土地價格 등의 변화의 巨視經濟的 파급효과를 분석하는 데 유용하게 이용될 수 있을 것으로 판단된다.[2]

넷째, 模型의 構造式 추정에서는 일반적인 관행에 따라 각각의 構造式에 대해 單純回歸分析(OLS) 방법을 사용하였는데, 추정과정에서 나타나는 자기상관문제를 처리하기 위해서는 전기의 종속변수를 설명변수로 사용하거나 內生變數의 '增加率'을 추정하는 방법을 채택하였다.[3] 실제로 추세변동이 뚜렷한 物價, 賃金, 輸出價格, 土地價格 등 模型內의 모든 가격변수들을 증가율형태(log 차분형태)로 추정함으로써 趨勢(time-trend)의 존재에 의해 나타날 수 있

---

1) 李烘(1984)에서 개발된 年間計量模型은 實物市場을 중심으로 추정된 成長模型으로서 中·長期 經濟豫測을 목적으로 작성된 供給部門 중심의 모형임. 동 논문에서 지적된 대로 이 모형은 總需要管理를 위한 通貨·財政政策이나 기타 安定化施策의 政策效果分析에는 적합하지 않음.

2) 최근의 金利自由化 2段階 조치로 주요 貸出金利가 자율화되었으나, 그동안 규제되었던 金利를 內生化하기가 불가능할 뿐만 아니라, 銀行貸出金利가 당분간은 독과점적 은행대출 시장구조 등 여러가지 요인에 의해서 경직적으로 움직일 가능성이 높기 때문에 貸出金利를 외생화하고 있는 현재와 같은 형태의 模型의 유용성은 여전히 높을 것으로 판단됨.

3) 이러한 방법을 통해서 통계적 추론을 위해 안전한 수준의 *D.W.*統計値를 얻을 수 있었음. 그러나 잘 알려진 바와 같이 前期의 종속변수가 사용될 때는 *D.W.*統計値를 이용하여 교란항의 자기상관 존재 여부를 검증할 수 없으며, 대신에 Durbin의 *h*-統計値의 계산이 필요한데, 계산결과에 의하면 모든 경우 교란항의 자기상관은 없는 것으로 나타나고 있음.

는 假性的 回歸(spurious regression) 가능성을 피하도록 하였다. 자기상관존재시 전통적인 추정방법으로 자주 이용되는 Cochrane-Orcutt AR(1) 추정방법은 事前的으로 교란항의 安定性 條件(stationarity)을 전제로 한 추정방법이므로 本 模型에서는 사용하지 않았다. 또한 模型의 관측치 숫자가 많지 않은 점을 고려하여 각 回歸方程式의 설명변수수를 최소화하여 최대한의 자유도를 확보하도록 노력하였다. 그리고 輸出·入函數 推定에서 국민소득계정상의 輸出·入을 직접 추정함으로써 오차발생의 또 다른 요인이 될 수 있는 연결식(bridge equation)의 사용을 배제하였다.

2. 「年間巨視模型」의 構造

「年間巨視模型」은 1972~92년 기간에 대한 다음의 11개의 기본구조식으로 구성되어 있으며 각 부문간 흐름도는 [圖 1]과 같다. 構造式의 選定에 있어서는 이론적으로 설명력이 있다고 판단되는 여러가지 변수들의 다양한 조합 중에서 실제추정을 통해 관찰되는 統計的 說明力과 계수의 有意性이나 그 부호의 타당성 등을 기초로 하여 최적조합을 취사 선택하였으며, 동시에 事後的인 模型시뮬레이션(simulation) 결과를 참조하여 構造式을 개선해 나가는 작업도 병행하였다.

「年間巨視模型」의 構造式

(1) 소비함수(민간)

$$PCON = PCON\left(\underset{(+)}{\frac{P \cdot y - T}{P}}, \underset{(+)}{\frac{M2A}{P}}, \underset{(-)}{YCB - \dot{P}}, \underset{(+)}{PCON_{-1}}\right)$$

(2) 조세함수

$$T = T\,(\underset{(+)}{P \cdot y})$$

(3) 설비투자함수

$$IFM = IFM(\underset{(+)}{IFC}, \underset{(+)}{EX}, \underset{(-)}{EXR_{-1}}, \underset{(+)}{D_{7879}})$$

(4) 건설투자함수

$$IFC = IFC\left(\underset{(+)}{\frac{M2A}{P}}, \underset{(-)}{(RL - \dot{P})}, \underset{(+)}{IFC_{-1}}, \underset{(-)}{\left(\frac{PL}{P}\right)_{-1}}, \underset{(+)}{D_{78}}\right)$$

(5) 수출함수

$$EX = EX(\underset{(+)}{FGNP}, \underset{(-)}{\frac{PX}{FWPI}}, \underset{(+)}{EX_{-1}})$$

(6) 수출가격함수

$$\dot{PX} = \dot{PX}(\underset{(-)}{\dot{EXR}}, \underset{(+)}{\dot{FWPI}}, \underset{(+)}{\dot{PMW}}, \underset{(+)}{\dot{P}_{-1}}, \underset{(-)}{D_{75}}, \underset{(+)}{D_{76}})$$

$$PMW = PM * EXR$$

(7) 수입함수

$$IM = IM(\underset{(+)}{y}, \underset{(+)}{\frac{IFM}{y}}, \underset{(-)}{\frac{PMW}{P}}, \underset{(+)}{IM_{-1}})$$

(8) 회사채수익률함수

$$YCB=YCB(\underset{(+)}{WRD}, \underset{(-)}{\frac{M2A}{P}}, \underset{(+)}{y}, \underset{(-)}{\frac{y-PCON-GCON}{I}})$$

(9) 물가함수

$$\dot{P}=\dot{P}(\underset{(+)}{\dot{W}}, \underset{(+)}{P\dot{M}W}, \underset{(+)}{RDEFC}, \underset{(+)}{(\frac{y}{POTGNP})})$$

(10) 임금함수

$$\dot{W}=\dot{W}(\underset{(+)}{\dot{P}}, \underset{(+)}{\dot{P}_{-1}}, \underset{(+)}{\dot{y}_{-1}}, \underset{(+)}{DW_{76}})$$

(11) 토지가격함수

$$P\dot{L}=P\dot{L}(\underset{(+)}{\dot{P}}, \underset{(+)}{I\dot{F}C}, \underset{(+)}{\dot{y}_{-1}}, \underset{(+)}{D_{78}}, \underset{(-)}{D_{7392}})$$

$$(*)\ y=PCON+I+GCON+EX-IM+STD+NFI$$

$$(*)\ I=IFM+IFC+IS$$

$$(*)\ POTGNP=POTGNP(LE, KS)$$

$$(*)\ KS=0.95KS_{-1}+IFM+IFC$$

(1) 消費函數

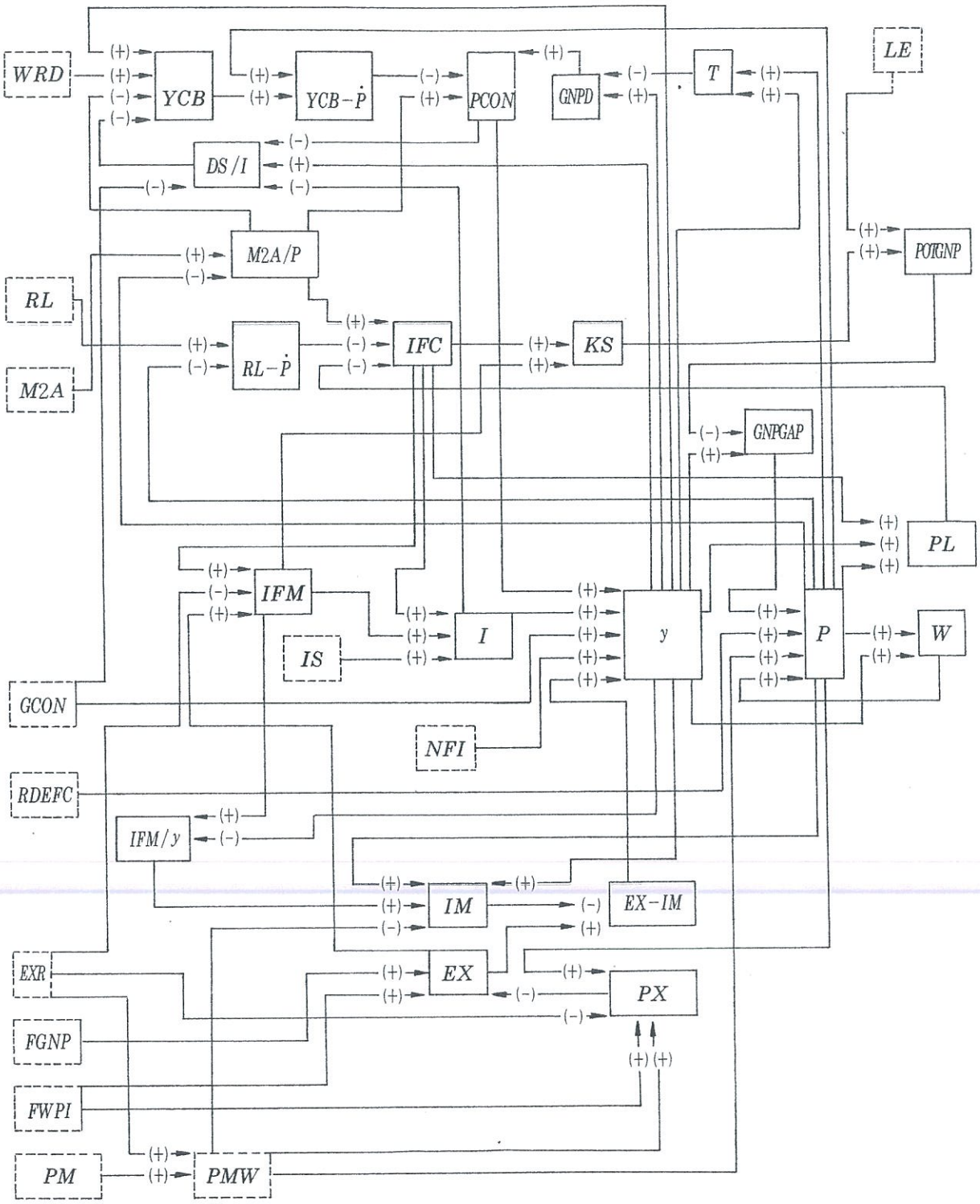
民間消費(國民所得計定, 1985년 不變價格)函數는 전통적인 恒常所得·平生週期假說(permanent income hypothesis, life-cycle hypothesis)이론에 입각하여 당기의 可處分所得과 前期의 消費를 설명변수로 포함시키고, 여기에 實質殘高效果(real balance effect)와 期間間 代替效果(inter-temporal substitution effect)를 고려하기 위하여 實質總通貨와 實質會社債收益率을 추가하였는데, 朴元巖(1986) 등도 유사한 형태의 消費函數를 사용하고 있다. 實質可處分所得과 實質總通貨, 그리고 實質會社債收益率의 계산에서는 物價變數로서 GNP디플레이터를 사용하였으며, 名目可處分所得의 단순화된 형태로서 '名目 GNP－國稅徵收額'을 사용하였다. 추정결과 實質利子率은 民間消費에 負의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

消費函數 推定과 관련하여 한가지 흥미로운 사실은 富의 효과를 감안할 수 있는 변수로서 실질잔고변수 대신에 실질토지가격변수(PL/P)를 사용할 경우의 설명력이 상당히 높았다는 점이다. 그러나 이 경우에는 同 變數가 금리변수의 효과를 압도함으로써 實質利子率 效果가 유의성이 없는 것으로 나타나서 최종적인 模型構造式에는 이용되지 못했지만, 향후 부동산가격변수를 거시경제분석 체계에 포함시킬 때 중요한 단서가 될 것이다. 본 모형작업에서는 동 실질토지가격변수가 건설투자함수에만 포함되어 있다.

(2) 租稅函數

租稅函數는 年間 國稅徵收額을 名目GNP의 함수로 상정하고 있으며, 이를 이용하여 消費函數에서의 가처분소득의 代用變數를 얻는 데 이용되고 있다. 추정결과 지적할 만한 점은 推定의 대상기간을 1972~92년에서 1976~92년으로 축소시킴으로써 상당히 安定的(stationary)인 교란항 구조를 얻을 수 있었다는 점이다. 즉 1972~92년을

[圖 1] 模型의 흐름圖



註 : [ ] 는 內生變數, [ ] 는 外生變數

추정대상기간으로 할 경우 *D.W.* 統計値는 0.56으로서 이러한 推定結果는 Cochrane-Orcutt 調整으로도 개선되지 않았다. 그러나 추정대상기간을 1976~92년으로 축소시킬 경우 *D.W.* 統計値는 1.58로 향상되었으며, 이때 國稅收入의 對名目GNP 탄성치는 1.034로 全期間에 대한 탄성치 1.091보다 작은 값을 나타냈다. 本 模型의 성격상 稅法改正效果가 이미 포함된 관측치를 사용하고 있기 때문에 稅收彈性値의 추정에 무리가 있지만, 일반적으로 年間模型을 이용하고 있는 稅收推計模型에서의 稅收彈性値 推定값이 추정대상기간에 따라 크게 영향받을 수 있다는 점이 지적되어야 할 것이다.

(3) 設備投資 · 建設投資函數

設備投資는 총수요의 구성요소 중 주로 輸出 및 建設投資의 변동에 의해 결정되는 것으로 추정되었고 前期의 換率과 負의 관계를 가지며 1978~79년의 景氣過熱을 나타내는 더미변수가 추가되었다. 이들 설명변수들은 설비투자 규모변동의 99.3%를 설명한다. 設備投資와 換率간의 관계는 원화환율이 절하될 경우 輸出이 증가함으로써 設備投資를 활성화시키는 효과와, 역으로 原資材, 資本財 등 설비투자용 수입이 억제됨으로써 오히려 設備投資가 저하되는 효과를 상정해 볼 수 있는데, 本 推定式에서는 수출규모가 설명변수로 포함된 관계로 후자의 평가절하의 負의 효과가 나타나고 있다. 設備投資函數의 추정과정에서 통화량은 추정형태에 따라서 영향을 미치는 것으로 나타나기도 하였으나, 金利變數는 與信金利, 會社債收益率 모두 設備投資 決定에 전혀 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

建設投資는 실질여신금리와 전기의 실질토지가격(PL/P)의 감소함수로, 실질통화량과 전기의 건설투자의 증가함수로 추정되었다. 與信金利가 건설투자에 포함됨으로써 간접적이지만 金利上昇의 설비투자 감소효과를 추적할 수 있으며, 토지가격 변화의 巨視經濟的 효과는 建設投資의 변동을 통해 나타나고 있다.

종래 우리나라 金融政策運用의 基本方向이 건설업보다는 주로 製造業에 대한 金融支援을 강조하는 쪽이었음에도 불구하고 주요 金融政策變數인 여신금리나 통화량 변동의 영향이 設備投資에서가 아니라 建設投資에서 有意하게 나타나고 있는 사실은 우리나라의 金融去來慣行과 밀접하게 관련된 것으로 생각할 수 있다. 우리나라에서는 극히 일부분을 제외하면 거의 대부분의 金融去來가 不動產擔保를 바탕으로 이루어져 왔다. 따라서 정부가 設備投資增大를 목적으로 資金供給을 增加시키고 資金供給條件을 緩和시키더라도 결과적으로 그 受惠者는 不動產擔保를 제공할 수 있는지 여부에 따라서 결정되고, 投資의 質的인 면에서도 투자결과가 새로운 금융자금의 수혜를 가능케 하는 建設投資를 增加시키는 방향으로 나타났다고 할 수 있다.

(4) 輸出・輸入・輸出價格函數

本 模型에서는 통상적인 연결식(bridge equation) 사용을 배제하고 國民所得計定의 輸出・輸入을 직접 추정하였으며 輸出價格은 내생화되고 輸入價格은 외생변수로 취급하였다. 輸出은 海外GNP와 相對輸出價格(달러표시 수출단가/해외물가), 그리고 前期輸出의 函數로 추정되었고, 輸入은 國內GNP, 相對輸入價格(원화표시 수입단가/국내물가), 設備投資의 對GNP比率, 그리고 前期輸入의 함수로 추정되었다. 각 설명변수들의 係數 推定値의 부호는 기대하는 방향과 일치하는 것으로 나타났다.

輸出價格式은 내생화된 다른 모든 價格變數와 마찬가지로 '增加率' 형태로 추정되었는데, 輸出價格增加率은 전기의 物價上昇率, 원화표시 輸入單價上昇率, 海外物價上昇率과 正의 상관관계를 보이고 원화의 平價切下率(원화의 對달러換率 기준)과 負의 상관관계를 보이고 있다. 이들 변수들은 1975, 76년에 대한 더미변수와 더불어 輸出價格增加率의 97.7%를 설명하고 있는데, 증가율 형태의 회귀식으로서는 매우 높은 설명력을 보여주고 있다 하겠다.

(5) 會社債收益率函數

左承喜・黃晟鉉・李善愛(1993)에서는 私債利子率을 시장금리변수로 채택하였었다. 그것은 1980년대 초반까지만 해도 會社債市場이 아직 미성숙 단계에 있었고 회사채 수익률이 다른 거시경제변수들과 밀접하게 연관되지 않았었기 때문이다. 그러나 그 이후 債券市場이 성장・발전하면서 여타 경제변수들과의 연관관계가 높아지고 최근에 와서는 會社債收益率이 대표적인 實勢金利로 인식되고 있다. 반면 私金融市場 규모는 1980년대 후반 이후 크게 축소되어 私債市場金利가 市場金利를 대표하기에는 미흡하게 되었다. 따라서 1970년대에는 私債市場金利가, 1980년대 이후에는 會社債收益率이 금융시장의 전반적인 상황을 잘 반영한다고 할 수 있기 때문에 전추정기간을 통하여 의미를 갖는 변수를 택하기가 어렵다는 난점이 있다. 다만 현재에 가까운 기간에 보다 더 큰 가중치를 둔다는 관점에서, 또한 92년의 표본이 추가됨으로 인하여 회사채수익률의 유효성이 더 높아졌기 때문에 본 모형에서는 회사채유통수익률을 시장이자율의 대표변수로 채택하였다. 추정기간은 1975년부터 92년으로 하였다.

會社債收益率函數는 이자율이 화폐시장뿐만 아니라 貸付市場의 수급도 반영한다는 입장에서 그 함수형태를 설정하였다. 利子率은 단기적으로는 화폐시장의 수급에 의해서, 그리고 중・장기적으로는 貯蓄・投資貸付市場의 수급에 의해 영향을 받는다고 볼 수 있는데, 본 모형이 연간모형이라는 점과 회사채가 우리나라에서는 비교적 長期金融資産이라는 점에서 볼 때 대부시장의 수급과 화폐시장의 수급이 동시에 會社債收益率 결정에 중요한 요소가 된다고 할 수

있을 것이다. 이에 따르면 시장금리는 저축과 투자, 그리고 화폐수요함수의 설명변수들을 포함하는 축약형방정식으로 표현할 수 있을 것이다.

국내저축을 실질GNP, 시장이자율 및 예금금리, 실질통화량 등의 함수로, 投資를 시장이자율, 실질통화량, 실질GNP 등의 함수로 상정하면 市場利子率에 대한 축약형식은 예금금리, 실질GNP, 실질통화량 등의 함수로 표현될 것이다. 이 경우 우리나라와 같이 貸付市場에서 만성적인 초과자금수요를 경험해 온 경우는 초과수요의 정도를 측정하는 변수가 추가적인 설명변수로 포함되어야 할 것이다. 이러한 대부시장의 불균형 정도를 국내저축의 총투자에 대한 비율로 나타내면, 이자율함수는 예금금리, 실질통화량, 실질GNP, 국내저축의 투자에 대한 비율의 함수로 표현될 수 있을 것이다.

그런데 통상적으로 實質通貨需要는 예금금리, 시장금리 및 실질GNP 등의 함수로 표현되기 때문에, 결과적으로 이러한 형태의 회사채수익률함수는 기존의 통화수요함수의 역함수 형태에 국내저축의 투자에 대한 비율을 설명변수로 추가한 것으로 해석할 수도 있을 것이다.

통화수요함수의 단순한 역함수 형태의 이자율함수식으로는 1986년과 1987년의 이자율 하락현상, 91년의 이자율 상승현상 등이 충분히 설명되지 않는 반면 대부시장, 즉 저축과 투자의 관계를 고려한 본고의 모형은 86년과 87년에는 저축증가가 이자율을 하락시키는 데 기여했고, 91년에는 저축은 부진한 데 비해 투자가 급격히 증가하여 이자율이 상승했던 현상 등을 비교적 잘 설명하는 것으로 나타나고 있다.

(6) 物價函數

本 模型의 一般物價變數로는 GNP디플레이터를 택하였으며 同 物價上昇率은 賃金上昇率과 원화표시 輸入單價上昇率이 높을수록, 그리고 總需要의 對潛在GNP比率과 公共部門 綜合財政收支 赤字의 對GNP比率이 높아질수록 높은 것으로 추정되었다. 이상의 네가지 說明變數들은 우리나라 物價上昇率 變動의 96.5%를 설명하는 것으로 나타나고 있다.

이와 같은 物價上昇率函數의 추정은 기존의 여러 總量模型(예를 들어 朴元巖(1986), Yoo(1991), Yoo and Park(1991)에서의 物價函數 추정과는 다른 접근방법을 채택하고 있다. 이들 기존의 模型에서는 주로 都賣物價指數를 供給側面과 海外部門의 變數로서 설명하고 이를 주근거로 하여 消費者物價指數, 民間消費디플레이터, 固定投資디플레이터를 추정한 후에 GNP디플레이터를 정의식 형태로 추정하는 다단계 추정법을 사용하고 있다. 그러나 本 模型에서는 代表的 一般物價變數로서 GNP디플레이터 增加率을 직접 추정하고 있다.

同 物價上昇率의 說明變數 중 賃金上昇率과 원화표시 수입단가상승률은 費用側面에

서 物價上昇의 요인을 반영하고 있으며, 總需要의 對潛在GNP比率(GNP갭)은 경제전체의 잠재공급능력에 대한 總需要壓力의 정도를 나타낸다.[4] 여기서 잠재GNP변수로는 실제GNP를 규모에 대한 수확불변(一次同次函數) 제약하에서 자본스톡 추정치와 취업자수에 회귀시킨 Cobb-Douglas 생산함수를 이용하여 추정되는 GNP추정치(predicted value)를 사용하였다.[5]

이와 같이 物價函數에 GNP갭변수를 도입함으로써 總供給能力을 초과하는 總需要의 膨脹이 物價上昇을 통하여 역으로 소비, 투자, 수출 등 總需要 각 부문의 증가를 억제하게 되는 內部自動均衡 메커니즘이 도입되고 있다. 한편 本 模型에서는 投資의 증가가 總需要 증가효과뿐만 아니라 자본스톡의 증가와 잠재GNP의 증가를 통하여 경제의 공급능력을 제고시킴으로써 장기적으로는 물가하락효과를 가져오는 것으로 模型化되어 있다.

우리나라의 物價上昇率이 公共部門 綜合財政收支赤字의 對GNP比率과 正의 상관관계를 보이고 있다는 점은 黃晟鉉(1992)에서 지적된 바 있다. 財政赤字變數가 物價上昇 要因으로 작용할 수 있는 것은 일반적으로 民間의 純富效果(net wealth effect)에 의한 總需要壓力과 財政赤字의 사후적인 貨幣化(monetization)에 의한 物價上昇壓力 등으로 설명될 수 있다. 또한 우리나라 經濟運用에서 政府部門이 차지하고 있는 비중을 고려해 볼 때 財政赤字變數는 政府의 安定化施策의 강도를 나타내는 지표로 해석될 수 있고 이것이 인플레기대에 영향을 미쳤다고 해석할 수도 있다. 실제로 經濟安定化施策이 강력히 추진되었던 1983년 이후 公共部門 綜合財政收支 赤字의 對GNP比率이 크게 감소하여 1987~88년 기간에는 최초의 黑字를 시현한 바 있다. 그런데 財政赤字變數(*RDEFC*)는 模型內部에서 결정되는 國稅收入을 제외하고는 財政收支를 구성하는 歲入·歲出 項目이 모두 外生變數인 점과 분모의 명목GNP가 내생변수이면서도 일종의 디플레이터(deflator) 역할을 위해서 도입되었다는 점을 고려하여 외생처리하였다.[6] 財政赤字變數를 외생화하는 대신에

---

4) 本 模型의 物價函數는 전통적인 總需要·總供給曲線(aggregate demand and aggregate supply curve) 체계에 의한 물가수준 결정의 제요인을 설명변수로 포괄하고 있음. 이 경우 개념적으로 總供給函數는 $y^s = y^s(\underset{(+)}{P};\ \underset{(-)}{W},\ \underset{(-)}{PMW})$, 총수요함수는 $y^d = y^d(\underset{(-)}{P};\ \underset{(+)}{GNPGAP},\ \underset{(+)}{RDEFC})$ 형태를 취하는 것으로 개략적으로 상정해 볼 수 있는데, 이러한 구조식하에서 物價函數의 축약형식은 本稿에서와 같은 형태를 취하게 됨. 여기서 상첨자 s와 d는 각각 供給과 需要를 나타냄.

5) 잠재GNP 추정을 위해 이용된 총생산함수의 推定式은 다음과 같음(규모에 대한 수확불변의 제약조건이 주어짐).

$$\log(GNP) = \underset{(6.57)}{0.3996} + \underset{(16.13)}{0.4572}\log(LE) + \underset{(19.15)}{0.5428}\log(KS)$$

$$\bar{R}^2 = 0.977 \qquad D.W. = 0.24$$

6) 財政赤字變數를 내생화하기 위해서는 政府消費와 政府支出間의 엄밀한 관계식 설정 문제 등이 선결되어야 하며, 이 문제는 추후의 模

이하의 정책시뮬레이션 작업에서는 政府消費, 政府支出, 國稅外 收入項目을 政策變數로 설정하여 政府消費變數와 財政赤字變數가 일정한 관계를 가지고 동시에 변화하는 정책변화를 설정하고 있다.

本 模型에서 綜合財政收支上의 財政赤字가 物價에 영향을 미치는 경로는 구체화되어 있지 않다. 그런데 物價上昇率函數의 추정결과에 의하면 財政赤字變數는 수요측면에서 GNP갭변수의 효과를 감안하고서도 추가적인 설명력을 가지는 것으로 나타나고 있기 때문에 財政赤字變數의 物價에 대한 영향은 GNP갭변수로 파악되는 총수요 압력과는 다른 경로의 것일 수 있음을 추론할 수 있을 것이다. 이러한 측면이 향후 巨視經濟的인 財政運用 논의에서 중요한 과제로 다루어져야 할 것이다. 本 模型에서 財政赤字變數가 物價上昇率函數의 중요 설명변수로 포함되는 것은 物價上昇率 變動에 대한 경험적 분석결과에 의한 것이며, 外生化된 財政赤字變數의 도입을 통해 第Ⅲ章의 政策시뮬레이션에서는 다양한 형태의 財政政策의 效果에 대한 실증적 분석이 이루어지고 있다. 이와 같은 財政赤字變數의 도입형태는 기존의 몇몇 總量模型에서 財政赤字規模를 本源通貨의 정의식에 포함시켜서 사전적으로 財政赤字의 100% 貨幣化를 가정하고 있는 방식과 구분된다.[7]

物價上昇率의 說明變數로서 總通貨增加率은 상기 4개의 설명변수들에 追加해서 說明力을 갖지 못하는 것으로 나타났다. 실제로 物價上昇率函數의 추정은 상기 4개의 變數와 總通貨增加率 및 그들의 전기 변수들의 여러가지 조합이 갖는 統計的 說明力을 비교하여 이루어졌으며, 이러한 경험적 분석 결과를 토대로 하여 總通貨增加率變數가 物價上昇率의 추정식에서 제외되었다. 그러나 模型內에서 總通貨變數는 實勢金利에 대한 영향을 통해 간접적으로 그리고 實質殘高效果를 통해 직접적으로 消費 및 投資에 영향을 미침으로써 物價上昇壓力으로 작용하고, 이의 賃金에 대한 영향을 통해서도 物價에 영향을 미치게 된다. 이와 같이 總通貨變數가 직접적인 物價決定變數로 기능하지 않고 있다는 점이 앞에서 지적된 바와 같이 模型의 「케인지안」적 성격을 시사하고 있다 할 것이다.

(7) 賃金函數

賃金函數는 기본적으로 期待附 「필립스」曲線(expectation augmented Phillips curve)의 변형된 형태로서 賃金上昇率의

型 改善作業에서 다루고자 함. *RDEFC* 변수를 외생화함으로써 잃게 되는 효과는 景氣浮揚政策에 의한 稅收增大의 2차적인 재정적자 감축과 물가하락효과임.

7) 예를 들어 Yoo and Park(1991) 등에서는 財政赤字變數(韓銀 국고대차대조표 기준)가 광의의 총통화 정의식에 포함되어 있음. 政府部門 通貨供給의 변동을 나타내는 總財政收支를 사용할 경우에는 이러한 방법이 정당화될 수 있으나 總財政收支는 本稿에서 사용하고 있는 綜合財政收支에 비해서 財政部門의 政策變化를 나타내는 收支概念으로는 한계가 있음.

變動을 當期와 前期의 物價上昇率 및 前期의 實質GNP 成長率, 그리고 賃金上昇率이 크게 높았던 1976~77, 1989~90년을 1로 하는 더미변수를 사용하여 설명하고 있다. 本 模型에서는 失業率變數가 설명력이 없는 것으로 나타났으며 이의 代用變數로서 實質成長率이 사용되었다.[8] 따라서 實質成長率의 增加는 賃金의 上昇을 초래하고 이는 다시 物價의 上昇을 초래함으로써 本 模型이 갖는 自動均衡 메커니즘을 보다 강화하게 된다.

(8) 土地價格函數

土地價格의 上昇率은 物價上昇率, 建設投資增加率, 그리고 前期의 實質成長率 및 1978년과 1973, 92년을 1로 하는 더미변수로 설명된다. 成長率의 增加와 建設投資增加는 經濟의 活性化를 통해 직접적으로 不動產市場의 活性化를 초래함으로써 土地價格에 正의 영향을 미치고, 物價와 土地價格은 증가율 형태로 正의 상관관계를 갖는다. 그런데 本 模型의 建設投資式에 의하면 土地價格의 상승은 建設投資需要에 負의 영향을 미치게 되는데, 이 또한 本 模型이 갖는 자동균형 메커니즘의 한 형태라고 볼 수 있을 것이다.

8) 全聖寅(1991)에서는 賃金上昇率 說明變數로서 物價上昇率과 失業率變數가 사용되었음. 그러나 同 模型은 추정대상기간과 失業率變數의 導入形態에 있어 本 模型과 차이가 있음.

9) 시뮬레이션 방법은 Gauss-Seidel방법에 의하고 今回 豫測値와 前回 豫測値間의 차이의 今回豫測値에 대한 상대오차는 0.01%로 함.

3. 「年間巨視模型」의 推定 및 시뮬레이션 結果

模型의 추정결과는 구조식별로 [附錄]에 보고하였는데, 模型의 전체적 適合度를 나타내는 대표적 지표인 平均自乘根퍼센트오차(root mean square percent error : RMS% Error)를 계산하여 본 결과 대체로 양호한 것으로 나타났다.[9] 〈表 1〉에는 「年間巨視模型」의 각 추정식의 $\bar{R}^2$와 $D.W.$統計値 및 內生變數에 대한 RMS%오차가 제시되어 있다. RMS%오차는 1980년 이후의 기간에 대해서 계산되었는데, 주요 거시경제지표 대부분의 RMS%오차가 5% 이내

〈表 1〉 「年間巨視模型」의 推定結果

	$\bar{R}^2$	$D.W.$	RMS % Error
y	—	—	1.90
T	0.999	1.58	5.15
$PCON$	0.999	2.00	1.82
IFM	0.993	2.05	4.85
IFC	0.989	1.80	5.23
I	—	—	3.62
EX	0.991	2.07	5.32
$PX(\dot{PX})$	0.977	1.72	1.32
IM	0.998	2.33	4.45
YCB	0.978	2.41	6.90
$P(\dot{P})$	0.965	2.38	2.40
$PL(\dot{PL})$	0.774	2.35	6.50
$W(\dot{W})$	0.915	2.02	3.01

였으며, 實質GNP와 物價水準의 RMS%오차가 각각 1.90%와 2.40%로 매우 양호하였다. 民間消費, 輸出價格, 賃金에 대한 평균적 예측능력이 양호한 것으로 나타났고, 자료상의 문제가 없지 않은 土地價格 및 會社債收益率에 대한 예측능력은 다소 낮은 것으로 나타났다.

[圖 2]에는 9개의 주요 내생변수에 대한 80년대 이후의 實績値와 模型의 예측치가 표시되어 있는데, 模型의 예측치가 실적치를 상당히 안정적으로 추적하고 있는 것으로 보이며, 특히 주요변수들의 92년 실적치를 대체로 정확하게 예측하는 것으로 나타났다.

Ⅲ. 政策시뮬레이션에 의한 政策效果 分析

1. 政策시뮬레이션 시나리오의 設定

본장에서는 第Ⅱ章에서 추정된「年間巨視模型」을 이용하여 외생처리된 정책변수들의 변화가 주요 巨視經濟變數들에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 政策시뮬레이션(policy shock simulation) 연습을 시도해 보고자 한다. 다양한 政策手段의 변화가 經濟成長, 物價, 國際收支 등에 미치는 효과를 파악하기 위해서는 政策手段의 변화가 여러가지 巨視經濟變數에 미치는 직접적 영향뿐만 아니라 經濟變數들 상호간의 연관관계를 多段階的으로 고려하여야 하며, 복수의 정책수단을 혼합할 경우는 일반적으로 각 政策手段의 변화가 서로 상이한 방향으로 경제변수에 영향을 미치는 경우가 보통이기 때문에 이러한 정책조합의 효과를 가늠하기 위해서는 그 각각의 효과의 실제적 크기에 대한 지식을 필요로 하게 된다. 本稿의 政策시뮬레이션은 이론적으로는 물론 현실적으로 관심의 대상이 될 수 있는 여러가지 政策變數의 다양한 조합의 巨視經濟的 效果에 대한 분석을 시도하고 있다.

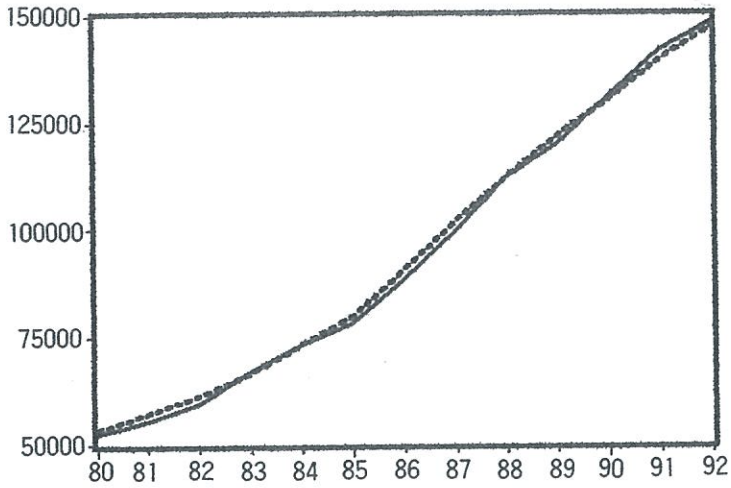
本稿의 政策시뮬레이션에서는 일정기간에 걸쳐 외생화된 政策變數를 일정비율·규모만큼 변화시킬 때 模型이 예측하는 주요 巨視經濟變數값(A)과 政策變數의 변화가 없었을 때의 模型 예측치(B)를 구한 후에 $\frac{A-B}{B}\times 100$의 값으로 그 政策의 效果를 계산하고 있다.[10] 이때 政策變化는 크게 두가지 형태로 나뉘게 되는데, 政策變數의 變化가 1988년 한 해에만 일시적으로 일어나는 單一衝擊(temporary shock)과 1988~92년 기간에 걸쳐 지속적으로 나타나는 繼續衝擊(permanent shock)의 경우이다. 單一衝擊 效果의 분석을 통해서는 한번으로 끝나는 일시적인 政策變化가 가져오는 動態

10) *BOP*效果의 경우에는 '輸出額－輸入額' 變化額이 백만달러 단위로 표시됨. 本稿의 정책시뮬레이션은 Gauss-Seidel해법을 이용하여 外生的 政策變數의 단위 충격변화에 대한 내생변수의 변화정도를 나타내는 彈力性을 分析하고 있음.

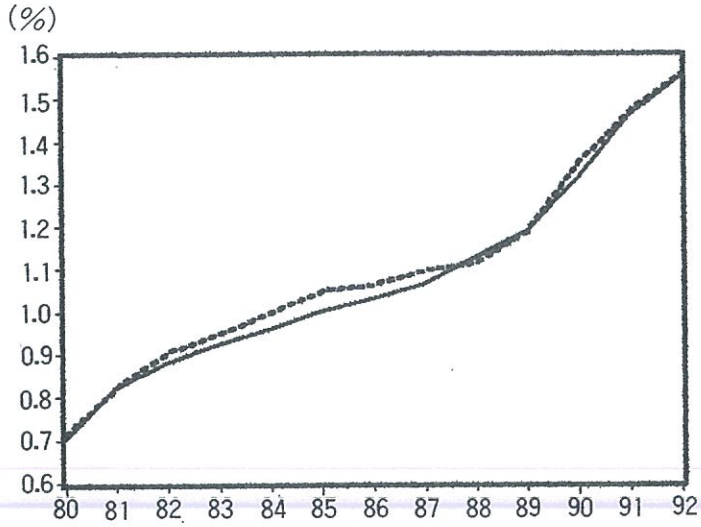
[圖 2] 主要變數의 시뮬레이션結果

(——실적치
……시뮬레이션치)

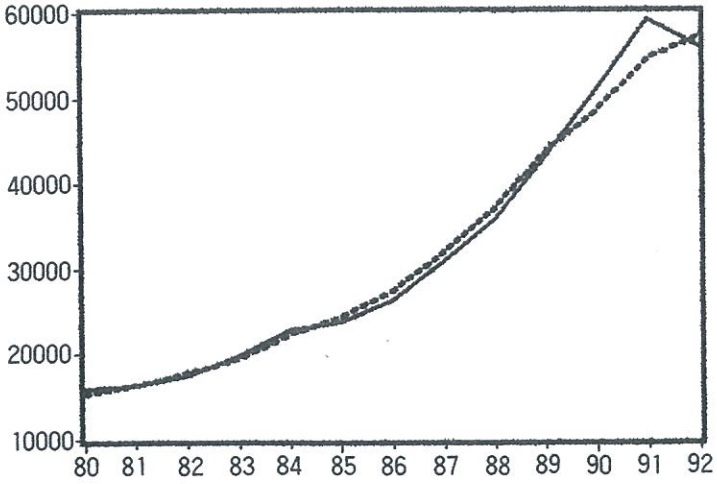
1. 國民總生産(GNP)



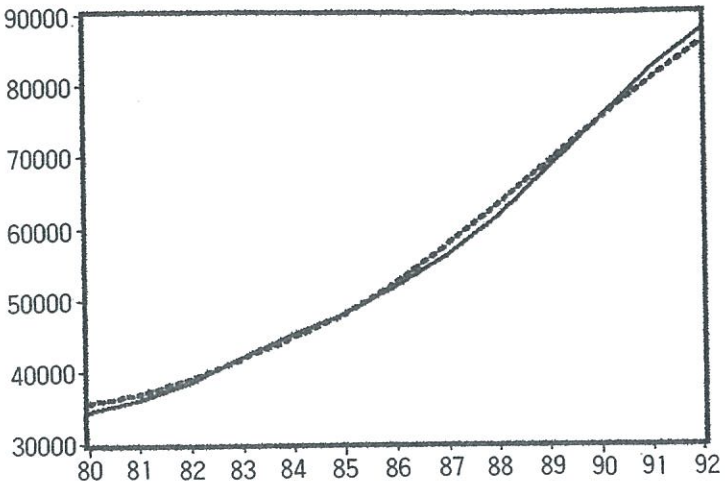
2. GNP 디플레이터



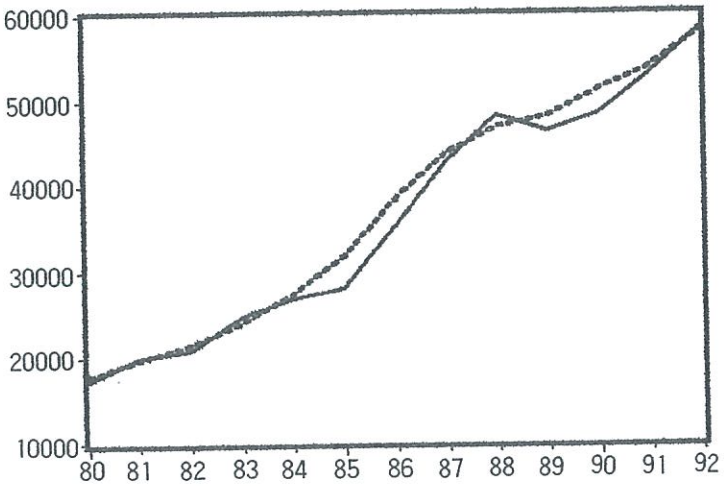
3. 投 資



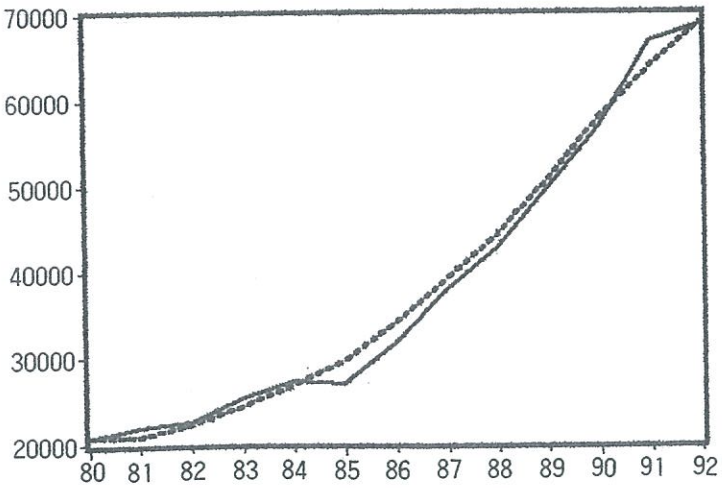
4. 民間消費支出



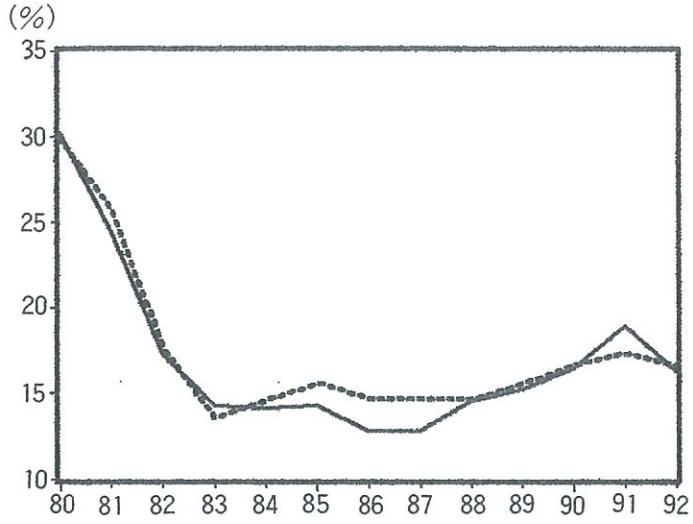
5. 輸　出



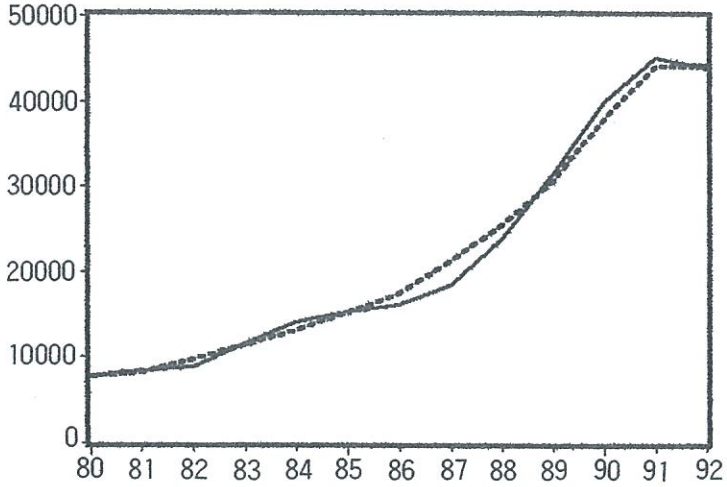
6. 輸　入



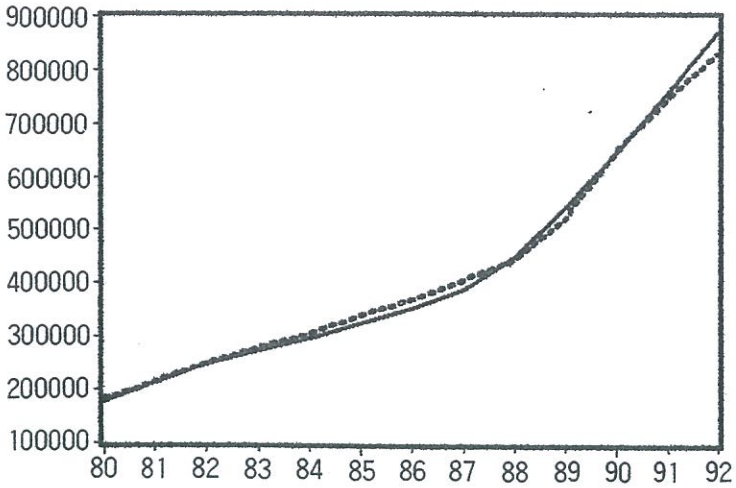
7. 會社債收益率



8. 土地價格



9. 賃金(全産業)



的 파급효과가 파악될 수 있으며, 繼續衝擊 效果의 분석을 통해서는 지속적인 정책경로의 변화가 가져오는 平均的인 動態的 波及效果를 파악할 수 있을 것이다. 이하에서 이러한 單一衝擊과 繼續衝擊의 경우 각각에 대해서 총 여덟가지의 單一政策變數나 複數政策變數組合의 변화에 따른 충격효과를 분석하였는데, 이들 정책조합의 내용은 〈表 2〉에 정리하였다.

政策變化 1과 2는 각각 受信·與信金利를 1%포인트 인상하는 경우이고, 政策變化 3은 通貨量이 1% 증가하는 경우이다. 政策變化 4, 5는 政府消費가 1% 증가하는 財政膨脹의 경우인데, 이때 財源調達方法의 차이에 따라서 財政赤字變數(*RDEFC*)가 변화하지 않는 경우가 政策變化 4의 경우이며, 財政赤字를 수반하는 경우(*RDEFC*가 0.1%포인트 증가)가 政策變化 5의 경우이다. 綜合財政收支 赤字는 「歲出 및 純融資－國稅收入－其他收入」으로 정의되는데, 국민계정상의 政府消費와 歲出 및 純融資 항목의 관계가 일정치 않으며, 模型 외부에서 결정되는 其他收入 항목의 존재로 인하여 政府消費의 增加는 財政赤字變數의 증가를 수반할 수도, 수반하지 않을 수도 있다. 즉 본고의 정책시뮬레이션에서는 政府消費, 歲出 및 純融資, 其他收入 항목 모두가 정책변수로 설정되어 있고, 이들 변수의 적절한 변화를 통하여 정부소비변수(*G*)와 재정적자변수(*RDEFC*)가 일정한 관계를 가지고 동시에 변하도록 하였는데, 政策變化 4의 경우는 歲出 및 純融資變數와 기타수입변수를 적절히 조절함으로써 정부소비의 증가가 財政赤字變數의 변화를 수반하지 않는 경우로 설정하였다.[11]

政策變化 6과 7은 각각 擴張的 財政·通貨政策의 조합과 緊縮的 財政과 擴張的 通貨政策의 組合의 경우이다. 여기서 擴張的(緊縮的) 財政政策은 財政赤字를 수반한 政府消費의 增加(減少)(각각 0.1%포인트, 1%)로 정의되고 擴張的(緊縮的) 通貨政策은 總通貨의 1% 增加(減少)로 정의된다. 마지막으로 政策變化 8은 換率變動效果를 추적하기 위해 對달러원화환율이 1% 상승(평가절하)하는 경우를 상정하였다.

2. 政策效果 分析

本稿의 政策시뮬레이션에서는, 〈表 2〉에 정리된 총 여덟가지의 政策變化가 각각 實質*GNP*(*y*), 物價水準(*P*), 國際收支(*BOP*, 國民所得計定上의 輸出－輸入), 民間消費(*PCON*), 總投資(*I*), 會社債收益率(*YCB*) 등 주요 거시경제변수에 미치는 영향을 분석하여 보았다. 이하에서는 〈表 3〉~〈表 10〉에 수록된 政策效果 분석결과와 그 정책적 시사점을 논의해 보고자 한다.

11) 政策變化 5에서 政府消費 1% 증가가 *RDEFC* 변수 0.1%포인트와 결합하도록 설정한 것은 政府消費 1% 증가가 財政支出 1% 증가에 해당하고 다른 변수값이 일정하다는 가정하에서 1988년의 實際數値를 이용하여 추정한 것임.

〈表 2〉 政策變化(policy shock)의 種類

政策變化의 種類	變化內容
1. 수신금리 인상	WRD↑ 1% point
2. 여신금리 인상	RL↑ 1% point
3. 통화량 증가	$M2$↑ 1%
4. 재정팽창	G↑ 1%
5. 재정팽창(적자재정)	G↑ 1%, $RDEFC$↑ 0.1% point
6. 확장적 재정・확장적 통화	G↑ 1%, $M2$↑ 1%, $RDEFC$↑ 0.1% point
7. 긴축적 재정・확장적 통화	G↓ 1%, $M2$↑ 1%, $RDEFC$↓ 0.1% point
8. 환율의 상승(평가절하)	EXR↑ 1%

〈公金利의 變動效果〉

「年間巨視模型」에는 與・受信金利가 외생변수로 포함되어 있고 실세금리로서의 會社債收益率이 내생화되어 있어서 政策變化 1~2의 결과를 통하여 金利變動의 巨視經濟的 效果를 파악할 수 있다. 분석결과 與・受信金利의 인상은 實質所得 및 物價의 下落과 國際收支의 改善을 가져오는 것으로 나타났다. 與信金利의 인상은 總投資를 감소시키며, 受信金利의 引上은 실세금리의 인상을 통해 民間消費를 감소시킨다. 投資나 消費 혹은 둘 다의 減少에 의한 實質所得의 減少는 物價下落과 國際收支 改善의 효과를 갖는다. 일반적으로 公金融市場(주로 銀行市場)에서 資金을 조달할 수 있는 일부 個別企業의 입장에서는 여신금리의 인상은 費用上昇의 요인이 되고 商品價格引上의 요인이 되지만, 國民經濟 전체적으로 볼 때 與信金利의 상승은 總投資 水準을 감소시키고 따라서 總需要의 減少와 物價下落을 낳게 되는 것이다. 繼續衝擊의 경우 다른 조건이 일정하다면 與信金利 1%의 인상은 평균 0.166%의 實質所得 減少效果를 갖고, 受信金利 1%의 인상은 평균 0.111%의 實質所得 減少效果를 갖는 것으로 나타났다. 여기서 한가지 흥미 있는 것은 與信金利의 인상이 經濟安定化效果를 통해 오히려 실세금리의 안정에 기여하는 것으로 관찰되고 있다는 점이다. 특히 이는 93년 11월 1일에 실시된 與信金利自由化措置 이후, 規制與信金利의 상승에도 불구하고 실세금리가 하향 안정추세를 보이고 있는 현상과 일맥상통하고 있다.[12]

12) 최근 金利自由化措置 이후 會社債收益率 추이를 보면 93년 11월초 13.1%에서 12% 내외 수준으로 하락하는 추세를 보이고 있는데, 물론 이러한 市場金利 續落現象은 實名制 이후의 유통속도 하락을 보상하고도 남을 정도의 다소 여유 있는 通貨供給에도 일부 연유하는 것으로 평가됨. 實名化 義務期間中의 $M2$ 통화공급량이 실명제에 따른 유통속도 하락폭을 보상하고도 남는 정도(약 0.3~0.6% 수준)로 공급되었다는 연구결과에 대해서는 左承喜・劉載均(1993)을 참조하기 바람.

〈通貨政策效果〉

政策變化 3은 通貨量이 1% 증가된 경우인데, 기대되는 바와 같이 通貨量의 增加는 物價와 實質所得의 增加, 그리고 國際收支의 惡化를 가져오는 것으로 나타났다. 通貨量 1%의 증가가 일시적일 경우 物價上昇效果는 2년째에 최대에 달하게 되며, 持續的인 通貨量 1%의 증가는 物價를 누적적으로 상승시켜서 4년후에는 상승효과가 0.249%에 달하게 된다. 通貨量 增加는 總需要의 增加를 통한 직접적 경로와 賃金上昇을 통한 간접적 경로를 통해 물가에 영향을 미치게 된다. 또한 通貨量 1%의 증가는 消費, 投資의 증가를 통하여 實質所得을 증가시키는데, 通貨量 增加가 일시적일 경우에는 2년후까지 實質所得을 증가시킨 후 負의 효과를 보이고 있으나, 通貨量 增加가 지속적일 경우는 負의 효과로의 反轉 없이 0.189~0.296%의 實質所得 增加效果를 갖는다.

〈財政政策效果〉

政策變化 4와 5는 政府消費의 증가로 나타나는 재정팽창의 경우로서, 재정규모의 증가가 財政赤字를 수반하는 경우와 수반하지 않는 경우의 巨視經濟的 效果의 차이가 단적으로 나타나고 있다. 財政規模의 증가는 두가지 경우 모두에 있어서 物價上昇을 유발하지만 그 실제적 크기는 財政赤字를 수반하는 경우 훨씬 크게 나타나고 있다. 또한 政策變化 5의 경우 赤字財政에 의한 財政膨脹의 實質所得에 미치는 효과는 일시적으로 正의 效果를 보인 후 負의 效果를 보이는 것으로 나타났다. 財政規模 增加가 일시적일 경우 두가지 政策變化 모두 물가에 대한 正의 效果는 지속적인 반면 實質所得에 대한 효과는 일시적인 것으로 나타났다.[13]

이러한 정책실험 결과가 보여주는 중요한 교훈은, 巨視經濟的 安定을 이루기 위한 '財政運用論議'에서 재정규모에 대한 논의와 더불어 財源調達方法에 대한 고려, 즉 財政赤字規模에 대한 고려가 매우 중요하다는 점이다. 財政赤字를 수반하는 재정규모 증대와 수반하지 않는 재정규모 증대는 매우 다른 巨視經濟的 效果를 낳고 있다. 그런데 본 모형에서는 기존의 다른 여러 模型에서와 마찬가지로 投資性 政府支出의 장기적인 공급능력 확대효과에 대한 정책실험이 이루어지지 못하였으며, 따라서 여기서 財政의 物價上昇效果는 정부소비 증가로 인한 최대치로 해석되어야 할 것이다.

13) 政策變化 5의 경우 최종수요에 미치는 정부소비의 증가효과는 1%로 설정한 반면, 적자재정의 경우 GNP갭變數에 추가하여 物價에 미치는 직접적 영향으로 인한 實質殘高의 감소와 수출 감소 등으로 인하여 실질소득의 성장이 위축되는 것으로 나타남. 만일 실질잔고의 감소를 보전할 수 있는 정도의 통화량이 동시에 증가되면 실질소득의 증대효과가 커지고 (−)반전효과는 나타나지 않으나 물가상승압력은 더욱 커지게 됨. 政策變化 4의 효과를 해석하는 데에는 정부수입 증가의 효과가 민간소비에 영향을 미치지 않도록 설정된 점이 감안되어야 함.

〈通貨・財政 政策組合의 效果〉

政策變化 6과 7은 緊縮的, 擴張的 財政・通貨政策의 조합에 의한 정책실험의 경우를 나타낸다. 〈表 2〉에서 정의된 緊縮的, 擴張的 財政・通貨政策의 정의하에서는 物價水準에 대해서는 財政政策의 영향력이 우위적이고 實質所得水準에 대해서는 通貨政策의 영향력이 우위적으로 나타났다. 즉 擴張的 財政政策의 경우 緊縮的 通貨政策에도 불구하고 物價에 대한 영향이 (+)로 나타났고,[14] 擴張的 通貨政策의 경우 緊縮的 財政政策에도 불구하고(政策變化 7) 實質所得에 대한 영향이 (+)로 나타났다. 물론 이러한 결과로부터 현실적 정책시사점을 유도함에 있어서는 財政・通貨政策의 政策變數 증가규모(통화량 1%, 정부소비 1% 및 재정적자의 對GNP比率 0.1%포인트 증가)가 감안되어야 할 것이고, 이 결과가 다른 모든 정책실험결과와 마찬가지로 「年間巨視模型」의 구조를 어떻게 설정하느냐에 따라 영향을 받는다는 점이 고려되어야 할 것이다. 그러나 동 결과는 앞으로 전통적인 巨視通貨・財政政策의 組合을 구상함에 있어 유용한 정보를 제공할 수 있을 것으로 판단된다. 다만, 본고의 논의는 재정의 거시경제적 역할에 초점이 맞추어져 있으며, 재정규모의 결정은 보다 근본적으로는 재정본연의 기능에 대한 범위설정에서 비롯되어야 할 것이다. 따라서 본고의 논의는 공공재의 적정공급이라는 재정본연의 역할 수행과 거시경제정책으로서의 재정정책의 역할 수행이라는 두가지 정책목표 사이의 적절한 조화와 선택의 문제를 균형있게 접근해 나가기 위한 기본적 논거로 이용될 수 있을 것이다. 한편 政策變化 6의 경우로부터, 일시적인 擴張政策이 단기적으로는 實質所得 增大效果를 갖지만 지속적인 물가상승으로 그 효과가 2년후부터 반전되는 것을 확인해 볼 수 있다.

〈換率政策效果〉

마지막으로 政策變化 8은 模型에서 외생화되어 있는 換率의 1% 상승(평가절하)에 대한 정책실험이다. 換率變數는 外換의 수급사정에 따라 변화되는 내생변수이지만 「年間巨視模型」에서는 내생화되어 있지 않기 때문에, 여기서는 단순히 換率의 外生的 변화가 가져올 수 있는 파급효과를 파악해 보았다. 換率이 1% 평가절하될 경우 實質所得이 증가하고 物價가 상승하는 것으로 나타났으며 當年度를 제외하고 國際收支의 改善效果가 있는 것으로 나타났다. 換率이 일시적으로 평가절하될 때 實質所得의 增加는 1년후까지 지속되었으며, 國際收支 改善效果는 2년째부터 지속되었다. 지속적인 1%의 평가절하는 0.365~0.798%의 物價上昇效果를 초래하는 것으로 나타났다.

14) 〈表 9〉에 나타난 政策變化 7의 분석결과의 부호를 반대로 취하면 擴張的 財政・緊縮的 通貨政策의 대체적인 효과를 파악할 수 있음.

〈表 3〉 政策變化 1 : 受信金利 引上

(단일충격) (단위 : %, 백만달러)

변수명 ＼ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	−0.081	−0.041	−0.006	0.011	0.015
GNP디플레이터	−0.009	−0.047	−0.045	−0.031	−0.019
회사채수익률	1.225	−0.028	−0.017	−0.007	−0.002
민간소비지출	−0.162	−0.099	−0.050	−0.019	−0.003
투자	−0.000	0.002	0.032	0.040	0.036
국제수지	15.834	21.779	12.702	5.362	1.383

(계속충격)

변수명 ＼ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	−0.081	−0.122	−0.131	−0.119	−0.103
GNP디플레이터	−0.009	−0.056	−0.102	−0.134	−0.153
회사채수익률	1.225	1.197	1.179	1.172	1.170
민간소비지출	−0.162	−0.261	−0.312	−0.332	−0.334
투자	−0.000	0.002	0.032	0.071	0.113
국제수지	15.834	39.871	56.614	67.548	71.606

〈表 4〉 政策變化 2 : 與信金利 引上

(단일충격) (단위 : %, 백만달러)

변수명 ＼ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	−0.123	−0.047	0.001	0.014	0.009
GNP디플레이터	−0.010	−0.058	−0.038	−0.008	0.011
회사채수익률	−0.058	−0.042	−0.018	−0.003	0.003
민간소비지출	−0.029	−0.025	−0.005	0.006	0.007
투자	−0.450	−0.208	−0.063	−0.005	0.003
국제수지	60.200	65.238	39.057	8.320	7.381

(계속충격)

변수명 ＼ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	−0.123	−0.176	−0.188	−0.174	−0.169
GNP디플레이터	−0.010	−0.068	−0.111	−0.127	−0.121
회사채수익률	−0.058	−0.096	−0.114	−0.114	−0.113
민간소비지출	−0.029	−0.057	−0.068	−0.065	−0.060
투자	−0.450	−0.644	−0.737	−0.717	−0.741
국제수지	60.200	137.846	204.218	246.339	274.396

〈表 5〉 政策變化 3 : 通貨量 增加

(단일충격) (단위 : %, 백만달러)

변수명 ＼ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.189	0.081	0.003	−0.023	−0.021
GNP디플레이터	0.018	0.096	0.076	0.034	0.006
회사채수익률	−0.143	0.065	0.032	0.009	−0.001
민간소비지출	0.168	0.110	0.048	0.011	−0.004
투자	0.435	0.199	0.033	−0.030	−0.034
국제수지	−71.753	−81.716	−48.554	−22.223	−8.275

(계속충격)

변수명 ＼ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.189	0.276	0.296	0.272	0.254
GNP디플레이터	0.018	0.115	0.195	0.239	0.249
회사채수익률	−0.143	−0.082	−0.049	−0.043	−0.041
민간소비지출	0.168	0.281	0.336	0.350	0.347
투자	0.435	0.623	0.688	0.634	0.622
국제수지	−71.753	−167.740	−246.709	−296.926	−327.440

〈表 6〉 政策變化 4 : 財政膨脹

(단일충격) (단위 : %, 백만달러)

변수명 ＼ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.094	0.005	−0.021	−0.016	−0.010
GNP디플레이터	0.011	0.049	0.022	0.006	0.003
회사채수익률	0.035	0.014	0.001	−0.003	−0.002
민간소비지출	0.024	0.010	−0.006	−0.011	−0.009
투자	0.000	−0.003	−0.036	−0.027	−0.015
국제수지	−18.587	−13.703	1.043	2.895	1.968

(계속충격)

변수명 ＼ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.094	0.090	0.072	0.057	0.049
GNP디플레이터	0.011	0.060	0.082	0.090	0.094
회사채수익률	0.035	0.049	0.051	0.049	0.048
민간소비지출	0.024	0.034	0.029	0.019	0.011
투자	0.000	−0.002	−0.037	−0.063	−0.082
국제수지	−18.587	−34.982	−37.886	−39.398	−39.938

〈表 7〉 政策變化 5 : 財政膨脹/ 赤字財政

(단일충격) (단위 : %, 백만달러)

변수명 ＼ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.082	−0.061	−0.109	−0.112	−0.103
GNP디플레이터	0.143	0.210	0.167	0.126	0.104
회사채수익률	0.066	0.042	0.017	0.004	−0.000
민간소비지출	0.019	−0.025	−0.069	−0.089	−0.092
투자	0.003	− 0.056	−0.135	−0.133	−0.117
국제수지	−34.084	−22.294	−1.075	5.518	5.785

(계속충격)

변수명 ＼ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.082	0.022	−0.085	−0.196	−0.303
GNP디플레이터	0.143	0.353	0.521	0.650	0.755
회사채수익률	0.066	0.108	0.127	0.132	0.132
민간소비지출	0.019	−0.005	−0.072	−0.160	−0.254
투자	0.003	−0.049	−0.179	−0.305	−0.438
국제수지	−34.084	−62.320	−72.792	−75.202	−72.984

〈表 8〉 政策變化 6 : 擴張的 財政 · 擴張的 通貨

(단일충격) (단위 : %, 백만달러)

변수명 ＼ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.270	0.020	−0.106	−0.135	−0.124
GNP디플레이터	0.160	0.306	0.243	0.160	0.111
회사채수익률	−0.077	0.107	0.050	0.013	−0.002
민간소비지출	0.187	0.085	−0.021	−0.078	−0.096
투자	0.439	0.143	−0.102	−0.163	−0.151
국제수지	−105.848	−104.017	−49.621	−16.703	−2.498

(계속충격)

변수명 ＼ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.270	0.298	0.211	0.075	−0.051
GNP디플레이터	0.160	0.468	0.718	0.890	1.006
회사채수익률	−0.077	0.026	0.078	0.088	0.090
민간소비지출	0.187	0.276	0.264	0.189	0.092
투자	0.439	0.574	0.508	0.327	0.181
국제수지	−105.848	−230.153	−319.575	−372.003	−400.036

〈表 9〉 政策變化 7 : 緊縮的 財政 · 擴張的 通貨

(단일충격) (단위 : %, 백만달러)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.107	0.142	0.113	0.089	0.082
GNP디플레이터	−0.125	−0.113	−0.091	−0.092	−0.098
회사채수익률	−0.208	0.023	0.015	0.005	−0.001
민간소비지출	0.149	0.135	0.118	0.100	0.089
투자	0.432	0.255	0.169	0.104	0.083
국제수지	−37.687	−59.431	−47.502	−27.767	−14.075

(계속충격)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.107	0.255	0.382	0.470	0.560
GNP디플레이터	−0.125	−0.237	−0.324	−0.408	−0.502
회사채수익률	−0.208	−0.190	−0.176	−0.174	−0.172
민간소비지출	0.149	0.286	0.408	0.511	0.603
투자	0.432	0.673	0.869	0.943	1.064
국제수지	−37.687	−105.441	−174.122	−222.093	−255.071

〈表 10〉 政策變化 8 : 換率의 上昇(平價切下)

(단일충격) (단위 : %, 백만달러)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.285	0.020	−0.039	−0.050	−0.036
GNP디플레이터	0.365	0.251	0.116	0.050	0.025
회사채수익률	0.084	0.024	0.003	−0.008	−0.009
민간소비지출	0.079	0.009	−0.036	−0.046	−0.041
투자	0.209	−0.223	−0.146	−0.115	−0.072
국제수지	−81.217	245.949	125.028	73.008	45.607

(계속충격)

변수명 \ 연도	88	89	90	91	92
국민총생산	0.285	0.298	0.264	0.207	0.173
GNP디플레이터	0.365	0.617	0.730	0.779	0.798
회사채수익률	0.084	0.115	0.123	0.121	0.110
민간소비지출	0.079	0.087	0.054	0.006	−0.035
투자	0.209	−0.016	−0.151	−0.259	−0.342
국제수지	−81.217	153.225	287.077	384.202	460.144

Ⅳ. 要約 및 結論

이상의 논의를 종합하여 그 주요 내용을 요약하면 다음과 같다.

1) 本稿의 「年間巨視模型」은 經濟構造가 비교적 동질적이라 할 수 있는 1970년대 이후의 年間資料를 이용하여, 主要 總量指標의 변동내용과 다양한 巨視經濟政策變數 및 海外要因 등과의 상호 연관관계를 최대한 단순화된 構造式을 이용하여 파악함으로써, 巨視經濟政策의 效果를 보다 효과적으로 분석하고 그러한 정책선택에 부합되는 巨視經濟指標의 變動을 中·短期的으로 예측하는데 적합하도록 개발되었다. 同 模型은 80년대 이후 최근에 이르기까지 우리 경제의 巨視經濟變動을 상당히 안정적으로 추적하는 것으로 나타났다. 한편 同 模型은 需要側面을 중시하는 「케인지안」적 모형이지만 主要價格變數들의 內生化와 GNP갭變數의 도입을 통해 價格의 內生性 輕視 및 供給側面 輕視的 構造를 보완하고 있다. 同 模型에서는 與·受信金利, 綜合財政收支 赤字規模, 土地價格變數 등 일반적으로 다른 模型에서는 별로 중요하게 취급되지 않았던 변수들을 도입하였으며, 단순화되고 통합된 模型構造의 장점을 최대한 살려서 다양한 政策組合의 효과에 대한 실증적 분석들이 시도되었다.

2) 「年間巨視模型」에 의한 通貨·金利政策 효과의 분석결과, 與·受信金利의 引上은 實質所得 및 物價의 下落과 國際收支의 改善을 가져오는 것으로 나타났으며, 繼續衝擊의 경우 與·受信金利 1%포인트의 인상은 평균 0.277%의 實質所得 減少效果를 갖는 것으로 나타났다. 通貨量 1%의 일시적 증가가 미치는 物價上昇效果는 2년째에 최대에 달하게 되며, 계속적인 通貨量 1%의 증가는 物價를 累積的으로 상승시켜서 4년후에는 上昇效果가 0.249%에 달하게 되는 것으로 나타났다. 同 模型에서는 여신금리의 인상이 經濟安定化效果를 통해 오히려 實勢金利의 安定에 기여하는 것으로 나타났다.

3) 財政政策의 巨視經濟的 效果에 대한 정책실험결과, 政府消費의 증가로 나타나는 財政規模 증대의 경우 財政赤字를 수반하는 경우와 수반하지 않는 경우의 차이가 단적으로 나타났다. 財政規模의 增大는 두가지 경우 모두에 있어서 物價上昇을 유발하지만 그 實際的 크기는 財政赤字를 수반하는 경우 훨씬 크게 나타났고, 赤字財政에 의한 재정팽창이 실질소득에 미치는 효과는 일시적으로 正의 效果를 보인 후 負의 效果를 보이는 것으로 나타났다. 財政規模의 增加가 일시적일 경우, 두가지 경우 모두에 있어 물가에 대한 正의 效果는 지속적인 반면 實質所得에 대한 效果는 일시적인 것으로 나타났다. 이러한 정책실험결과가 보여주는 중요한 교훈은 巨視經濟的 側面의 '財政運用論議'에서 財政規模뿐만 아니라 綜合財政

收支 기준의 財政赤字規模에 대한 고려가 매우 중요하다는 점이다.

또한 本 硏究의 정책시뮬레이션에서는 緊縮的·擴張的 財政·通貨政策의 조합이 고려되었고, 擴張的 財政·通貨 政策組合은 財政赤字의 貨幣化(monetization) 가능성을 감안하고 있는 것으로 해석될 수도 있다. 본고의 재정·통화 정책조합의 政策實驗結果들은, 기본적으로 模型의 構造와 政策變化의 내용에 따라 영향을 받을 수밖에 없겠지만, 전통적인 巨視通貨財政政策의 組合을 구상함에 있어 유용한 정보를 제공할 수 있을 것으로 판단된다. 그리고 본 연구의 분석결과는 재정본연의 역할수행과 재정의 거시경제적 역할 수행이라는 두가지 정책목표 사이의 적절한 조화와 선택의 문제를 균형있게 접근해 나가기 위한 기본적 논거로 이용될 수 있을 것이다.

마지막으로 향후 模型의 改善方向에 대해 논의함으로써 本稿를 마감하고자 한다. 우선 投資函數의 改善이 요구된다 하겠다. 本模型에서는 建設投資만이 實質與信金利에 영향을 받고 設備投資의 경우에는 金利彈力性이 유의성이 없는 것으로 나타났다. 그리고 實勢金利로 해석되는 會社債收益率은 投資函數의 설명변수가 되지 않는 것으로 나타났다. 지금까지 우리나라의 投資函數에 대한 연구가 많지는 않지만, 投資 특히 設備投資의 金利彈力性 여부가 많은 관심의 대상이 되고 있다. 특히 일부 業界나 學界에서도 우리나라 設備投資가 金利에 非彈力的이라는 주장이 심심치 않게 제기되기도 했다. 그러나 우리나라의 與信金利變數가 큰 변동 없이 규제되어 왔음을 감안하면 그 有意性이 높을 것으로 기대하기 어렵기 때문에 문제는 보다 정확하게 投資資金의 機會費用을 반영하는 金利代用變數를 찾아내거나 새로이 구성하는 일이라 할 것이다. 앞으로 金利自由化와 間接規制方式의 通貨管理가 정착되게 되면, 投資의 金利彈力性 여부문제가 중요한 정책이슈로 등장할 가능성이 높기 때문에 이에 대비하기 위해서도 投資函數의 構造式을 보다 개선하는 일이 중요하다 할 것이다.

다음으로, 本 模型에서는 外生化된 政府消費變數와 더불어 財政赤字變數를 物價上昇率의 설명변수로 도입하고 國稅規模를 民間消費函數의 可處分所得 계산에 이용함으로써 財政部門을 模型化하고 있는 데, 향후 財政變數들의 再分類와 內生化를 통하여 本模型을 개선시켜 나가야 할 것이다. 일반적으로 지금까지 개발되어 온 總量模型에서는 다양한 財政收支 개념의 존재, 財政收支上의 歲出·歲入 개념과 國民所得計定上의 최종수요 개념의 차이, 財政收支와 通貨量 변동의 관계식 설정문제, 그리고 분기별 모형의 경우에는 자료상의 제약 등의 요인들로 인해 재정부문을 포괄하는 데 그다지 성공적이지 못했다고 말할 수 있다. 本 模型作業에서는 이러한 문제를 극복하기 위한 기초적 작업을 수행하였으며 향후 이 부분을 보완·발전시켜 나갈 계획이다.

[附錄] 모델의 推定式

1. 소비함수(민간)(1972~92)

$$\log(PCON) = \underset{(2.63)}{0.5840} + \underset{(3.39)}{0.2923}\log\left(\frac{y \cdot P - T}{P}\right) + \underset{(1.61)}{0.0972}\log\left(\frac{M2A}{P}\right)$$

$$\underset{(-1.38)}{-0.0011}\,(YCB - \dot{P}) + \underset{(7.75)}{0.5573}\log(PCON)_{-1}$$

$\bar{R}^2 = 0.999$ $D.W. = 2.00$ $s.e.e. = 0.014$

2. 조세함수(1976~92)

$$\log(T) = \underset{(-28.34)}{-2.3127} + \underset{(140.92)}{1.0343}\log(P \cdot y)$$

$\bar{R}^2 = 0.999$ $D.W. = 1.58$ $s.e.e. = 0.025$

3. 설비투자함수(1972~92)

$$\log(IFM) = \underset{(-0.68)}{-0.4009} + \underset{(2.41)}{0.3317}\log(IFC) + \underset{(5.82)}{0.9238}\log(EX)$$

$$\underset{(-2.81)}{-0.4531}\log(EXR)_{-1} + \underset{(5.71)}{0.2944}\,D_{7879}$$

$\bar{R}^2 = 0.993$ $D.W. = 2.05$ $s.e.e. = 0.066$

4. 건설투자함수(1972~92)

$$\log(IFC) = \underset{(-1.72)}{-0.7660} - \underset{(-1.99)}{0.007}(RL - \dot{P}) + \underset{(5.04)}{0.6771}\log\left(\frac{M2A}{P}\right)$$

$$+\underset{(5.08)}{0.5911}\log(IFC)_{-1} \underset{(-2.13)}{-0.2255}\log\left(\frac{PL}{P}\right)_{-1} + \underset{(1.33)}{0.0993}\,D_{78}$$

$\bar{R}^2 = 0.989$ $D.W. = 1.80$ $s.e.e. = 0.068$

5. 수출함수(1972~92)

$$\log(EX) = \underset{(-1.90)}{-5.9684} + \underset{(2.32)}{1.0242}\log(FGNP) \underset{(-2.91)}{-0.8776}\log\left(\frac{PX}{FWPI}\right)$$

$$+\underset{(7.27)}{0.6784}\log(EX)_{-1}$$

$\bar{R}^2 = 0.991$ $D.W. = 2.07$ $s.e.e. = 0.074$

6. 수출가격함수(1972~92)

$$\dot{PX} = \underset{(1.29)}{0.0087} + \underset{(3.76)}{0.2291}\ \dot{P}_{-1} - \underset{(-15.91)}{0.9309}\ \dot{EXR} + \underset{(8.83)}{0.3931}\ \dot{PMW}$$

$$+ \underset{(3.06)}{0.3282}\ \dot{FWPI} - \underset{(-4.83)}{0.07703}\ D_{75} + \underset{(2.23)}{0.0358}\ D_{76}$$

$\bar{R}^2 = 0.977$ $\quad D.W. = 1.72$ $\quad s.e.e. = 0.013$

7. 수입함수(1973~92)

$$\log(IM) = \underset{(1.17)}{2.2736} + \underset{(4.67)}{0.3645}\ \log(IM)_{-1} + \underset{(5.66)}{0.5959}\ \log(y)$$

$$+ \underset{(2.24)}{1.8241}\ \left(\frac{IFM}{y}\right) - \underset{(-1.87)}{0.2351}\ \log\left(\frac{PMW}{P}\right)$$

$\bar{R}^2 = 0.998$ $\quad D.W. = 2.33$ $\quad s.e.e. = 0.031$

8. 회사채수익률 함수(1975~92)

$$YCB = \underset{(-4.54)}{-66.6352} + \underset{(12.43)}{1.2550}\ WRD - \underset{(-6.18)}{22.5491}\ \log\left(\frac{M2A}{P}\right) + \underset{(6.20)}{27.9773}\ \log(y)$$

$$- \underset{(-9.06)}{15.1577}\ \left(\frac{y - PCON - GCON}{I}\right)$$

$\bar{R}^2 = 0.998$ $\quad D.W. = 2.41$ $\quad s.e.e. = 0.737$

9. 물가함수(1972~92)

$$\dot{P} = \underset{(-1.98)}{-0.1012} + \underset{(11.46)}{0.6020}\ \dot{W} + \underset{(8.99)}{0.2251}\ \dot{PMW}$$

$$+ \underset{(3.41)}{0.0089}\ RDEFC + \underset{(1.43)}{0.0734}\left(\frac{y}{POTGNP}\right)$$

$\bar{R}^2 = 0.965$ $\quad D.W. = 2.38$ $\quad s.e.e. = 0.014$

10. 임금함수(1972~92)

$$\dot{W} = \underset{(1.15)}{0.213} + \underset{(4.89)}{0.5445}\ \dot{P} + \underset{(2.79)}{0.3433}\ \dot{P}_{-1} + \underset{(2.60)}{0.4108}\ \dot{y}_{-1}$$

$$+ \underset{(5.78)}{0.0666}\ DW_{76}$$

$\bar{R}^2 = 0.915$ $\quad D.W. = 2.02$ $\quad s.e.e. = 0.022$

11. 토지가격함수(1973~92)

$$\dot{PL} = \underset{(0.37)}{0.0175} + \underset{(1.95)}{0.41012}\ \dot{P} + \underset{(2.94)}{0.4880}\ \dot{IFC} + \underset{(1.91)}{0.8107}\ \dot{y}_{-1} + \underset{(4.20)}{0.3000}\ D_{78}$$

$$\underset{(-2.85)}{-0.1400}\ D_{7392}$$

$$\bar{R}^2 = 0.774 \qquad D.W. = 2.35 \qquad s.e.e. = 0.737$$

定 義 式

$y = PCON + I + GCON + EX - IM + STD + NFI$

$I = IFM + IFC + IS$

$\log(POTGNP) = 0.3996 + 0.4572\ \log(LE) + 0.5428\ \log(KS)$

$KS = 0.95(KS)_{-1} + IFM + IFC$

$PMW = PM \times EXR$

* 변수들의 증가율은 log차분형태로 추정

變 數 一 覽 表

變 數	定 義	單 位
* D_{7392}	Dummy	73, 92 = 1
* D_{75}	Dummy	75 = 1
* D_{76}	Dummy	76 = 1
* D_{7879}	Dummy	78, 79 = 1
* D_{80}	Dummy	80 = 1
* D_{89}	Dummy	89 = 1
* DW_{76}	Dummy	76, 77, 78, 89, 90 = 1
EX	수출(국민소득계정)	10억원(1985불변)
* *EXR*	달러환율	원/달러
* *FGNP*	해외GNP	10억달러
* *FWPI*	해외물가지수	1985 = 100
* *GCON*	정부소비(국민소득계정)	10억원(1985불변)
I	총투자(국민소득계정)	10억원(1985불변)
IFC	건설투자(국민소득계정)	10억원(1985불변)
IFM	설비투자(국민소득계정)	10억원(1985불변)
IM	수입(국민소득계정)	10억원(1985불변)
* *IS*	재고투자(국민소득계정)	10억원(1985불변)
KS	자본스톡	10억원(1985불변)
* *LE*	총취업자수	천명
* *M2A*	총통화(평균잔액기준)	10억원
* *NFI*	해외순수취 요소소득(국민소득계정)	10억원(1985불변)
P	물가수준(GNP디플레이터)	1985 = 1
PCON	민간소비(국민소득계정)	10억원(1985불변)
PL	토지가격지수	1965 = 1
* *PM*	수입단가지수	1985 = 100
POTGNP	잠재GNP	10억원

PX	수출단가지수	1985 = 100
* *RDEFC*	공공부문 종합재정수지적자의 대 명목GNP비율	%
* *RL*	여신금리	%
* *STD*	통계적 불일치(국민소득계정)	10억원(1985불변)
T	국세	10억원
W	전산업임금	원 / 월
* *WRD*	수신금리	%
y	국민총생산(국민소득계정)	10억원(1985불변)
YCB	회사채유통수익률	%

* : 외생변수

▷ 參 考 文 獻 ◁

金融經濟室, 『金利自由化의 推進方向』, 韓國開發硏究院, 1991.

朴佑奎・金世鍾, 「韓國의 物價模型」, 『韓國開發硏究』, 제14권 제4호, 1992.

朴元巖, 「韓國經濟의 分期計量模型」, 『韓國開發硏究』, 제8권 제2호, 1986.

李烘 「韓國經濟의 年間計量模型」, 『韓國開發硏究』, 제6권 제2호, 1984.

全聖寅, 「名目賃金의 推定과 관련된 諸模型의 比較硏究」, 『KDI 分期別 經濟展望』, 제10권 제1호, 1991.

左承喜・劉載均, 「金融的 衝擊의 巨視經濟的 效果에 대한 分析: 金融實名制의 效果를 중심으로」, 『韓國開發硏究』, 제15권 제3호, 1993.

左承喜・黃晟鉉・李善愛, 『韓國經濟의 「年間巨視模型」과 政策效果分析』, 政策報告書 93－03, 韓國開發硏究院, 1993.

黃晟鉉, 『財政政策의 巨視經濟的 效果에 대한 實證的 硏究(Ⅰ)』, 政策硏究資料 92－06, 韓國開發硏究院, 1992.

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

Yoo, Yoon-ha, "The KDI Quarterly Model of the Korean Economy", KDI Working Paper Series No. 9104, KDI, 1991.

_____ and Won-am Park, "The External Adjustment of the Korean Economy," KDI Working Paper Series No. 9105, KDI, 1991.

北韓의 勞動生産性과 適正賃金:
北韓勞動力의 質에 관한 考察

曺 東 昊

일반적으로 北韓의 勞動力은 "양질의 저렴한" 것으로 인식되고 있다. 이러한 인식을 근거로 북한의 노동력에 남한의 자본과 기술을 결합시키고자 하는 對北投資事業은 활발히 推進되어 왔으며, 북한의 핵문제가 해결되는 경우 급속히 實行에 옮겨지게 될 것으로 보인다. 그러나 북한의 노동력이 과연 "양질의 저렴한" 것인가의 여부에 관하여 體系的인 檢討는 이루어진 바가 없다. 本 硏究에서는 북한의 노동력이 일반적으로 인식되고 있는 바와 같이 "양질의 저렴한" 것인지의 여부, 특히 '양질' 여부에 관하여 그 妥當性을 북한 노동력의 敎育水準, 作業規律, 勞動生産性의 세가지 측면에서 검토하여 보았다. 그 결과 교육수준이나 작업규율에 근거하여 북한의 노동력이 '양질'이라고 생각하는 것은 무리한 평가라는 결론에 도달하였으며, 가장 설득력이 있다고 여겨지는 노동생산성에 근거한 예상도 실증분석의 결과 타당성이 작은 것으로 나타났다. 자료의 한계상 本 硏究에서 대상으로 한 것은 北韓의 平均的인 勞動力의 質로서 실제 우리 기업이 고용하게 될 노동력의 질과 차이가 있을 수 있다. 그러나 本 硏究에서 분석한 바와 같이 북한의 노동력이 '저렴' 하지도 '양질'도 아닐 수 있으므로 對北投資事業의 보다 愼重한 檢討 및 對北投資事業時 보다 效率的인 북한 노동력의 活用方案이 摸索되어야 할 것이다.

I. 序 言

비록 최근 북한의 핵확산금지조약의 탈퇴 및 그로 인한 핵사찰문제 등으로 남북경제관계는 경색국면을 벗어나지 못하고 있으나, 1992년까지는 남북경제관계가 급속히 진전되어 왔다고 할 수 있다. 1988년 7월 7일 大統領의 '民族自尊과 統一繁榮을 위한 特別宣言(이하 7·7특별선언)'을 통하여 남북관계를 "함께 번영을 이룩하는 민족공동체로서의 관계"로 규정한 우리 정부는 이전까지의 적대적인 대결구도로부터 相互繁榮

筆者 : 本院 硏究委員

* 本稿를 검토하여 주신 本院의 李永燮, 李周浩 박사께 감사드리며, 중간단계에서 여러가지 유익한 論評과 아이디어를 주신 金俊逸, 文宇植, 白雄基 박사께도 감사드린다. 이 분들의 論評은 本稿를 개선하는 데 크게 도움이 되었다. 筆者는 本 硏究를 통하여 本院의 長點이

을 위한 共存構圖로 남북관계를 전환시키고자 하였다.[1] 이 '7·7특별선언'에서는 남한과 북한주민의 상호교류·방문 및 남북한간 교역의 문호를 개방하는 것을 비롯한 6개의 정책방향이 제시되었으며,[2] 그후 정부는 '7·7특별선언'의 내용을 구체적으로 실천하기 위한 다각적인 後續措置를 발표하였다.

1988년 7월 13일 대한적십자사의 남북적십자 실무회담 개최 제의, 1988년 7월 15일 문교부의 남북교육당국회담 개최 제의, 1988년 7월 16일 외무부의 전향적인 대북관련 외교정책 시행방침 발표, 1988년 9월 3일 문공부의 북한 및 공산권 자료개방 발표, 1988년 10월 7일 경제기획원의 대북한 경제개방조치 발표 등이 바로 그것이다. 특히 부총리 겸 경제기획원장관의 성명을 통해 발표된 對北韓 經濟開放措置는 남북한간의 交易을 획기적으로 발전시키고 이를 통하여 남한과 북한을 하나의 經濟共同體로 형성해 나가고자 하는 것으로서, 이는 그 이후 남한과 북한간의 經濟關係定立의 기본방향이 되었으며, 남북한간의 經濟交流가 실질적으로 크게 진전하게 되는 계기가 되었다.[3]

이러한 우리 政府의 적극적인 노력의 결과로 남북관계는 크게 변모하였으며, 경제분야에 있어서도 커다란 발전이 있었다. 특히 1992년은 남북경제관계가 크게 진전된 시기로서 남북경제관계의 미래가 매우 낙관적으로 예상되고 있었다. 1992년에 이루어진 「남북 사이의 화해와 불가침 및 교류·협력에 관한 합의서」의 발효, 각종 분과위원회 및 공동위원회의 설치, 북한 부총리의 남한방문, 두만강유역 개발사업 관련 우리 대표단의 방북, 民·官으로 구성된 남포조사단의 파견 등은 경제분야에 있어서의 變化된 南北關係를 반영하는 사례들이라 할 수 있다.

그 결과 아직 주로 間接交易의 형태로 이루어지고 있기는 하나 활발한 교역이 이루어지고 있으며 여러 件의 直交易이 성사되기도 하였다. 교역의 규모에 있어서도 1991년을 기점으로 크게 성장하여 1993년 11월말 현재 總搬出入規模는 약 6억 4천만달러

研究分野의 多樣性 및 그로 인한 研究過程에서의 相互補完性에 있다는 것을 다시 한번 느낄 수 있었다. 그럼에도 불구하고 남아 있는 誤謬는 물론 筆者의 몫이다.

1) 1970년대의 남북적십자회담, 남북조절회담, 1980년대 중반의 남북이산가족 고향방문단 및 예술공연단의 상호교환, 경제회담, 국회회담, 체육회담 등 1970~80년대에도 남북관계를 선의의 경쟁구도로 전환시키고자 하는 노력이 있었던 것은 사실이나 대화보다는 대결에 치우침으로써 "대화 있는 대결시대"를 전개하였다는 의미 이상의 의의를 가지지는 못하였다.

2) '7·7특별선언'의 6개 정책방향의 주요 내용은, 첫째 남북상호교류와 자유왕래, 둘째 이산가족의 서신왕래와 상호 방문, 셋째 남북한 교육문호개방, 넷째 우방국의 북한교역 不反對, 다섯째 국제사회에서의 남북한간 협조, 여섯째 북한과 우방과의 관계개선협조 등이다.

3) 이 對北韓 경제개방조치의 내용은 민간상사 북한물자 교역허용, 민간상사 북한물자 중계허용, 북한원산지표시 상표부착 허용, 직·간접 교역물자 관세미부과, 남북경제인 상호접촉·방문 허용, 북한선적 상용선박 입항허용, 남북경제교류 관련법제 보완 등이다.

〈表 1〉 年度別 搬出入 規模(承認基準)

(단위 : 천달러)

	반 입	반 출
1988	1,037	–
1989	22,235	69
1990	20,354	4,731
1991	165,996	26,176
1992	200,685	12,818
1993	177,701	7,436
계	588,008	51,230

註 : 1993년은 11월까지의 액수임.
資料 : 統一院(1993a).

(승인기준)에 달하고 있다(表 1 참조). 이러한 南北交易의 規模는 1992년의 경우 북한 총교역규모의 8%(승인기준, 통관기준 6.5%)를 차지함으로써 남한은 북한의 5대 교역대상국의 하나가 되었으리라고 추정된다.

交易과 함께 委託加工去來도 활발히 추진되고 있다. 1991년 말부터 시작된 남북한간의 위탁가공거래는 1991년에 2건 3만 3천달러, 1992년에 8건 44만달러, 1993년 11월말 현재 33건 351만달러로 급격한 증가추세를 보이고 있다.[4] 품목에 있어서도 숙련도를 덜 요구하는 봉제인형, 가방으로부터 최근에는 바지, 셔츠, 스웨터, 재킷 등 의류로 확산되고 있으며 아크릴사 원료를 공급하고 아크릴사를 반입하는 위탁가공도 이루어지고 있다.[5]

교역과 위탁가공거래의 활발한 진전과 더불어 對北投資에 대한 관심과 열기도 크게 고조되어 왔다. 아직 실제로 투자가 이루어진 바는 없으나 대북투자를 계획하고 있거나 추진중에 있는 기업들의 수는 급속도로 증가하고 있는 것으로 알려지고 있다. 1992년 9월말까지의 統一院의 集計에 의하면 1989년에는 하나밖에 없던 투자계획기업이 1990년에는 4개, 1991년에는 33개로 늘어난데 이어 1992년에는 9월말까지 66개사로 급증하였다.[6] 또한 「對北投資環境에 관한 企業人 意識調査結果」[7]에 의하면 응답기업의 72.8%가 投資計劃을 가지고 있다고 응답하고 있다. 투자계획을 가지고 있는 기업들

4) 統一院(1993c), p.8.
5) 대한무역진흥공사(1993), p.120.
6) 『中央日報』(1992. 10. 31).
7) 統一院 교류협력국에서는 1992년 12월 5일부터 1993년 1월 15일까지의 기간동안 북한과의 경제협력사업 추진을 위한 주민접촉 또는 방북승인 신청업체와 남북교역 유경험업체 등 150개 기업에 대하여 대북투자계획, 분야, 형태 등에 관해 설문조사를 실시하였다. 그중 81개 기업이 설문에 응했으며, 설문결과는 「對北投資環境에 관한 企業人 意識調査結果」로 발표되었다.

중 30.5%는 3~7명 정도의 인력으로 전담부서를 신설하고 있고, 52.5%는 기존 유관부서에 전담인력을 충원하는 등 적극적인 준비를 하고 있다.

이러한 對北投資事業의 주요 골자는 북한의 "양질의 저렴한" 노동력에 남한의 資本과 技術을 결합시키고자 하는 것으로 이해할 수 있다. 이는 남한과 북한이 지니고 있는 생산요소 중 상대적으로 비교우위가 있는 생산요소를 결합시킴으로써 상호간에 경제적 이익을 실현할 수 있다는 經濟的 思考를 바탕으로 하고 있다. 특히 1980년 후반 이후 진행된 급속한 賃金上昇으로 價格競爭力을 상실해 가고 있던 기업들로서는 대북진출이 매력적인 것이었으며, 産業構造調整의 측면에서도 바람직한 것으로 주장되고 있다. 게다가 低賃勞動力을 찾아 동남아시아 등지로 진출하였던 기업 중 많은 수가 문화적인 차이, 언어소통의 문제 등으로 애로사항을 겪고 있었던바 "양질의 저렴한" 노동력을 구비하였음은 물론 문화와 언어가 동일하고 지리적으로 가까운 북한에의 투자는 매우 매력적인 것이었다고 할 것이다. 더욱이 대북투자가 市場先占 및 향후 橋頭堡 確保라는 측면도 지니고 있음을 감안하면 대북투자는 한층 더 매력적인 것이었다.

북한의 입장에서도 당면하고 있는 經濟難의 打開를 위하여 남한의 자본과 기술을 유치하려는 유인이 상당히 존재하고 있는 것으로 여겨진다. 최근 外國人投資와 관련한 法律의 制定·改正 및 남한기업인의 참여를 배제하지 않는다는 입장표명 등은 이러한 북한의 입장을 나타내는 것이라 할 것이다. 그러므로 북한의 노동에 남한의 자본과 기술을 결합하는 형태의 經濟協力은 남북한 모두에게 커다란 經濟發展의 潛在力을 제공하고 있는 것이며, 나아가 經濟共同體 形成을 촉진할 수 있다는 점에서 個別企業은 물론 政府次元에서도 이러한 사업을 적극적으로 추진·지원하고자 하고 있다.

실제로 대북투자를 계획하고 있는 기업들에 대한 조사결과를 보면, 대다수의 기업들이 북한의 "양질의 저렴한" 노동력을 예상하고 있는 것으로 나타나고 있다. 「對北投資環境에 관한 企業人 意識調査結果」에 따르면 투자이유 중 "북한의 값싼 노동력 활용"이 전체의 35.8%로 가장 높으며, 한국무역협회(1991)의 조사결과[8]에서는 "북한의 값싼 노동력 활용"이 31.7%로 "새로운 시장개척 및 경제진출 교두보 확보"(41.5%)에 이어 두번째로 나타나고 있다. "새로운 시장개척 및 경제진출 교두보 확보"가 단기적인 경제성보다는 장기적인 시각에서 비롯된 것임을 감안할 때, '저렴한' 노동력의 활용이 대북투자계획에 있어서 가장 직접적인 요인이라 할 수 있을 것이다. 또한

8) 한국무역협회에서는 1991년 9월부터 10월까지의 기간동안 남북한교역을 추진하고 있거나 추진계획이 있는 120개 업체를 대상으로 교역 및 투자에 관한 설문조사를 실시한 바 있다. 이중 63개 업체가 설문에 응답하였으며, 설문결과는 『南北韓 物資交易現況과 交易增進對策』이라는 보고서로 발표되었다.

大韓商工會議所(1992)의 조사결과[9]에서도 북한의 투자여건이 적절하다고 평가한 기업들은 그 이유의 첫번째로 "양질의 저렴한 노동력"(71.4%)을 꼽고 있다.

그러나 북한의 노동력이 과연 "양질의 저렴한" 것인가의 여부에 대해서는 제대로 검토가 이루어진 바가 없다.[10] 賃金水準에 있어서는 북한의 국내기업의 임금수준 및 외국인투자기업인 合營企業의 임금수준, 그리고 북한이 남포공단이나 나진·선봉 자유경제무역지대에서의 임금수준에 관해 발표한 자료들을 통하여 대략 그 수준을 파악할 수 있으나, 勞動의 質의 측면에 관하여는 제대로 알려진 바가 없다.

임금수준의 경우, 우리 기업이 북한에 진출하는 경우 북한 노동자에게 지불해야 하는 임금은 대략 월 150달러 수준으로 알려지고 있다.[11] 이는 남한의 경우에 비해서는 낮은 수준이나 북한과 외국인 투자유치 경쟁상대국이라 할 수 있는 중국, 베트남, 인도네시아 등에 비하면 높은 수준이다.[12] 따라서 북한의 노동력을 임금측면에서만 본다면 그다지 '저렴한' 것이라 할 수 없다.

북한 노동력의 질에 관하여 대부분의 신문·잡지의 기사나 논문들은 북한의 노동력은 '양질'이라는 가정을 전제로 하여 논의를 전개하고 있으며, 양질이라고 판단하는 근거에 대해서는 구체적인 설명을 하지 않고 있다.[13] 委託加工形式을 통하여 남한으로 반입된 製品의 品質을 통하여 북한 노동력의 수준이 양호하다고 평가하기도 하나, 이를 근거로 북한 노동력의 질을 판단하는 데에는 무리가 있다. 왜냐하면 동원된 노동력이 평균적으로 우수한 숙련공일 가능성이 있을 뿐만 아니라 작업에 투입된 노동력의 수나 시간이 일반적인 기준보다 많을 수도 있기 때문이다.

만약 북한 노동력의 질이 그다지 높지 않

---

9) 大韓商工會議所는 1992년 6월 19일부터 동월 30일까지 1992년 5월 현재 統一院으로부터 대북한 반출입승인을 얻은 전체기업(반출승인 9개 기업, 반입승인 128개 기업, 총 137개 기업)에 대하여 북한의 투자여건과 제약요인에 관한 조사를 실시하였다. 이중 92개 기업이 설문조사에 응하였으며, 그 결과는 『南北韓 合作投資의 推進方案』으로 발표되었다.

10) 이에 관한 검토로는 全洪澤(1993)이 유일하다고 할 수 있으나, 그 역시 임금수준을 중심으로 하여 검토하고 있을 뿐 노동력의 질에 관해서는 체계적인 언급이 없다.

11) 구체적인 설명에 관해서는 第Ⅴ章의 논의를 참조.

12) 이들 국가에서의 외국인투자기업의 임금수준은 지역, 조사시점, 임금 외의 추가부담 정도 등에 따라 다르며 자료에 따라서도 큰 차이를 보이고 있으나, 중국의 경우는 월평균 약 75달러, 베트남의 경우는 약 50달러, 인도네시아의 경우는 약 60~80달러 수준으로 조사되고 있다.

13) 1992년 10월초 북한을 방문하고 온 남포조사단은 "노동력의 질이 상당히 우수한 것으로 평가"했다고 보도되었으나(『한겨레신문』, 1992. 10. 11), 판단의 근거나 북한노동력의 수준 정도에 대해서는 언급이 없다. 근거를 밝히고 있는 것으로는 교육수준을 근거로 든 대한무역진흥공사(1993, p.71), 韓國經濟硏究院(1993, p.74), 대우그룹 김우중 회장의 인터뷰 기사(『조선일보』, 1992. 1. 27) 및 작업규율을 근거로 든 韓國經濟硏究院(1993, p.74)이 유일한 것인바, 그 내용 및 타당성에 대해서는 第Ⅲ章에서 구체적으로 검토하고자 한다.

다면 양질의 노동력을 가정한 對北投資는 재고되어야 할 것이다. 물론 이 말은 對北投資의 모든 업종에 일반적으로 적용할 수 있는 것은 아니다. 예컨대, 고도의 기술수준을 요구하지 않는 단순노동작업의 경우에는 노동력의 질이 큰 문제가 되지 않을 것이며, 비교적 短期間의 敎育을 통하여 어느 정도의 生産性을 확보할 수 있을 것이기 때문이다. 그러나 이 경우에도 아직도 사회주의경제체제를 고집하고 있으며 경제 전반적인 개혁이 이루어지지 않고 있는 북한내의 상황, 경쟁상대국에 비해 높은 임금수준, 그리고 남북한간의 政治的 關係變化에 따르는 리스크 등을 감안하면 오히려 현재 남한기업이 많이 진출해 있고 이미 현지의 勞動市場을 비롯한 각종 法·制度·慣行·文化가 잘 알려져 있는 동남아시아나 중국지역으로의 진출이 더 유리할지도 모르는 것이다.

따라서 현재의 南北 經濟關係의 梗塞과 그로 인한 投資의 保留는 오히려 우리 기업에게 대북투자와 관련한 제반사항을 다시 한번 검토할 수 있는 시간을 제공한다는 점에서 바람직한 측면을 가지고 있다. 특히 대북투자의 가장 큰 유인이라 할 수 있는 "양질의 저렴한" 노동력 여부에 대하여 면밀한 검토를 함으로써 향후 대북투자의 여건이 조성되었을 때 대북투자가 효율적이고 성공적으로 이루어질 수 있도록 하는 계기로 삼아야 할 것이다.

본 연구는 북한의 노동력이 일반적으로 예상하고 있는 것과 같이 과연 "양질의 저렴한" 것이냐의 여부, 특히 '양질' 여부에 대하여 검토해 보고자 하는 데 基本目的이 있다. 왜냐하면 '저렴'의 여부에 대해서는 북한 노동력의 임금수준에 관한 자료가 이미 알려져 있으며, 앞서 지적한 바와 같이 그다지 저렴한 수준은 아니라고 할 수 있기 때문이다.

여기에서 미리 밝혀 두고자 하는 것은 본 연구에서 논의하고자 하는 勞動力이란 북한의 전체적인 노동력을 의미하는 것으로서 어느 特定業種의 노동력이나 特定技術階層의 노동력이 아니라는 것이다. 즉 본 연구는 북한의 평균적인 노동력에 대한 것이며, 따라서 '양질' 여부도 북한 전체 노동자의 평균적인 질에 대한 것으로 이해하여야 할 것이다. 이는 본 연구의 한계이기도 하다. 우리가 관심을 가지는 것은 북한의 평균적인 노동력의 질이라기보다는 우리 기업이 북한에 진출하였을 때 고용하게 될 노동력의 질이기 때문이다. 북한이 외국기업에게 제공하는 노동력이 북한의 평균적인 노동력에 비해 상대적으로 우수한 노동력일 것이라고 예상하면, 본 연구에서 제시되는 북한 노동력의 질적 수준보다는 우리 기업이 고용하게 될 노동력의 질적 수준이 보다 높게 될 것이다. 그 경우 본 연구는 실제 우리 기업이 사용하게 될 노동력의 질을 과소평가하는 오류를 범할 수 있을 것이다.

그러나 이러한 한계를 인식하면서도 본 연구는 북한의 평균적인 노동력의 질에 대

한 분석을 하고자 한다. 그 이유는 우리 기업이 고용하게 될 노동력에 대한 사전적인 정보가 전혀 없기 때문이다. 따라서 북한의 평균적인 노동력에 대한 분석을 통하여 실제 우리 기업이 고용하게 될 노동력의 질에 대한 시사점을 얻고자 하는 것이다. 한편 북한이 외국기업에게 제공하게 될 노동력이 북한의 평균적인 노동력에 비해 우수한 것일 것이라는 보장은 없으며, 오히려 열등한 노동력일 가능성이 있다는 사실도 염두에 두어야 할 것이다. 왜냐하면 완전고용이 보장되어 있는 북한의 경제체제상 북한이 외국기업에게 노동력을 제공하기 위해서는 기존 공장 등에 고용되어 있는 노동력을 이동시켜야 할 것이며, 이 경우 각 공장에서는 상대적으로 수준이 낮은 노동력을 내놓게 될 가능성을 배제할 수 없기 때문이다.[14]

본 연구는 다음과 같이 진행하고자 한다. 우선 第Ⅱ章에서는 북한 노동력이 '양질'이라고 주장될 수 있는 根據들에 대하여 차례로 검토한다. 그 근거들 중 노동생산성에 기초한 것이 가장 설득력이 있다고 여겨지는바, 이에 대한 실증적 검토를 위하여 第Ⅲ章 이하의 지면을 할애하고자 한다. 第Ⅲ章에서는 우선 實證分析을 위한 모형과 資料들에 대하여 설명을 한 후, 第Ⅳ章에서는 第Ⅲ章에서 논의된 모형과 자료들을 이용하여 북한의 平均勞動生産性 및 限界勞動生産性을 추정하고 남한의 경우와 비교하고자 한다. 第Ⅴ章에서는 그 결과를 이용하여 북한 노동력의 適正賃金水準에 대하여 논의하고, 현재 북한이 남한을 비롯한 외국투자기업에 대해 요구하고 있는 임금수준과의 격차를 살펴봄으로써 북한 노동력의 '양질' 여부를 검토하고자 한다.

14) 1992년 11월 19일 필자와 면담한, 베트남에 진출해 있는 효동기업의 서진섭 사장에 의하면, 베트남의 경우 이러한 일이 자주 일어나고 있다고 한다.

Ⅱ. 北韓勞動力의 質에 관한 論議

북한 노동력이 '良質'이라고 생각하는 견해는 일반적으로 다음 세가지 중의 하나, 혹은 그 이상의 이유에 근거하고 있는 것으로 여겨진다. 첫째, 노동자들의 敎育水準이 높다. 둘째, 作業規律(work discipline)이 잘 되어 있다. 셋째, 質 자체는 높지 않을지 몰라도 임금수준에 비교해 볼 때 높은 편이다. 다음에서는 이러한 세가지 이유에 대하여 차례로 그 타당성을 검토해 보고자 한다.

1. 敎育水準

교육수준에 의거하여 북한 노동력의 질이 우수하다고 주장하는 견해는 북한 노동자의 교육정도나 교육이수기간 등이 남한에 비해 낮지 않다는 것을 근거로 하고 있다. 이는

북한의 노동력이 '양질'이라고 주장하는 견해의 주류를 이루고 있는 것으로 여겨진다. "의무교육기간이 11년으로 높은 교육수준을 보여 질적으로 우수"(대한무역진흥공사(1993), p.71)하다거나, "북한주민들은 어려서부터 교육을 받기 시작하여 대부분이 고등학교까지의 교육을 받았기 때문에 양질의 노동력으로 평가"(韓國經濟硏究院(1993), p.74)한다거나, 혹은 "북한의 노동력은 모든 주민이 100% 고등학교를 졸업했을 정도로 우수"(대우그룹 김우중 회장의 인터뷰 기사, 『조선일보』, 1992. 1. 27)하다는 견해 등이 그 예이다.

이를 구체적으로 살펴보기 위하여 북한의 교육과 관련된 지표를 정리하고 남한과 비교해 놓은 것이 〈表 2〉이다. 〈表 2〉에 나타나고 있는 바와 같이 지표상으로는 南北韓 勞動力間의 차이를 발견할 수 없다. 오히려 특정지표에 있어서는 북한의 경우가 더 우수한 것으로 나타나고 있다.

그러나 이와 같은 數値가 실제의 노동력의 질을 충분히 반영하는 지표로 보기는 어려울 것이다. 우선 비슷한 수준의 교육을 받았다 하더라도 敎育의 質이 문제가 된다. 북한은 그들이 추구하는 교육의 목표를 "사회주의교육학의 원리를 구현하여 후대들을 사회와 인민을 위하여 투쟁하는 견결한 혁명가로, 智德體를 갖춘 공산주의적 새 인간으로 키운다"라고 규정하고 있다.[15] 현재 북한 교육에 있어서 장기적 교육정책을 제시하고 있는 敎育의 綜合指針書인 「사회주의교육에 관한 테제」(1977년 9월 5일 제정·공포)에서도 교육의 목적을 "자주성과 창조성을 가진 공산주의적 혁명인재로 키우는 것"이라고 명시하면서 "사회주의 교육의 모든 공간들은 사람들을 당에 대한 충실한 혁명전사로 키우는 데 복무하여야 하며 교육사업의 전 과정은 당에 대한 충실성 교양으로 일관되어야 한다"라고 밝히고 있다. 또한 취학전 어린이들에 대한 교육에서조차도 "어려서부터 주체형의 혁명가로" 키우는 데 기본목표를 두고 있다.[16]

그 결과 우리의 국민학교에 해당하는 인민학교의 교과내용에 있어서 '경애하는 수령 김일성 원수님 어린시절', '공산주의 도덕', '특강' 등이 전체 수업의 12.8%를 차지하고 있으며, 고등중학교의 경우에도 '위대한 수령 김일성 원수님 혁명역사', '위대한 수령 김일성 원수님 혁명활동', '현행 당정책', '공산주의 도덕', '특강' 등이 전체 수업의 11.3%를 차지하고 있는 실정이다.[17] 일반과목에서조차도 혁명교양, 전쟁의식고취 등 政治思想敎育에 중점이 주어지고 있다. 한 예로 1985년도판 인민학교 국어교과서(1~4학년용)의 총 196개 단원 중 순수 국어교육과 관련된 단원은 전체의 15%에 지나지 않으며, 김일성 우상화 및 충성심

15) 조선민주주의인민공화국 사회주의헌법(이하 북한헌법) 제43조.
16) 조선민주주의인민공화국 어린이보육교양법 제1장 제1조.
17) 문용린(1990), pp.404~406.

〈表 2〉 南北韓의 教育關聯 比較

(단위:%)

지 표	평 가 기 관	북한(평가연도)	남한(평가연도)
문자해독률[1]	World Almanac	99.0(1991)	96.0(1991)
	UNDP	90.0(1985)	94.7(1985)
취 학 률[2]	Eberstadt and Banister; 文教部	97.9(1986)	97.3(1989)
의무교육기간(년)	統一院	11(1993)	6(1993)
학생비율[3]	統一院	24.1(1990)	24.6(1990)
고등교육기관 등록자비율[4]	Eberstadt and Banister; 文教部	2.6(1987)	3.2(1989)
고등교육이수자 비율[5]	Eberstadt and Banister; 文教部	10.0(1987)	10.2(1985)
평균교육연수[6](년)	UNDP	6.0(1980)	6.6(1980)
과학분야전공자 비율[7]	UNDP	34(1987~88)	31(1987~88)

註 : 1) 15세이상 인구 중 문자를 읽고 쓸 수 있는 인구의 비율.
2) 6~16세 인구 중 취학자의 비율.
3) 전체인구 중 학생의 비율.
4) 전체인구 중 대학교 및 전문학교(교육대학 포함) 등록자의 비율.
5) 전체인구 중 고등교육이수자 전체의 비율.
6) 25세이상 인구의 평균교육연수.
7) 전체 고등교육기관 재학자 중 과학분야전공자의 비율.

資料 : World Almanac(1993); UNDP(1991); Eberstadt and Banister(1990); 文教部(1990); 統一院(1991a, b).

고취가 33%, 김정일 찬양 및 세습합리화가 31%, 기타 혁명의식 및 對南·對美 비난과 관련된 단원이 21%라고 한다.[18]

이상으로 볼 때 北韓教育은 그들의 정치체제에 순종하는 인간으로 키우는 데 그 목적이 있으므로 全人教育이 이루어지지 못하고 있고, 개인의 창의성과 자발성의 개발을 통한 人的資源開發을 도외시하고 있으며, 궁극적으로 高級産業人力을 양성하는 데 있어서도 실패하고 있다고 할 수 있을 것이다.[19] 따라서 단순히 교육과 관련한 지표상으로 나타난 수치를 가지고 북한 노동력의 질이 상당한 수준에 있다고 평가하기는 어려울 것이다. 그런 의미에서 앞에서 예로 든 교육수준을 근거로 북한 노동력의 질이 우수하다고 하는 것은 무리한 해석으로 여겨진다.

통일 이전 舊東獨의 경우에 있어서도 여러가지 指標上의 數値를 통해 볼 때 구동독

18) 金兌完(1991), p.297.
19) 許東粲(1992)은 "북한교육의 질적 수준이 세계에서 최저라고 할 정도로 낮다"고까지 평가하면서 여러가지 실례를 들고 있다.

〈表 3〉 舊東西獨 勞動力의 水準 比較

(단위 : %)

지 표	구동독(평가연도)	구서독(평가연도)
숙련노동자 비율[1]	71.7(1988)	62.6(1987)
R&D 지출액 /GNP	2.8(1989)	2.7(1989)
인구 1,000명당 연구원수(명)	16(1989)	16(1989)
노동인구 중 전문대학 이상 졸업자 비율	21.2(1989)	18.8(1989)

註 : 1) 경제활동인구 중 기술교육이수자, 각종 자격증 소지자의 비율.
資料 : 高日東 · 曺東昊(1992), pp.134~135.

노동력의 질이 구서독에 비해 떨어지지 않는다고 평가되기도 하였다. 〈表 3〉에 나타난 수치상으로는 구동독 노동력의 질이 구서독과 비교할 때 오히려 우수한 것으로 해석할 수도 있을 정도이다.

그러나 統一 이후 구동독 노동력의 수준은 매우 낮은 것으로 밝혀졌다. 실제로 구동독 각 지역에 있는 聯邦勞動省 산하의 취업담당 자문관들은 구동독 노동자의 技術水準이 구서독 노동자들에 비해 많이 뒤떨어져 있다고 말하고 있으며, 구서독으로 이주한 노동자들이 3주의 견습기간조차 통과하지 못하는 경우가 대부분이라고 보고되고 있다.[20] 초기에 구서독지역으로 이주한 노동자들이 상대적으로 젊고 기술수준이 높은 계층임을 감안하면 구동독 노동자들의 일반적인 수준은 이들보다 더욱 낮을 것으로 예상할 수 있다.

통일 이전 구동독이 코메콘 국가들 중 가장 經濟發展水準이 높고 노동자들의 질적수준도 가장 높다고 평가되었음에도 불구하고 통일 이후 밝혀진 실제수준은 기대에 크게 못미치는 것이었다. 따라서 북한의 경우에 있어서도 勞動力과 관련한 指標를 근거로 북한의 노동력이 '양질'이라고 평가하는 것은 지나친 해석이라고 여겨진다. 더욱이 북한의 경제수준이 과거 사회주의권 국가들에 비해서도 크게 뒤떨어지고 있으며, 오랫동안 閉鎖的인 經濟體制를 운영해 오고 있음을 감안하면 노동력의 질적 수준이 아직도 매우 낮은 단계에 있을 것으로 보인다.

2. 作業規律

북한 勞動力의 質이 '양질'이라고 판단하는 데 대한 또 하나의 근거로는 노동자들의 作業規律이 잘 되어 있을 것이라고 생각하는 것을 들 수 있다.[21] 즉 자본주의사회에서는 勤勞意慾이 物質的 誘因(material incentives)에 근거하고 있어서 노동자들이 물질적 유인이 없으면 스스로 일을 열심히

20) 高日東 · 曺東昊(1992), p.136.
21) 韓國經濟硏究院(1993, p.74)은 북한 노동자들의 "작업규율이 훌륭"하다고 단정하고 있다.

하고자 하지 않는 반면, 사회주의사회에서는 근로의욕이 주로 道德的 誘因(moral incentives)과 強制的 誘因(coercive incentives)에 기초하고 있으므로 노동자들이 물질적 보상이 없이도 열심히 일을 하고자 하는 태도가 몸에 배어 있다고 생각하는 것이다. 이러한 논리를 북한에도 적용시켜 볼 때 북한 노동자들은 "주인답게" "자원적으로" 일하고자 하는 성향을 가지고 있을 것이며 따라서 노동력의 질을 향상시키는 결과를 낳았으리라고 판단하는 것이다.

실제로 북한에서는 勞動을 "모든 물질적 및 문화적 재부의 원천이며 자연과 사회와 인간을 개조하는 힘있는 수단이다. 사회주의, 공산주의는 수백만 근로대중의 창조적 로동에 의하여 건설된다"[22]라고 규정할 만큼 노동에 큰 비중을 두고 있으며 經濟發展에 있어서도 가장 기본적이고 결정적인 요인은 노동이라고 강조하고 있다.[23] 따라서 북한에서는 노동을 "가장 신성하고 영예로운 것"[24]이라 정의하면서 노동을 모든 주민의 의무[25]이자 권리[26]라고 명기하고 있다. 또한 인민의 지위는 "로동의 성실성에 의하여 규정"되며 "로동에서 모범인 사람은 인민의 사랑과 높은 존경을 받는다"[27]라고 규정하는 등 憲法과 勞動法 곳곳에 노동에 대한 誠實性을 강조하는 조항들을 두고 있다.[28]

이러한 북한의 노동에 대한 정의가 勞動者들의 노동에 대한 認識에 어느 정도 영향을 미쳤으리라고 예상되나, 북한의 노동에 대한 이와 같은 시각이 '자력갱생원칙'하에서 이용가능한 모든 資源을 동원하여 經濟成長을 이룩하고자 하는 정책에서 비롯된 것임을 간과하여서는 안될 것이다. 즉 북한으로서는 資本과 技術이 부족한 상태에서 북한사회의 유일한 指導理念인 '주체사상'에 따라 경제에서도 自立을 구현한다는 '자력갱생원칙'을 고수하기 위하여 가용노동력의 최대이용을 가장 우선적으로 추진하였던 것이다. 따라서 북한은 이를 위하여 女性 및 高齡人口의 활용을 적극적으로 추진하는 한편[29] 각 노동자의 勞動規律과 勞動時間의 준수 및 生産量 達成與否를 철저히 관리하고 있다.

북한노동법 제18조는 勞動規律을 "철저히 지키는 것은 근로자들의 응당한 의무"라고 규정하면서 근로자들은 "사회주의 로동규률과 로동시간을 엄격히 지켜야 하며 제정된 절차를 밟지 않고 마음대로 직장을 리

22) 조선민주주의인민공화국 사회주의로동법(이하 '북한노동법'으로 표기) 제2조.
23) 북한 사회과학출판사, 「사회주의 경제발전의 추동력」, 『경제사전 1』, 1985, p.707.
24) 북한노동법 제2조.
25) 북한헌법 제83조 및 북한노동법 제4조.
26) 북한헌법 제70조 및 북한노동법 제5조.
27) 북한노동법 제24조.
28) 예를 들어, 노동자들은 노동에 "주인다운 태도"(북한노동법 제6조 및 제17조)로 "자각적 열성과 창발성"(북한헌법 제29조 및 북한노동법 제1조)을 내어야 하고, 노동은 "즐거운 것"(북한헌법 제29조 및 북한노동법 제7조)이고 노동규율은 "자각적 규률"(북한노동법 제18조)이며 "보람찬 로동에 자원적으로 참가"하여야 한다(북한노동법 제14조).
29) 북한의 여성 및 고령자의 경제활동참여에 대해서는 曺東昊(1992)를 참조.

탈할 수 없다"로 못박고 있다. 또한 同法 제32조에서는 공장, 기업소, 사회협동단체는… 로동조직을 바로 하며 로동관리질서를 철저히 세우고 로동조건을 충분히 보장하며 로력낭비를 없애고 근로자들의 480분 로동시간을 완전히 리용하도록 한다"고 규정하고 있다. 일시적으로 勞動力이 남을 때에도 "제때에 다른 공장, 기업소, 협동농장의 생산적 작업에 대한 림시지원사업을 조직하여야 한다"(북한노동법 제34조)고 규정함으로써 노동력의 最大利用을 꾀하고 있다.

뿐만 아니라 북한은 노동력의 최대이용을 效果的으로 管理·監督하기 위하여 표준공장을 만들어 여기에서 측정한 자료를 기초로 '국가표준 로동정량'을 제정한 다음에 이를 바탕으로 각 기업소들이 '기업소 로동정량'을 만들게 하고 있다.[30] 각 기업소는 이를 기초로 각 개인별 '로동수첩'을 지급하여 여기에 일일계획량, 작업결과, 물자절약 관련자료 등을 기입하게 하고 매주 이를 심사하고 있다. 또한 '로동시간리용률'을 제정하고 이를 끊임없이 높이도록 하고 있다.[31] 그러나 이것만으로 불충분하여 超過達成을 明文化[32]하였을 뿐 아니라 각종 명목으로 勞力動員을 실시하고 있으며,[33] 계속적인 勞力競爭運動을 실시하고 있다(表 4 참조).

게다가 정해진 노동시간 이외에도 오전작업전 30분간씩 독보회[34]를 실시하며, 작업시간이 끝난 후에는 작업총화라 하여 지배인 및 당비서를 중심으로 하루일과에 대한 평가를 하게 된다. 작업총화가 끝난 후에는 職場別로 40분에서 2시간 정도 당 세포비서를 중심으로 학습이 있게 되어 있다.[35] 또한 휴일에도 각종 회의·학습, 근로봉사, 사회정치활동 등에 동원되는 경우도 많다고 한다.

이러한 상황하에서 勞動者들의 作業規律이 높은 수준으로 유지되고 있을 것으로 생각하기에는 무리가 있을 것이다. 다시 말해 끊임없이 목표된 생산량의 달성은 물론 초과달성을 이루어야 하며 각종 勞力競爭運動에 동원되는 상태에서 "주인답게" 그리고 "자원적으로" 노동에 임하고 있으리라고 보기는 힘든 것이다. 오히려 노동자들은 勤勞意慾을 상실하고 있으며 생산물의 質的 向上 등에는 무관심한 채 할당된 작업시간이나 생산량의 달성에만 신경을 쓰게 되기가

30) 북한 사회과학출판사, 「로동정량」, 『경제사전 1』, 1985, pp.500~501.

31) 북한 사회과학출판사, 「로동시간리용률」, 『경제사전 1』, 1985, p.495.

32) 노동자들은 "새로운 기준을 끊임없이 창조하여 단위시간 안에 더 많이 생산하고 건설"(북한노동법 제19조)하여야 하며, "맡겨진 계획과제를 일별, 월별, 분기별로 어김없이 넘쳐 수행"(북한노동법 제20조)하여야 한다.

33) 당·정·군·관료 및 학생들을 대상으로 애국노동, 금요노동, 농촌지원 등의 명목으로 연간 4~14주의 무보수 노력동원을 실시하고 있다. 統一院(1992a), p.295.

34) 독보시간에는 주로 「로동신문」의 사설이나 당의 지시문을 읽는다고 한다.

35) 統一院(1992a), pp.219~220. 실제로 1987년 월남한 김만철 씨의 부인인 최봉례 씨는 학습 등으로 인하여 보통 밤 10시 이후에나 귀가하게 된다고 증언한 바 있다. 朝鮮日報社(1991), pp.86~87.

〈表 4〉 北韓의 勞力競爭運動

구 호	발 기	동 기	비 고
천리마운동	1956. 12	당중앙위 확대전원회의에서 집단적 혁신운동으로 전개할 것을 결정	「하나는 전체를 위하여」, 「전체는 하나를 위하여」라는 구호 아래 전개된 사회주의 노동경쟁운동
청산리정신 청산리방법	1960. 2	김일성이 평남 강서군 청산협동농장 현지지도시 강조	노동력의 효율적 통제 및 생산성 향상 운동
속 도 전	1974. 2	당5기 8차 전원회의에서 당중앙의 공식구호로 채택	높은 속도와 질을 동시에 요구
숨은 영웅 모범 따라 배우기 운동	1979. 10	식물학연구소 근무 백설희 등 4명의 과학자들과 노력영웅 칭호 수상자들을 본받도록 하는 운동	자발적 노력을 강요하는 대중동원운동
80년대 속도 창조운동	1982. 7	김정일의 제의에 의해 경제개발의 최우선순위에 두고 있는 금속부문(김책제철소)에서 발기	경제성장의 부진타개를 위한 계기조성 및 김정일의 지도역량을 경제성과로 실증시키는 새로운 노력경쟁운동
새로운 90년대 속도창조운동	1990. 1	80년대 속도창조운동에 이어 심각한 경제난 타개를 위한 새로운 90년대 속도창조운동을 김일성이 신년사에서 제시	당조직과 일꾼들을 비롯 전주민 노력운동 분위기조성 및 청년학생들의 견인차 역할을 강조하여 북한사회주의체제의 공고성 도모

資料 : 統一院(1992a).

쉬울 것이다.

실제로 북한의 원산농업대학에서 1년 4개월간 강사를 한 재일동포 李佑泓 씨는 북한 노동자들의 근로의욕 상실이 어떠한 형태로 나타나고 있는가에 대하여 설명하면서 노동자들에게 "가장 일반화되고 있는 것은 사보타지였다. 보다 정확히 말하면 노동자들은 만사 무사안일주의에 철저하고 형벌 등에 따른 가혹한 통제를 면하는 방법으로 겉날림 수법을 쓸 수 있는 곳은 쓰며, 소극적인 사보타지로 높은 노르마(각 개인에게 할당된 노동기준량)에 대항하고 있다"고 말하고 있다.[36] 그는 또한 북한의 노동자들은 "엄한 형벌에 처벌당하든가 식량배급을 끊긴다든가 하는 무단결근 등을 하지 않는 대신에 작업장에 나와도 느릿느릿하고 얼빠진 사람들 같은 작업밖에 하지 않는다"라고 하면서 노동자들의 作業規律에 대해 매우 회의적인 목격담을 전하고 있다.[37]

36) 李佑泓(1990a), p.190.

37) 李佑泓(1990a), p.192. 그는 노동자들의 해이한 勞動意識에 대하여 여러가지 실제 事例들을 보고하고 있다. 李佑泓(1990a) 이외에도 북한 노동자들의 작업규율에 대한 낮은 평가

또한 북한이 고수하고 있는 "능력에 따라 일하고 필요에 따라 분배한다"는 노동원칙은 북한 노동자들에게 "하는 일과는 상관없이 자기의 몫을 얻는다"라는 의미로 받아들여지고 있는 실정으로 여겨진다. 이는 결국 노동자들의 낮은 작업규율로 이어지게 될 것이다.

이상으로 볼 때 북한 노동자들의 작업규율이 높음을 근거로 북한 노동력이 '양질'이라고 평가하기는 곤란할 것으로 여겨지며, 오히려 작업규율의 측면에서는 많은 문제를 내포하고 있다고 보아야 할 것이다.

3. 勞動生産性

북한의 노동력이 '양질'이라고 판단하는 근거들 중 가장 근본적이고 타당성이 있다고 여겨지는 것이 바로 북한의 勞動生産性에 기초한 것이다. 즉 북한 노동력의 질의 절대적인 수준은 높다고 할 수 없으나 노동생산성은 그다지 낮지 않을 것이라는 것이다. 특히 북한의 賃金水準에 비교한 노동생산성의 측면에서 볼 때 북한 노동력의 질은 상당한 수준이라는 것으로서 북한 노동력의 임금과 질을 동시에 고려할 때 '양질'이라고 할 수 있다는 것이다.

그러나 북한의 노동생산성에 대해서는 지금까지 분석된 바가 없으며, 朝總聯系 기업의 투자경험으로부터 알려진 일부의 사례만이 있을 뿐이다. 이 사례들에 의하면 북한의 노동생산성은 대체로 양호한 편이라고 한다. 그러나 이들의 대부분이 간단한 기술을 요하는 輕工業分野여서 이를 근거로 북한노동력의 일반적인 수준을 이야기하기는 어렵다고 여겨진다. 게다가 알려진 사례들은 성공적인 사례들뿐이어서 이를 일반화시키는 데에도 한계가 있는 것으로 보인다. 실제로 북한측의 적극적인 投資誘致努力에도 불구하고 1986년 후반까지는 조총련계 기업들이 對北進出에 큰 관심을 가지지 않았으며, 현재까지 북한으로 진출한 조총련계 기업들도 몇몇 사례들을 제외하고는 거의 실패하고 있는 실정이라고 한다.[38] 失敗의 이유로 북한의 電力難, 社會間接資本의 미비, 通信·港灣 등에서의 問題點들이 지적되기도 하나, 북한 노동력의 낮은 質이 거론되기도 한다.[39]

그러면 실제로 북한의 勞動生産性은 어느 정도이며, 과연 賃金水準과 대비하여 볼 때 상당히 우수한 수준인가. 이 질문에 대한 답은 북한 노동력의 질적 수준을 평가하는 가장 중요한 기준이 될 것임은 물론 곧 실현될 우리 기업의 對北投資進出 결정 및 향후 南北韓 統一過程에서 북한지역 노동자의 임금결정이나 남북한 貨幣交換比率의 설정에 있어서도 하나의 準據로 사용될 수 있을 것이다. 따라서 본 연구에서는 그 重要性에

로는 許東粲(1992)에 의하여도 이루어지고 있다.

38) 대한무역진흥공사(1993), p.145.

39) 許東粲(1992), p.135.

비추어 北韓의 勞動生産性에 관한 論議를 章을 바꾸어 상세히 살펴보기로 한다.

Ⅲ. 勞動生産性의 推定模型과 資料

1. 推定模型

북한의 생산함수가 Cobb-Douglas 생산함수의 형태를 지니고 있으며,[40] 생산요소는 勞動과 資本의 두가지로 가정한다. 이를 구체적으로 쓰면,

$$Y_t = AL_t^{\alpha}K_t^{1-\alpha} \quad (0 < \alpha < 1) \quad \cdots\cdots\cdots(1)$$

로 표기할 수 있다. Y는 생산량을 나타내고, A는 생산효율성을 나타내는 지표이며, L은 투입된 노동의 양, 그리고 K는 투입된 자본의 양을 나타낸다. 그리고 하첨자 t는 t기를 의미한다. Cobb-Douglas 생산함수의 특성상 α는 생산량의 노동에 대한 탄력성(output elasticity of labor)이 된다.

식 (1)의 양변을 L로 나누면,

$$\frac{Y_t}{L_t} = AL_t^{\alpha-1}K_t^{1-\alpha} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(2)$$

를 얻게 된다. 왼쪽 변의 $\frac{Y_t}{L_t}$은 생산량을 투입된 노동의 양으로 나눈 것으로서 t기의 평균노동생산성으로 정의된다. 平均勞動生産性은 두 경제 사이의 노동생산성을 비교하는 지표로 흔히 이용된다. 북한의 평균노동생산성을 우리의 경우와 비교하기 위한 것이 목적이라면 식 (1) 혹은 식 (2)를 추정할 필요가 없이 주어진 Y와 L의 자료로부터 평균노동생산성을 구하면 될 것이다.

그러나 본 연구에서는 단순한 평균노동생산성뿐만 아니라 북한의 賃金水準에 비추어 본 북한의 노동생산성의 수준을 살피는 데에도 목적이 있으므로 식 (2)를 추정하고자 한다. 즉 適正賃金이 限界勞動生産性에 의하여 결정된다고 할 때,[41] 북한의 한계노동생산성을 구하여 보면 현재 북한이 外國企業의 투자시 요구하는 임금수준이 한계노동생산성에 비추어 적절한 것인지의 여부를 판단할 수 있게 된다. 따라서 북한이 요구하는 임금수준이 한계노동생산성보다 높게 책정되어 있다면 노동생산성에 기초하여 북한의 노동력이 '양질'이라고 판단하는 것은 그 설득력을 잃게 되는 것이다.

식 (1)을 L에 대하여 미분하면,

$$\frac{\partial Y_t}{\partial L_t} = \alpha AL_t^{\alpha-1}K_t^{1-\alpha} = \alpha \cdot \frac{Y_t}{L_t} \quad \cdots\cdots\cdots(3)$$

을 얻게 된다. 식 (3)으로부터 t기의 한계노동생산성은 생산량의 노동에 대한 탄력성과

40) 사회주의 국가들의 생산함수추정에 관한 연구들은 대부분 Cobb-Douglas 생산함수 혹은 고정대체탄력성(constant elasticity of substitution: CES) 함수를 가정한다. 본 연구에서는 노동생산성 추정에 편리한 Cobb-Douglas 생산함수를 가정하기로 한다.

41) 이에 대해서는 第Ⅴ章에서 상술하고자 한다.

평균노동생산성의 곱으로 표시될 수 있음을 알 수 있다. 따라서 한계노동생산성을 구하기 위해서는 α값의 추정이 필요하게 된다. 그러므로 본 연구에서는 식 (2)를 추정하여 α추정치를 구하고자 한다. 추정을 위하여 식 (2)를 로그변환하면 다음과 같다.

$$ln(\frac{Y_t}{L_t})=ln\,A+(\alpha-1)\,ln\,L_t+(1-\alpha)ln\,K_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4)$$

식 (4)의 오른쪽 변의 勞動과 資本의 계수들은 평균노동생산성의 노동과 자본에 대한 탄력도를 나타낸다. 예를 들어 노동의 양이 1% 변화할 때 평균노동생산성은 (α −1)% 변화하게 된다. 추정은 1965년에서 1990년까지의 26년간을 대상으로 하였다.[42] 식 (4)의 推定結果는 다음 章에서 서술하기로 하고, 우선 다음 節에서는 추정에 이용한 자료에 대하여 설명하기로 한다.

2. 資 料

가. 生産量

생산량의 자료로는 1965년 이후의 북한 GNP의 시계열 자료를 이용하였다. 1965년부터 북한의 GNP를 매년 추정한 자료로는 統一院(1990)과 統一院(1991a)이 있는데, 두 推定値를 비교하면 1979년 이후는 같으나 1978년까지는 統一院(1990)이 조금 크게 추정되어 있다.

두 자료 중 보다 信賴性이 높은 것을 이용하기 위하여 두 자료의 추정치가 다른 1978년까지의 기간에 대하여 다른 기관의 추정치들과 비교하여 보았다. 北韓硏究所(1983)의 추정치와 實物指標接近法을 이용한 韓國開發硏究院(1991)의 추정치를 검토한 결과 이들의 추정치가 統一院(1991a)의 추정치와 비슷하였으므로 統一院(1991a)에 나타난 북한의 GNP 자료를 추정을 위한 生産量의 指標로 선택하였다.

그런데 統一院(1991a)의 GNP 추정치는 經常 美달러貨로 추정되어 있으므로 각 연도의 북한의 貿易換率을 이용하여 북한 원화 기준으로 표시하였다. 그 다음 이를 실질GNP로 환산하기 위한 디플레이터(deflator)로는 Vienna Institute for Comparative Economic Studies(1982, 1991)에 나타난 불가리아, 체코슬로바키아, 구동독, 루마니아, 구소련의 消費者物價上昇率의 平均値를 사용하였다.[43]

나. 勞 動

실제 생산에 투입된 노동의 양은 투입된 總勞動時間數를 이용하는 것이 원칙일 것이나, 북한의 경우 실제노동시간수를 파악하기가 불가능하므로 就業者의 數를 투입노동량의 지표로 사용하기로 하였다.

그러나 실제 취업자의 수도 알려져 있지가 않으므로 여기에도 문제가 존재한다. 統

42) 북한의 노동에 관한 자료는 1965년 이후부터 입수 가능하기 때문이다.

43) 이들 나라의 소비자물가상승률 중 돌출치(outlier)는 제외하였다.

一院(1991a)에서는 1965년에서 1989년까지의 북한의 經濟活動人口[44]數를 추정하고 있다. 북한의 경우 체제의 특성상 失業者란 없으므로[45] 경제활동인구수를 바로 취업자수로 생각할 수가 있을 것이다. 1990년의 경제활동인구수는 統一院(1992b)에서 찾아볼 수 있다.[46] 그런데 1986년부터는 統一院(1991a)과 統一院(1992b)의 경제활동인구수에 약간의 차이가 있으므로 1985년까지는 統一院(1991a)의 경제활동인구수를, 1986년부터 1990년까지는 統一院(1992b)의 경제활동인구수를 投入勞動量의 指標로 사용하였다.

물론 투입노동량을 취업자수로 파악하는 경우 실제 노동투입량을 과장할 우려가 있는 것이 사실이다. 사회주의 국가들의 실제 勞動時間에 대한 조사들에 의하면 상당량의 시간이 사용되고 있지 않다고 한다. 예를 들어 헝가리의 경우 전체 노동자의 노동시간의 약 10~30%, 구소련 제조업 및 건설업의 경우 약 30%, 폴란드 제조업의 경우는 약 8~10%, 폴란드 서비스업의 경우는 약 20~30%의 노동시간이 사용되지 않고 있다고 한다.[47] 구동독의 경우 통일 직전인 1990년 5월 구서독의 Ifo 경제연구소에서 행한 조사에 의하면 僞裝失業이 구동독 산업의 약 18%, 경제 전체로는 약 15%에 이른다고 추정된 바 있으며,[48] 체코슬로바키아의 경우 40% 정도의 노동시간이 사용되지 않고 있다고 추정되기도 하였다.[49] 중국의 경우에도 약 20~30%의 노동력이 불필요한 노동력이라고 한다.[50] 따라서 북한의 경우에도 전체 취업자의 상당부분이 불완전취업(underemployed)되어 있을 것으로 여겨진다.[51] 그러나 이에 관한 구체적인 자료가 없으므로 본 연구에서는 취업자의 수를 투입노동량의 지표로 사용하였다.

다. 資 本

북한의 資本量에 대해서는 자료가 전혀 없으므로 북한의 자본량은 추정을 할 수밖에 없다. 우선 t기의 자본량은,

$$K_t = I_t + (1-\lambda)K_{t-1} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

으로 표시할 수 있다. 여기에서 K는 자본량, I는 투자액, 그리고 λ는 감가상각률을

44) 만 15세이상의 인구 중 취업자와 취업을 하기 위하여 구직활동을 한 실업자를 의미한다.

45) 전술한 바와 같이 북한에서는 노동이 모든 주민의 권리이자 의무이므로, 노동할 수 있는 모든 사람은 반드시 노동에 참여하여야 하고(북한노동법 제4조), 국가는 안정된 직장을 보장해 주어야만 한다(북한노동법 제5조). 그 결과 북한에서는 失業이란 원칙적으로 존재할 수가 없으며 실제로 북한노동법 제5조는 북한에서는 "실업이 영원히 없어졌다"라고 명시하고 있다.

46) 統一院(1992b)에서는 1984년에서 1991년까지의 경제활동인구수를 추정하고 있다.

47) Adam(1984), p.36.

48) Vodopivec(1991), p.19.

49) Rusek(1989), p.303.

50) Jefferson and Rawski(1991), p.7.

51) 한편 노력경쟁운동, 노동시간 외의 노동 등으로 북한의 노동자들이 노동에 추가적으로 참가하고 있음을 감안하면 불완전취업의 규모는 예상보다 작을 가능성도 있다.

나타낸다. 식 (5)에서 알 수 있듯이 t기의 자본량을 구하기 위해서는 t기의 投資額 規模를 알아야 한다.

북한은 豫算支出을 인민경제에 대한 지출(인민경제비), 사회문화시책에 대한 지출(사회문화비), 국방에 대한 지출(국방비), 국가관리에 대한 지출(관리비)로 나누어 발표하고 있는데, 인민경제비는 다시 기본건설투자자금, 유동자금, 가격보조금, 공업·기업소 지원자금, 농촌에 대한 지원자금, 과학기술발전사업비, 도시경영사업비, 지방사업비, 대외경제사업비 등으로 나누어진다. 이중 기본건설투자는 고정재산을 새로 조성하거나 개건 확장하기 위한 자금의 지출"[52] 을 의미하는 것으로서 우리의 投資와 비슷한 개념의 것으로 파악되므로 기본건설투자액을 북한의 투자액으로 사용하고자 한다.

그런데 북한의 기본건설투자액에 관한 자료는 統一院(1974), 統一院(1986), 極東問題硏究所(1980)에서 일부를 구할 수 있을 뿐이다. 즉 統一院(1974)은 1961년에서 1965년까지의 기본건설투자액을, 統一院(1986)에서는 1953년에서 1965년까지의 기본건설투자액을, 그리고 極東問題硏究所(1980)는 1971년에서 1976년까지 기본건설투자액에 관한 통계를 싣고 있다. 統一院(1986)의 통계는 統一院(1974)의 통계와 일치한다. 따라서 본 연구에서는 1960년에서 1965년, 그리고 1971년에서 1976년까지의 12년간의 기본건설투자액을 가지고 기타 年度의 기본건설투자액을 추정한 후,[53] 이를 投資의 指標로 사용하였다. t기의 기본건설투자는 t기의 GNP와 $t-1$기의 投資의 函數로 가정하였으며, 推定結果는 다음과 같다. 괄호 안에는 추정치의 표준오차가 기록되어 있다.

$$I_t = -4.314 + 0.140\,Y_t + 0.775\,I_{t-1}$$
$$\quad (2.683)\ (0.058)\quad (0.189)$$
$$R^2 = 0.98$$

그리고 減價償却率은 일반적으로 남한의 경우에 가정되는 0.05를 가정하였다. 평균적으로 보아 남한의 설비가 더 복잡하고 첨단적인 것임을 고려하면 북한의 경우 減價償却率이 남한보다 작을 것으로 생각할 수 있을 것이나, 사회주의국가들의 生産函數에 관한 연구들의 경우에 비추어 볼 때 북한의 경우에도 0.05의 감가상각률을 가정하는 데에는 큰 무리가 없을 것으로 여겨진다.[54]

한편 식 (5)에 의하여 각 연도의 資本量을 구하기 위해서는 1964년의 자본량이 필요하다. 1964년의 자본량을 구하기 위하여 우선 1954년의 북한의 자본-생산량비율(capital-output ratio)이 남한과 같다고 가정하였다. 1954년 남한의 자본-생산량비율

52) 북한 사회과학출판사, 「기본건설투자」, 『경제사전 1』, 1985, pp.279~280.

53) 추정대상연도를 1960년부터 시작한 이유는 1960년 이전의 GNP를 구할 수 없었기 때문이다.

54) 예를 들어 폴란드의 생산함수를 연구한 Terrell(1992)은 0.05를, 소련의 경우를 연구한 Bergson(1979)은 0.042를 가정하고 있다.

은 Pyo(1992)의 4.59를 사용하였다. 1954년의 북한의 GNP는 10억 북한원으로 가정하였다.[55] 이 수치들을 이용하면 1954년 북한의 자본량은 經常價格으로 45.9억 북한원이 되며, 앞에서 설명한 디플레이터를 이용하여 1985년 不變價格으로 환산하면 57.7억 북한원이 된다. 이 1954년의 자본량 추정치를 사용하여 식 (5)에 의하여 1965년 이후의 자본량 자료를 구할 수 있으며, 이를 자본의 지표로 사용하였다.

추정에 사용된 생산량, 노동, 자본 등의 자료는 〈附表〉에 정리되어 있다

Ⅳ. 北韓의 勞動生産性

1. 推定結果

第Ⅲ章의 식 (4)를 추정하는 데 있어서 설명변수 자본량과 오차항간의 동시상관(simultaneity)이 존재하므로 단순최소자승법(OLS)으로 추정할 경우 추정계수의 一貫性(consistency)을 확보하기가 어렵다. 따라서 이러한 문제를 해결하기 위해 2단계 최소자승법(2SLS)을 사용하여 식 (4)를 추정하였으며, 자본량에 대한 代變數(instrumental variable)로는 前期의 자본량과 발전량을 사용하였다. 또한 오차항이 異分散性(heteroscedasticity) 혹은 自己相關(autocorrelation)을 보일 가능성에 대비하기 위하여 推定係數의 標準誤差는 Hansen(1982)과 White(1980)의 방법을 사용하여 도출하였다. 이 방법을 이용하면 오차항의 시계열상관이나 이분산성에 대한 정확한 사전정보가 없이도 일관성 있는 표준오차를 계산할 수 있다. 추정결과는 다음과 같으며, 괄호 안에는 표준오차가 기록되어 있다.

$$ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = -1.985 - 0.563\ lnL_t + 0.563\ lnK_t$$
$$(0.075)\ (0.028)\quad (0.028)$$
$$R^2 = 0.95$$

이 推定結果를 이용하여 원래의 Cobb-Douglas 함수식 (1)을 다시 쓰면,

$$Y_t = 0.137 L_t^{0.437} K_t^{0.563} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

가 된다. 전술한 바와 같이 Cobb-Douglas 생산함수의 특성상 노동의 승수는 생산량의 노동에 대한 탄력성이 되며, 따라서 북한에 대한 위의 推定結果는 勞動이 1% 증가하면 生産量이 0.437% 증가함을 보여준다.

한편 〈表 5〉에서는 남한 및 다른 사회주의 국가들에 대한 α推定値를 정리하고 있다. 이들은 모두 Cobb-Douglas 생산함수를 가정하고는 있으나, 技術進步의 명시적 고려, 분석대상분야, 분석기간, 추정방법 등에 차이가 있으므로 위의 추정결과와 직접적인 비교를 하기는 어렵다.

55) 1954년의 북한의 GNP를 추정한 연구결과는 찾아볼 수 없었다. 비슷한 연도의 것으로는 황의각(1992)의 1953년과 1956년의 추정치가 있을 뿐이다. 그는 북한의 GNP를 1953년은 8.6억 북한원, 1956년은 16.1억 북한원으로 추정하였다.

〈表 5〉 α推定値의 比較

대 상 국 가	추 정 자	추 정 치
남 한	朴佑奎(1989)	0.401
	白雄基(1992)	0.617
소 련	Bergson(1979)	0.58
	Weitzman(1985)	0.59
	Whitesell(1985)	0.39
체코슬로바키아	Rusek(1989)	0.364
	Brada(1989)	0.259
유고슬라비아	Whitesell(1985)	0.692
구동독	Whitesell(1985)	0.328
	Brada(1989)	0.833
폴란드	Whitesell(1985)	0.561
	Brada(1989)	0.698
중 국	Kuan, et al.(1988)	0.582

2. 勞動生産性

〈附表〉에 수록한 生産量과 勞動의 자료를 이용하면 북한의 연도별 평균노동생산성을 구할 수 있으며, 이는 〈表 6〉에 정리되어 있다.

〈表 6〉을 보면 북한의 平均勞動生産性은 1970년대 후반까지는 높은 성장률을 보이고 있으나 그 이후로는 增加勢가 크게 둔화되고 있음을 알 수 있다. 특히 1980년대 후반에는 평균노동생산성의 증가가 거의 停滯狀態에 빠져들고 있음을 볼 수 있다.

〈表 6〉의 북한의 평균노동생산성의 增加推移를 북한의 經濟計劃期間別로 나누어 再構成한 것이 〈表 7〉이다. 〈表 7〉에서는 북한의 평균노동생산성의 연평균증가율이 1970년대 중반까지의 6개년계획 이후로는 크게 둔화되고 있음을 보여주고 있다. 이는 6개년계획기간까지는 북한경제가 어느 정도 지속적인 성장을 이룩하여 왔으며 경제계획의 목표치도 상당부분 달성하여 왔으나, 1970년대 후반의 제2차 7개년계획 이후로는 침체상태에 빠져들기 시작하였다는 일반적인 관측과도 일치한다. 또한 이는 동 기간중 남한의 평균노동생산성이 지속적으로 상승하고 있음과도 크게 대조된다.

그리고 1990년 이래 북한의 經濟成長率이 계속 마이너스를 보이고 있으며, 최근 북한이 제3차 7개년계획의 主要指標가 계획에 미달하였음을 공식적으로 발표[56]하였음

56) 1993년 12월 8일 북한노동당중앙위 제6기 제21회 전원회의에서 북한 강성찬 총리의 보고 내용. 『東亞日報』, 1993. 12. 10.

〈表 6〉 北韓의 平均勞動生産性의 推移(前年對比 增加率)

(단위 : 1985년 불변가격 북한원, %)

	평균노동생산성		평균노동생산성
1965	1,326.2	1978	3,256.1 (1.0)
1966	1,346.1 (1.5)	1979	3,496.0 (7.4)
1967	1,492.5 (10.9)	1980	3,484.7 (−0.3)
1968	1,564.2 (4.8)	1981	3,459.7 (−0.7)
1969	1,568.2 (0.3)	1982	3,917.5 (13.2)
1970	1,861.2 (18.7)	1983	4,097.6 (4.6)
1971	1,976.0 (6.2)	1984	4,095.8 (−0.0)
1972	2,308.9 (16.8)	1985	4,400.2 (7.4)
1973	2,558.0 (10.8)	1986	4,419.2 (0.4)
1974	2,743.6 (7.3)	1987	4,603.9 (4.2)
1975	2,516.9 (−8.3)	1988	4,755.8 (3.3)
1976	3,005.8 (19.4)	1989	4,820.3 (1.4)
1977	3,224.7 (7.3)	1990	4,869.5 (1.0)

〈表 7〉 經濟計劃期間別 北韓의 平均勞動生産性의 年平均增加率

경제계획기간	연평균증가율	
	북 한	남 한[5]
제1차 7개년계획(1961~70)	7.22[1]	
6개년계획(1971~76)	8.50[2]	4.80
제2차 7개년계획(1978~84)	3.66[3]	5.30
제3차 7개년계획(1987~93)	2.46[4]	6.27

註 : 1) 1965~70년까지의 연평균증가율.
2) 완충기인 1977년 포함.
3) 완충기인 1985~86년 포함.
4) 1987~90년까지의 연평균증가율.
5) 북한과의 비교를 위해 韓國開發硏究院의 1985년 불변가격 GNP 자료와 統計廳(1992)의 취업자 자료를 이용하여 계산한 것임.

을 감안하면 1990년 이후 북한의 平均勞動生産性은 지속적으로 감소하고 있을 것으로 짐작할 수 있다. 한편 換率適用 등의 문제로 남한과 북한의 평균노동생산성을 직접적으로 비교하는 데에는 어려움이 있으나, 經常價格으로 1990년 북한 취업자의 1인당 평균노동생산성은 2,393.3달러이고 남한의 평균노동생산성은 13,428.7달러이므로 북한의 평균노동생산성은 남한의 약 1/5 수준이라 할 수 있을 것이다.

〈表 8〉 北韓의 限界勞動生産性의 推移

(단위 : 1985년 불변가격 북한원)

	한계노동생산성		한계노동생산성
1965	579.9	1978	1,423.7
1966	588.5	1979	1,528.6
1967	652.6	1980	1,523.7
1968	683.9	1981	1,512.7
1969	685.8	1982	1,712.9
1970	813.8	1983	1,791.6
1971	864.0	1984	1,790.8
1972	1,009.5	1985	1,923.9
1973	1,118.4	1986	1,932.2
1974	1,199.6	1987	2,013.0
1975	1,100.5	1988	2,079.4
1976	1,314.2	1989	2,107.6
1977	1,410.0	1990	2,129.1

第Ⅲ章의 식 (3)에서 나타낸 것과 같이 평균노동생산성에 生産量의 勞動에 대한 彈力性을 곱하여 주면 限界勞動生産性의 값을 얻을 수 있다. 물론 이는 생산량의 노동에 대한 탄력성이 일정함을 가정하는 것이다. 앞절에서 구한 α추정치와 평균노동생산성을 이용하여 북한의 한계노동생산성의 추이를 정리하여 놓은 것이 〈表 8〉이다.

Ⅴ. 北韓 勞動力의 適正賃金

1. 適正賃金의 定義

適正賃金[57]이란 무엇인가에 대하여는 통일된 정의가 없다. 예를 들어 고용주의 입장에서는 노동자의 勞動生産性 혹은 支拂能力에 기초한 임금수준이 적정한 것으로 여길 수 있는 반면, 노동자의 입장에서는 최저의 生計水準 혹은 最低文化生活을 영위할 수 있는 賃金水準을 적정한 것으로 생각할 수도 있는 것이다. 그리고 시장에서 勞動의 需要와 供給을 일치시키는 임금수준을 적정한 것으로 볼 수도 있으며, 勞使間의 세력에 기초한 협상의 결과로 결정된 임금수준이 적정한 것으로 볼 수도 있다. 즉 임금에 대한 견해와 시각에 따라 적정임금은 다르게 정의될 수 있는 것이다.

본 연구에서 살펴보고자 하는 것은 현재 북한경제내에서의 노동자의 임금수준이 적정한 것인지의 여부가 아니라 북한이 남한

57) 적정임금은 적정임금수준, 적정임금격차, 적정임금체계를 포괄하는 개념으로 사용되기도

을 포함한 外國投資企業에 대하여 제시하고 있는 임금수준이 노동생산성에 비추어 적정한 것인지를 검토함으로써 북한 노동력의 '양질'여부를 검증해 보고자 하는 것이다. 왜냐하면 북한이 제시하는 임금수준이 노동생산성에 비추어 볼 때 낮게 책정되어 있다면 노동생산성에 기초하여 북한의 노동력이 '양질'이라는 예상은 그 설득력을 가지게 될 것이나 그렇지 않은 경우는 '양질'이라고 판단할 아무런 근거도 없게 되기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 북한이 외국의 투자기업에 대해 요구하고 있는 임금수준의 適正性 與否를 살펴보는 데 초점을 맞추고자 한다.

이러한 목적에 비추어 본 연구에서는 여러 가지 賃金決定理論[58] 중 限界生産力說(marginal productivity theory)에 기초하여 북한의 적정임금수준에 대하여 논의하고자 한다. 한계생산력설은 임금기금설로 대표되는 고전학파의 임금결정이론이 勞動의 供給側面을 중시한 데 반해, 勞動의 需要側面을 강조하는 신고전학파에 의하여 주장된 이론이다.

본래 限界生産力說은 임금수준이 주어진 경우 이윤을 극대화하기 위하여는 노동의 한계생산물의 가치가 임금과 같아지는 점에서 고용을 하여야 한다는 것으로서 雇傭理論 혹은 企業의 勞動需要理論이지 임금결정이론은 아니라고 할 수도 있다. 그러나 모든 기업이 利潤極大化 原則에 의거하여 행동을 한다면 균형점에서는 결국 임금이 노동의 한계생산물의 가치와 같아지게 되기 때문에 한계생산력설을 임금결정이론으로 생각할 수도 있다.

限界生産力說에 의거하여 본 연구에서는 適正賃金을 노동의 한계생산물의 가치로 정의하고자 한다. 즉 임금수준이 노동의 한계생산물의 가치보다 높으면 과다한 것으로, 낮으면 과소한 것으로 이해하고자 하는 것이다. 따라서 만약 북한이 요구하고 있는 임금수준이 北韓勞動力의 限界生産보다 높다면 북한의 임금수준은 적정한 것이 아니게 되며, 노동생산성에 기초하여 북한노동력이 '양질'이라고 하는 주장도 그 根據를 잃게 된다.

2. 北韓의 適正賃金

먼저 북한이 外國投資企業에게 요구하고 있는 임금수준에 대하여 살펴보기로 하자. 그러나 북한이 公式的으로 발표한 賃金水準도 자료에 따라 다르며, 현재 북한에서 操業中인 조총련계 기업들에서 지급하는 임금

하나 여기에서는 적정임금수준을 대용하는 의미로 사용한다.

58) 한계생산력설 이외의 대표적인 임금결정이론으로는 正價學說(just price theory), 임금생존비설(subsistence theory), 임금기금설(wage fund theory), 노동가치설(labor value theory), 단체교섭설(collective bargaining theory), 최근의 효율임금설(efficiency wage theory) 등을 들 수 있다. 구체적 내용에 관하여는 金秀坤(1978), 裵茂基(1984) 등을 참조.

수준도 기업에 따라 다르므로 일률적으로 임금수준을 말하기는 어렵다. 또한 임금은 교섭시 어느 정도 협상의 여지가 있는 것으로 보이므로[59] 실제 대북투자시의 賃金支給水準은 북한의 요구수준과 차이가 생길 수도 있다. 일반적으로 협상의 결과 임금수준이 북한이 제시하고 있는 수준보다 낮아질 수 있을 것으로 예상되나, 북한에서는 教育·醫療·住宅 등이 無償으로 제공되므로 이에 대한 費用負擔을 요구할 가능성도 배제할 수 없다.[60]

현재 북한이 외국기업에 대해 요구하고 있는 임금수준을 정리한 〈表 9〉에 의하면 북한이 요구하는 월평균 임금은 최저 75달러에서 최고 400달러에 이르고 있다. 최저치인 75달러는 북한 정무원 대외경제협력위원회(1992)에서만 제시되어 있고 다른 자료들은 모두 최저치가 150달러 이상임을 고려하면 75달러는 아무런 기능이 없는 단순노동자에 대한 임금이거나 대외선전용으로 여겨진다.

이를 종합하여 보면 현재 북한에서 조업중인 합영기업들이 지불하고 있는 150달러 수준이 일반적으로 非熟練 일반노동자에 대하여 북한이 요구하고 있는 임금수준이라고 보는 데 큰 무리는 없을 것이다.[61] 오히려 외국의 투자기업이 노동자 1인당 평균적으로 지급해야 하는 임금은 이 수준을 넘을 가능성이 크다. 왜냐하면, 첫째 외국투자기업의 경우 1년에 100%의 보너스를 지급하는 것이 일반적이며,[62] 둘째 賃金의 7%를 社會保險料로 회사가 납부하여야 하기 때문이다.[63] 셋째로, 북한이 UNIDO에 제출한 投資誘致希望事業內譯을 보면 準熟練工 이외에도 관리자, 사무원, 기술감독, 숙련공 등의 채용을 요구하고 있으며, 이들의 임금은 약 350달러에서 400달러 수준으로 여겨지기 때문이다.[64] 따라서 여기에서는 월평균 150달러를 북한이 외국기업에 대하여 요구하는 임금수준으로 가정하고 논의를 진행시키고자 한다.

〈表 8〉에 나타난 바와 같이 1990년 북한 노동력의 한계생산은 1985년 不變價格으로 약 2,130북한원이다. 이를 經常價格으로 표시하면 약 2,240북한원이며, 미국달러로 환

59) 북한 대외경제협력위원회의 남포공단에 관한 자료에 의하면 급여수준을 제시해 놓은 후 "구체적인 것은 당사자들이 합의한다"고 밝히고 있다. 북한 정무원 대외경제협력위원회(1992), p.8.

60) 중국의 경우를 예로 보면, 중국 심양에 진출해 있는 우리나라의 모 의류업체의 경우 종업원을 많이 고용하여 새로운 공안수요를 유발하였다는 이유로 공안당국으로부터 공안세를 납부하라는 통지서를 발부받았다고 한다. 『京鄕新聞』, 1993. 5. 12.

61) 全洪澤(1993)도 비슷한 견해를 밝히고 있다. 全洪澤(1993), p.21.

62) 대한무역진흥공사(1993), p.166.

63) 북한 정무원 대외경제협력위원회(1992), p.8.

64) 예를 들어 UNIDO Project No. 10인 평양실크웨어 및 양말공장은 준숙련공 150명 이외에도 관리자 10명, 사무원 2명, 기술감독 15명, 숙련공 100명의 채용을 요구하고 있으며, Project No. 11의 평양섬유신발공장의 경우에도 관리자 10명, 사무원 3명, 기술감독 15명, 숙련공 150명, 준숙련공 150명의 채용을 요구하고 있다.

〈表 9〉 北韓의 外國企業에 대한 月賃金水準

자 료	월임금수준[1]	
	북 한 원	미국 달러
북한 정무원 대외경제협력위원회(1992)	160~400원	75~187달러
북한 대외경제협력추진위원회(1993)[2]	500~800원	234~374달러
UNIDO(1990)	–	150~400달러
대한무역진흥공사(1993)[3]	–	150달러
북한방문자[4]	–	200달러

註 : 1) 북한원으로 발표된 임금수준은 북한원화의 1990년 對美換率 2.14를 적용하여 미국달러화로 환산.
2) 노동자의 경우 시간당 2.5북한원, 기술자의 경우 시간당 4.0북한원을 하루 8시간, 월 25일 노동을 가정.
3) 평양 피아노합작공장, 만경대 신발합영회사 등의 경우.
4) 두만강유역 개발계획과 관련하여 북한을 방문한 사람들에게 북한이 제시한 임금수준.

산하면 약 1,046달러이다. 즉 평균적인 북한 노동력의 月平均 限界生産은 약 87달러가 되게 된다. 따라서 북한이 외국기업에 대하여 요구하고 있는 월평균임금 150달러는 북한 노동력의 한계생산의 약 2배에 가까운 과다한 수준이라 할 수 있으며, 결과적으로 북한의 노동생산성에 기초하여 북한 노동력이 '양질'이라고 판단하는 것도 큰 설득력이 없는 것으로 보인다.

물론 실제 限界生産보다 높은 수준의 賃金은 그만큼 노동자들이 열심히 일을 할 誘因을 제공하게 되고 따라서 생산성의 향상을 가져오게 될 것이라고 생각할 수도 있다. 즉 현재의 한계생산에 비해 높은 임금이라는 유인이 결과할 생산성의 향상까지를 고려하면 150달러는 적정한 수준이라고 생각할 수도 있을 것이다. 그러나 合營企業의 경우 노동자를 직접 고용할 수 없고 해당 노동기관과의 계약에 따라 채용해야 하므로 임금도 노동자에게 직접 지급되는 것이 아니라 해당 노동기관에 先拂로 일괄 납부하고 해당 노동기관이 다시 노동자에게 지급하게 된다. 이 경우 해당 노동기관은 國家納付金額 등을 공제한 나머지를 노동자에게 지급하게 되는데, 노동자의 實受領額은 약 45~90달러 수준으로 추정되고 있다.[65] 그런데 북한의 국내기업의 경우 經歷, 職種 등에 따라 임금수준에 차이가 있으나 일반 輕勞動者는 약 40달러, 광부·제철공업종사자 등 重勞動者는 약 60달러, 責任者級 技術者는 약 70~90달러를 받고 있음을 고려하면 합영기업 노동자의 실제수령액은 국내기업의 노동자의 임금수준과 큰 차이가 없게 됨을 알 수 있다. 따라서 賃金誘因에 의한 생산성의 뚜렷한 향상을 단정적으로 기대하기란 곤란할 것이다.

65) 대한무역진흥공사(1993), p.166.

Ⅵ. 結　　言

본 연구에서는 북한 노동력이 "양질의 저렴한" 것이라는 일반적인 예상에 대하여, 특히 '양질'이라는 예상에 대하여 그 妥當性을 教育水準, 作業規律, 勞動生産性의 세가지 측면에서 검토하여 보았다. 그 결과 교육수준이나 작업규율에 근거하여 북한 노동력이 '양질'이라고 생각하는 것은 무리한 평가라는 결론에 도달하였다. 한편 가장 설득력을 지니고 있는 勞動生産性에 근거한 예상도 實證分析의 결과 타당성이 적은 것으로 나타났다. 1990년의 경우 限界勞動生産에 의거한 평균적 북한 노동력의 適正賃金水準은 약 87달러인 반면, 북한이 외국의 투자기업에 대해 요구하고 있는 임금수준은 약 150달러이므로 임금수준이 과다하게 책정되어 있다고 할 수 있다. 따라서 북한 노동력의 質 자체는 높지 않을 수 있으나 임금수준에 비교한 노동생산성의 측면에서 볼 때 북한 노동력의 質은 우수한 수준일 것이라는 예상도 설득력이 없는 것으로 여겨진다.

물론 勞動力의 質을 규정하는 요인이 위의 세가지만은 아니다. 이외에도 노동자에 대한 훈련, 노동자의 건강, 노동자의 적성에 맞는 직종선택 등도 노동력의 질에 영향을 미치게 된다. 그러나 이러한 측면에 있어서도 북한 노동력의 질은 그다지 우수한 편이 아닐 것으로 보인다.

우선 노동자에 대한 훈련에 있어서는 落後된 機械設備와 尖端技術知識을 갖춘 專門教育人力의 부족으로 일부 單純技能分野를 제외하고는 효과적인 훈련이 이루어지고 있으리라고 보기는 어려울 것이다. 북한의 합영법시행세칙(1992년 10월 16일 제정) 제69조는 "합영회사는 종업원들의 기술기능수준을 끊임없이 높이며, 필요한 기능공들을 양성하기 위한 대책을 세워야 한다"고 규정하고 있는바, 이는 북한의 일반적인 노동자들의 技術水準이 낮고 技能工이 부족함을 나타내는 것이라 해석할 수도 있을 것이다. 또한 북한 노동자가 어느 정도의 기술수준을 보유하고 있다고 하더라도 우리의 기술수준을 기준으로 볼 때 크게 미흡한 수준일 가능성이 있으며, 再教育의 側面에서는 오히려 아무런 기술도 가지고 있지 않은 편이 교육에 유리할 수가 있는 것이다. 실제로 일본 사쿠라기업의 북한투자합영기업인 亞商은 국영기업 등에서 경험이 있는 熟練工보다는 아무런 경험이 없는 20세 미만의 종업원을 선호하고 있는데, 이는 未經驗者들의 新技術 吸收力이 빠르기 때문이라고 한다.[66]

勞動者의 健康側面에 있어서도 우리와 비교할 때 떨어지리라고 보는 것이 타당할 것이다. 인도네시아에 진출한 봉제·완구 제조업체인 우리나라의 다다기업의 경우 현지

66) 대한무역진흥공사(1993), pp.162~163.

노동자들의 건강상태로 인한 生産性의 低下 및 조금만 힘이 들어도 작업을 기피하거나 이직하는 성향으로 큰 隘路를 겪고 있다고 한다.[67] 이처럼 노동자의 건강상태는 勞動力의 質 및 勞動生産性에 직접적인 영향을 미치게 된다. 북한의 경우 노동자의 건강상태가 어떤 수준인지 정확히 알 수 없으나 平均壽命,[68] 成人의 1일 열량섭취정도,[69] 방문자의 이야기[70] 등으로 볼 때 북한 노동자의 건강상태는 만족할 만한 수준의 것이 아니라고 여겨진다.

노동자가 자신의 適性을 충분히 발휘할 수 있는 職種에서 일을 하는 것 또한 중요하다. 이는 노동자의 자유로운 職業選擇과 자유로운 職場移動에 의하여 가능해진다. 그러나 북한에서는 직업선택이 勞動者의 意思보다는 黨과 政府의 調整·統制에 의하여 이루어지며, 직장배치에 있어서 가장 핵심적인 기준은 成分과 黨性이라고 한다. 또한 직장의 자의적 이동은 물론 거주이전조차 엄격히 통제되고 있다.[71] 이러한 통제는 勞動力의 效率的 配分을 저해하게 되어 경제 전체적으로 손실을 가져올 뿐 아니라 노동력의 질에도 부정적인 영향을 미치게 된다.

또한 북한은 經濟難, 낮은 國際信用度 등으로 최신자본설비의 도입이 저조하였을 것으로 여겨지며, 따라서 대부분의 資本設備가 노후화되어 있을 것으로 보인다. 게다가 경영층이 대부분 경영능력을 결여한 黨幹部陣으로 구성되어 있어서 노동자의 효율적 관리에도 문제점을 내포하고 있는 것으로 보인다.[72]

물론 북한 노동력의 질에 관한 본 연구의 결과는 입수가능한 단편적인 자료들을 이용하여 검토한 것으로서 현실과 다를 수도 있을 것이다. 實證分析 또한 模型의 적합성, 統計資料의 불충분 및 資料의 현실부합성 등의 한계로 문제가 없는 것이 아니다. 또한 이미 지적한 바와 같이 본 연구에서 대상으로 삼은 노동력이란 북한의 전체적인 노동력으로서 우리 기업이 북한에 진출하였을 때 이용하게 될 노동력과는 차이가 있을

---

67) 1992년 11월 23일 필자와 면담한 인도네시아 다다기업의 박성배 사장의 이야기이다.

68) 1990년 남한의 경우 남자는 67.4세, 여자는 75.4세인 반면, 북한은 남자 61.8세, 여자는 66.8세이다(統一院, 1990b).

69) 남한은 성인의 1일 섭취열량이 2,870kcal인 반면 북한은 이의 2/3 수준인 1,915kcal로 추정된다(韓國開發硏究院, 1991).

70) 초·중급학교에 철봉을 설치하여 이에 매달려 키를 키우자는 「학생의 키를 키우는 운동」이 80년대에 전개되고 있으며, 일반적으로 키와 체격이 작고, 여자의 초경이 18~20세 정도라 한다(李佑泓(1990b), pp.19~22).

71) 그 결과 북한에서의 거주이전은 매우 제한적으로 이루어지고 있으며, 1987년의 경우 북한의 거주이전자의 전체인구에 대한 비율은 5.9%에 불과한 반면, 남한은 22.6%에 이른다(Eberstadt and Banister(1990), p.49).

72) 구동독의 경우 서방세계의 기준으로 볼 때 경영진의 약 10% 정도만이 경영자로서의 자질을 가지고 있는 것으로 조사되었다(Gumpel (1991), p.7). 또한 북한에서 합영기업을 운영하고 있는 아방갤러리의 경우 지배인(공장장)을 공장근무자 중에서 임명하기를 희망하였으나 북한측은 불가능하다고 답변하여 공산당 경공업부에서 직접 관할하였다고 한다(대한무역진흥공사(1993), p.163).

것이다. 일반적으로 농업부문의 노동생산성이 다른 부문에 비해 낮으므로 북한의 전체적인 노동력을 대상으로 한 북한의 노동생산성에 대한 본 연구의 분석은 실제 우리 기업이 이용하게 될 노동력의 노동생산성을 저평가할 우려가 있는 것이 사실이다. 그리고 북한의 완전고용정책으로 인하여 상당부분의 노동력이 불완전취업되어 있을 가능성이 있으므로 실제 노동투입시간 대신 노동자의 수를 투입노동량으로 상정한 것 또한 북한의 노동생산성을 과소평가할 우려가 있게 된다. 그러나 이는 우리 기업이 고용하게 될 노동력에 대한 정보, 그리고 북한의 부문별 고용이나 투입노동시간 등에 관한 자료가 없는 상황에서 어쩔 수 없는 한계라 할 것이다.

또 하나 지적할 수 있는 것은 실제로 북한의 노동자의 수준이 낮다고 하더라도 우리 기업이 진출하여 노동자들을 새롭게 교육시키고, 최신설비 및 경영기법을 도입함으로써 勞動力의 質과 生産性을 향상시킬 수 있는 가능성이 존재한다는 것이다. 특히 初期段階의 對北投資는 단순기능업종에 집중될 것이므로 노동력의 질이 크게 문제가 되지 않을 수도 있을 것이며, 업종의 성격상 단기간내에 노동생산성의 향상을 가져올 수도 있을 것이다.

그러나 북한의 현 체제상 이러한 노력에는 한계가 있을 것이라는 것도 잊어서는 안될 것이다. 예컨대, 生産性 向上을 위한 賞與金支給 등은 북한당국이 인정을 하지 않고 있는 것으로 알려지고 있으며, 노동자의 남한 혹은 해외에서의 연수도 현재로서는 불가능한 상황이다. 고용과 해고에 있어서도 우리 기업이 자유로이 할 수 있는 것이 아니라 반드시 북한의 고용기관을 통하도록 되어 있으며, 아직 확실하지는 않으나 관리층의 일부는 북한당국이 추천하는 북한측 인물을 채용하여야 할 가능성도 배제할 수 없어서 경영에 있어서도 문제가 존재할 수 있다.

投資라는 것이 交易처럼 1회로 끝나는 것이 아니라 長期間에 걸쳐 지속되는 것이고 상당한 규모의 固定費用을 필요로 하며, 전체규모 또한 교역에 비해 매우 큰 것이어서 초기의 투자결정에 있어서 가능한 한 신중한 검토가 필요하다고 할 것이다. 뿐만 아니라 對北投資의 成功與否는 남북경제관계 발전은 물론 전반적인 남북관계의 개선에도 커다란 영향을 미치게 될 것이라는 점에서 더욱더 철저한 검토 위에서 이루어져야 할 것이다. 더욱이 대북투자가 북한의 勞動力의 이용을 추구한다는 점에서 북한 노동력의 수준이 대북투자결정의 가장 중요한 고려요인의 하나가 되어야 할 것이다. 그러나 현재까지 많은 우리 기업들은 "양질의 저렴한" 노동력이라는 '희망적 예측'에 근거하여 대북투자사업을 추진하여 온 감이 없지 않다.

따라서 본 연구는 이미 지적한 바와 같은 現實的 限界에도 불구하고 이와 같은 일반적 예상에 대한 체계적인 검토를 함으로써

향후 대북투자결정에 하나의 準據를 제시하고자 하는 데에 基本目的이 있다. 그리고 그 결과는 일반적인 예상과는 달리 북한 노동력이 '양질'이라고 판단하기는 매우 어려운 것으로 나타났다. '저렴'의 측면에서도 150달러 수준은 중국, 베트남, 인도네시아 등 외국인투자유치 경쟁상대국에 비교해 볼 때 그다지 '저렴'한 것도 아니다. 이와 같은 본 연구의 結果가 우리 기업이 실제 고용하게 될 노동력에 대한 직접적인 분석은 아니라고 해도 북한의 평균적인 노동력에 대한 이해를 통하여 어느 정도 시사점을 줄 수 있으리라 여겨지며, 우리 기업의 대북투자사업 결정이나 政府의 對北經濟政策 수립에 있어서 일반적인 예상과는 다른 예측도 가능하다는 것을 일깨워 주고 기업이나 정부의 의사결정에 하나의 판단근거로 사용될 수 있다는 점에서 본 연구의 최소한의 의의가 있을 것이다. 한편 이러한 상황하에서 우리 기업이 효율적으로 북한 노동력을 활용할 수 있는 방안에 대해서는 다음의 연구과제로 넘기기로 한다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

高日東・曺東昊, 『舊東獨의 私有化方案 및 失業對策』, 韓國開發硏究院, 1992.

極東問題硏究所, 『北韓全書』, 1980.

金秀坤, 『賃金과 勞使關係』, 硏究叢書 19, 韓國開發硏究院, 1978.

金兌完, 「敎育部門에서의 南北韓 交流協力 및 統合方案」, 『南北韓 經濟關係發展을 위한 部門別 課題硏究』, 韓國開發硏究院, 1991.

대한무역진흥공사, 『북한투자실무』, 무공자료 93-35, 1993.

大韓商工會議所, 『南北韓 合作投資의 推進方案』, 1992.

文敎部, 『文敎統計年鑑』, 1990.

문용린, 「교육제도와 정책」, 『북한개론』, 을유문화사, 1990.

民族統一硏究院, 『南北韓 國力趨勢 比較硏究』, 1992.

朴佑奎, 「潛在GNP 및 通貨에 의한 物價上昇壓力의 推定」, 『韓國開發硏究』, 第11卷 第2號, 1989.

裵茂基, 『勞動經濟學』, 經文社, 1984.

白雄基, 「法定公休日 短縮에 따른 製造業 人力難解消 및 生産增大效果」, 『KDI 分期別 經濟展望』, 第11卷 第1號, 1992.

북한 대외경제협력추진위원회, 「황금의 삼각주 라진-선봉: 투자대상안내」, 1993.

북한 사회과학출판사, 『경제사전 1』, 1985.

北韓硏究所, 『北韓總覽』, 1983.

북한 정무원 대외경제협력위원회, 「남포경

공업기지와 관련한 자료」, 1992.
李佑泓, 『어둠의 共和國』, 統一日報社, 1990a.
———, 『가난의 共和國』, 統一日報社, 1990b.
全洪澤, 「北韓의 投資環境과 對北投資戰略」, 『北韓의 投資環境과 南北韓 經濟協力의 政策課題』, 韓國開發研究院, 1993.
曺東昊, 「舊東獨地域 失業의 構造的 原因과 北韓의 潛在失業에 관한 研究」, 未發表論文, 1992.
朝鮮日報社, 『北韓, 그 충격의 실상』, 1991.
統計廳, 『主要經濟指標』, 1992.
統一院, 『北韓經濟의 推移와 工業 및 農業研究』, 국통조 74-119, 1974.
———, 『北韓經濟統計集』, 1986.
———, 『分斷 45年 南北韓 經濟의 綜合的比較研究』, 1990.
———, 『북한경제자료집』, 1991a.
———, 『南北韓 社會・文化指標』, 1991b.
———, 『북한개요 1992』, 1992a.
———, 『남북한 경제지표』, 1992b.
———, 『남북교류협력동향』, 제29호, 1993a.
———, 「對北 投資環境에 관한 企業人 意識調査結果」, 1993b.
———, 『주간 북한동향』, 1993c.
韓國開發研究院, 『南北韓 經濟關係發展을 위한 基本構想』, 1991.
韓國經濟研究院, 『對北韓 企業進出戰略의 摸索』, 研究叢書 94－93－02, 1993.
韓國貿易協會, 『南北韓 物資交易現況과 交易增進對策』, 진흥 91－23, 1991.
許東粲, 「北韓經濟의 實態」, 『北韓研究』, 1992 봄호, 北韓研究所.
황의각, 『북한경제론』, 나남, 1992.
Adam, Jan, *Employment and Wage Policies in Poland, Czechoslovakia, and Hungary since 1950,* St. Martin's Press, 1984.
Bergson, Abram, "Notes on the Production Function in Soviet Postwar Industrial Growth," *Journal of Comparative Economics,* 3, 1979, pp.116～126.
Brada, Josef C., "Technological Progress and Factor Utilization in Eastern European Economic Growth," *Economica,* 56, 1989, pp.433～448.
Eberstadt and Banister, *North Korea: Population Trends and Prospects,* U. S. Bureau of Census, Washington, 1990.
Hansen, L. P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica,* 50, 1982, pp.1029～1054.
Jefferson, Gary H. and Thomas G. Rawski, "Unemployment, Underemployment, and Employment Policy in China's Cities," University of Pittsburgh Working Paper 271, 1991.

Kuan, C., W. Hongchang, Z. Yuxin, G. H. Jefferson, and T. G. Rawski, "Productivity Change in Chinese Industry: 1953−1985," *Journal of Comparative Economics*, 12, 1988, pp. 570~591.

Pyo, Hak K., "A Synthetic Estimate of the National Wealth of Korea, 1953-1990," KDI Working Paper No. 9212, Korea Development Institute, 1992.

Rusek, Antonin, "Industrial Growth in Czechoslovakia 1971-1985: Total Factor Productivity and Capital-Labor Substitution," *Journal of Comparative Economics,* 13, 1989, pp. 301~313.

Terrell, Katherine, "Productivity of Western and Domestic Capital in Polish Industry," *Journal of Comparative Economics,* 16, 1992, pp. 494~514.

UNDP, *Human Development Report 1991,* 1991.

UNIDO, *List of Project Profiles from the DPRK*, 1990.

Vienna Institute for Comparative Economic Studies, *Comecon Data 1981,* Greenwood Press, 1982.

———, *Comecon Data 1990,* Greenwood Press, 1991.

Vodopivec, Milan, "The Labor Market and the Transition of Socialist Economics," WPS 561, World Bank, 1991.

Weitzman, Martin L., "Technology Transfer to the USSR: An Econometric Analysis," *Journal of Comparative Economics,* 3, 1979, pp.167~177.

White, H., "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica,* 48, 1980, pp.817~838.

Whitesell, Robert S., "The Influence of Central Planning on the Economic Slowdown in the Soviet Union and Eastern Europe: A Comparative Production Function Analysis," *Economica,* 52, 1985, pp.235~244.

World Almanac, *The World Almanac and Book of Facts 1994,* 1993.

〈附表〉 北韓의 GNP, 勞動, 資本, 換率, 發電量

	GNP		노 동	자 본	환 율	발전량
	억US $ [1]	억 북한원 [1) 2)]	천 명	억 북한원 [1) 2)]	북한원 /US $	억 kwh
1965	19	57.2	4,316	94.1	2.57	132
1966	20	59.8	4,445	101.0	2.57	125
1967	23	68.3	4,578	110.1	2.57	122
1968	25	73.8	4,715	121.6	2.57	126
1969	26	76.2	4,856	135.0	2.57	129
1970	32	93.1	5,002	152.0	2.57	145
1971	35	101.8	5,152	167.4	2.57	149
1972	42	122.5	5,307	186.0	2.57	156
1973	52	139.8	5,466	211.1	2.37	168
1974	59	158.2	5,766	241.4	2.37	174
1975	65	150.4	5,974	282.1	2.05	188
1976	77	186.0	6,189	331.2	2.15	191
1977	86	206.7	6,411	388.1	2.15	194
1978	105	216.1	6,636	451.5	1.86	210
1979	124	239.9	6,861	522.2	1.79	210
1980	135	244.1	7,005	598.2	1.70	210
1981	136	253.8	7,336	678.5	1.77	211
1982	136	296.7	7,578	767.1	2.14	218
1983	145	320.5	7,821	864.1	2.18	236
1984	148	330.6	8,072	967.7	2.21	245
1985	151	366.9	8,339	1,079.9	2.43	253
1986	174	383.5	8,678	1,199.6	2.23	253
1987	194	408.3	8,868	1,326.9	2.14	261
1988	206	433.8	9,122	1,461.9	2.15	279
1989	211	452.3	9,383	1,603.6	2.23	292
1990	231	470.0	9,652	1,751.2	2.14	277

註 : 1) 경상가격.
2) 1985년도 불변가격.

內生的 成長模型 : 理論的 構造와 含意

柳 潤 河

최근 韓國을 비롯한 東아시아地域 몇 나라들의 성공적인 成長業績에 자극되어 이들 국가들의 성공사례를 模型內에서 이론적으로 설명해 보려는 노력이 활발히 진행되고 있다.

이 글에서는 최근의 이러한 노력의 일환으로 개발되고 있는 '內生的 成長理論'을 개관하고 그 含意와 限界點을 정리해 보았다. 먼저 內生的 成長模型의 비판대상이 되고 있는 新古典派 成長模型의 限界點을 요약하고 代替模型으로 제시되고 있는 몇가지의 대표적인 新成長模型을 그 특성별로 구분하여 정리하였다. 成長의 기본적 動因이라고 할 수 있는 技術進步나 人的資本의 蓄積을 내생화시키고 이를 통해 國家間 成長率 隔差를 模型內에서 설명하려고 시도하는 등 여러가지 새로운 理論的 革新이 이루어지고 있으나, 아직 비현실적인 數學的 가정에 의존하고 있고 模型의 경직성으로 인하여 成長過程의 설명에 필수적인 주요 이슈들이 간과되어 있다는 점 등을 지적하였다.

*

"나는 한국사회의 이같은 持續的인 변화를 기적이라고 부르는 것이, 그리고 같은 용어를 대만, 홍콩, 싱가포르 등지에서 일어나고 있는 거의 비슷한 변화에 적용하는 것이 하등 과장된 것은 아니라고 생각한다. —어떻게 이러한 持續的인 진보가 일어났는가? 그리고 이같은 변화가 왜 韓國과 臺灣에서는 일어난 반면 필리핀에서는 일어나지 않았는가?—그러나 (이제 經濟成長을 원하고 있는 나라들에게) '韓國模型을 따르라'라고 충고하는 것은 농구선수에게 '「마이클 조단」模型을 따르라'고 충고하는 것과 같다. 어떤 일에 있어서나 다른 사람의 성공사례를 이용할 수 있기 위해서는 그 이룩된 전체의 업적을 부분부분으로 분해해서

筆者 : 本院 硏究委員

* 草稿를 꼼꼼히 읽고 數式과 編制上의 助言을 해주신 本院의 李弘求, 文亨杓 博士와 번거로운 校正作業에 큰 도움을 준 李鎭勉 主任硏究員께 감사드린다.

각 부분이 전체의 성취에 어떻게 기여했으며 어느 부분이 뒤따를 수 있는 것이고 또 모사할 만한 가치가 있는 것인가를 밝혀내지 않으면 안된다. 즉 한마디로 말해서 '理論'이 필요한 것이다."

—Lucas(1993)—

"우리는 베트남정부가 조언을 요청해 온다면 韓國을 모델로 삼지 말라고 충고할 것이다. …韓國政府의 개입은 經濟成長에 꼭 필요하지도 않았을 뿐 아니라 적절하지도 않았기 때문이다."

—Leipziger(1993)—

I. 序　　論

왜 어떤 나라들은 빠르게 成長하는데 다른 나라들은 그렇지 못한가. 왜 어떤 나라들은 빈곤의 늪에서 헤어나지 못하는데 거의 비슷해 보이는 다른 나라들은 갑자기 高度成長段階로 도약하는가. 정부의 租稅政策이나 貿易政策이 成長에 영향을 미칠 수 있는가. 政策의 적절한 선택으로 政府가 高速成長軌道로의 진입을 유도할 수 있는가. 成長에 성공한 몇몇 나라들의 실례에서 그같은 성공의 얼마까지가 政府의 政策에 의한 것이었다라고 말할 수 있는가.

이같은 질문들이 최근 새삼스럽게 많은 經濟學者들의 관심을 끌고 있다. 成長과 停滯의 국가별 사례에 관한 연구도 많이 행해지고 있고 각 정부가 채택한 정책들의 효과에 관한 논의들도 많아지고 있다.

물론 한 나라의 經濟的 成長이나 變換過程에 관한 위와 같은 질문이나 논의의 역사는 길다. A. Smith나 Ricardo, Malthus 등의 주된 관심도 일국의 총체적인 富의 蓄積過程을 밝히려는 것이었고, 그후의 많은 經濟學的인 논의가 經濟成長에 관한 관심을 항상 배경에 깔고 행해져 왔다. 그후 비교적 최근이라 할 수 있는 전후 經濟成長에 관한 이론의 발전 과정을 보면 소위 '經濟成長論'과 '經濟發展論'이라는 두 분야로 나뉘어서 전자가 Solow(1956)流의 數學的 成長模型을 이용한 선진국의 長期成長經路 설명 및 最適 資本蓄積經路의 규명을 위한 분야로 자리를 잡고 발전해 온 반면, 후자 즉 후진국의 經濟開發에 관한 문제는 數學的 模型化보다는 經濟成長과 관련되어 있는 제반 經濟變數의 열거와 예시, 사례들의 수집과 기술에 치중하여 발전하여 왔다.

'內生的 經濟成長論' 또는 '新經濟成長論'이라고 불리는 최근의 成長論은 전자의 經濟成長模型을 후진국의 成長問題에 그대로 적용해 보려는 노력의 일환이라고 볼 수 있다. 즉 後進國의 經濟成長이나 發展問題를 다루는 데 있어서도 Solow流의 數學的 접근이 유용할 수 있다는 전제하에 지금까지 선진국의 成長現象을 설명해 오던 방법을 후진국의 經濟成長問題에도 그대로 적용시켜 보려 하고 있는 것이다.

Solow流의 數學的 成長模型을 후진국의 經濟成長問題에 적용해 보려는 이같은 노력이 최근에 와서 크게 유행하게 된 데는 80년대 중반 이후 몇몇 영향력이 큰 학자들이 이 분야에 눈을 돌리기 시작했다는 것이 가장 직접적인 이유가 되겠으나 보다 근본적으로는 아래와 같은 몇가지 요인들이 복합적으로 작용하고 있다고 생각된다. 첫째는 소위 '開發의 60년대'라고 불릴 만큼 크게 유행했던 1960년대 이후의 經濟開發붐의 성과가 30여년이 지난 최근에 이르러 성공과 실패사례의 확연한 구분이 가능할 만큼 드러나고 있다는 점이다. 즉 전후 갑자기 늘어난 많은 新興獨立國家들 사이에 일종의 經濟開發競爭이 치열하게 전개되었고 냉전체제하에서 이러한 개발경쟁이 체제경쟁으로까지 연결되어 진행되어 왔던바, 그중 韓國, 臺灣, 홍콩, 싱가포르 등 東아시아 지역의 일부 국가들은 持續的인 高度成長을 통하여 중진국권에 돌입하거나 이미 선진국과 거의 대등한 所得水準에 달했음에 반하여 인도네시아, 필리핀, 아르헨티나, 인도 등의 나라는 그동안 몇 차례의 부침이 있었지만 전반적으로는 여전히 정체상태에 머물러 있다. 成長業績에 있어서의 이같이 뚜렷한 국가간 차이가 成長問題에 대한 관심을 한층 높이게 된 하나의 계기를 제공하게 되었으리라는 것은 쉽게 짐작해 볼 수 있는 일이다. 또한 그동안 많은 성공과 실패의 사례들이 쌓이게 되었다는 것은 科學的 分析의 대상이 되는 標本數가 그동안 많이 늘어났을 뿐만 아니라 標本의 多樣性이 확보되었다는 것을 의미하는 것이므로 이로 인해 보다 의미있는 분석과 예리한 결론이 가능하게 되었다는 점도 이같은 학문적 유행을 불러일으키는 데 기여하고 있다.

둘째로는 1970년대와 1980년대에 걸쳐서 진행되어 온 方法論上의 진보를 들 수 있다. Romer(1989)는 특히 이 점에 관하여 動態模型에 대한 이해가 經濟學界에 일반화되었다는 것을 들고 있는데, 1970년대만 하더라도 集計消費函數(aggregate consumption function)를 논할 때 「오일러」방정식(Euler equation)을 입에 올리는 것이 격에 맞지 않는 것으로 받아들여졌으나 오늘날에 와서는 이에 대한 언급이 없이는 消費函數에 대한 토의가 이루어질 수 없을 만큼 학계의 분위기가 바뀌었다는 점을 예로 들고 있다. 이러한 動態理論의 진보로 인하여 成長理論도 종래의 추상적인 분석과 논쟁에서 벗어나 보다 실제적인 문제에 대한 분석과 정책제안이 가능해졌다는 것이다.

셋째는 經濟成長過程에 있어서의 政府의 역할에 대한 관심의 증대를 들 수 있다. 이 점에 관해서는 막강한 經濟力을 바탕으로 자유주의 이념의 선봉장 노릇을 해 왔던 美國이 日本, 歐美諸國의 추격에 의해 그 상대적인 위치가 크게 흔들리게 되면서 成長을 가속시킬 수 있는 정부의 전략적 정책수행가능성에 대하여 종전보다 많은 관심을 쏟게 되었다는 점을 지적할 수 있는데, 이로 인하여 종래 이론적으로 자유방임을 지

지하는 버팀목 역할을 해왔던 收穫遞減의 法則이나 規模不變의 經濟 등 經濟學의 전통적 가정에 이의를 제기하는 이론이 각광을 받게 되었다. 自由放任이 비최적(sub-optimal)의 결과를 낳고 따라서 이의 해소를 위한 정책적인 간섭이 유용한 수단으로 쓰일 수 있는 실례들이 최근에 와서 비로소 알려진 것은 아니지만 經濟學者들의 관심이 최근에 이 분야에 보다 많이 쏠리게 되었다는 것은 부인할 수 없는 사실이다. 이같은 관심분야의 변화는 그것이 종래의 이론에서 당연한 것으로 치부되어 왔던 기본적 가정의 制約을 완화해 본다는 학문적 매력도 지니고 있어서 앞으로 한동안은 이같은 추세가 持續될 것으로 보인다.

Solow流의 新古典派的 成長理論을 후진국의 經濟成長問題에 적용하려 할 경우 가장 문제가 되는 것은 국가간 成長率의 격차 문제이다. 이는 외생적인 技術進步를 제외할 경우 Solow模型이 모든 經濟의 長期成長率은 人口成長率에 회귀하게 되고 따라서 1인당 산출의 증가율은 궁극적으로 0에 수렴한다는 결론에 이르게 하기 때문이다. 그러나 成長率의 이러한 國際間 收斂化(convergence)현상은 일부 선진국간을 제외하고는 발견되지 않기 때문에 이론적 결론과 관측되는 현실 사이(특히 후진국간 成長率에는 매우 심한 차이가 존재한다)에 괴리가 발생한다. 內生的 成長理論은 따라서 Solow流의 成長模型을 변형하여 제로成長 대신 영속적인 포지티브成長이 가능한 模型을 개발하는 것에 주안점을 두고 있으며, 나아가 그같은 陽의 成長率이 模型內의 다른 파라미터값의 函數로 표현될 수 있도록 하는데 노력을 기울이고 있다. 이 경우 그러한 파라미터값의 일부가 政府의 政策에 의해 변경될 수 있는 것이라면 成長率을 높이기 위한 정부의 정책에 대한 함의가 자연스럽게 도출될 수 있게 된다.

冒頭에 인용한 대로 內生的 成長理論을 개발하려는 經濟學者들 사이에 있어서 韓國은 하나의 대표적인 高度成長의 성공사례로 꼽히고 있다.[1] 첫 인용문은 Lucas의 1993년 논문에서 발췌한 것으로 그는 한국과 필리핀이 1960년에 1인당 GDP 640달러 수준으로 所得水準이 비슷했으며 인구나 진학률, 산업구조 등이 모두 비슷했음에도 불구하고 그후 1988년까지 필리핀은 年平均 1.8%의 成長에 그친 반면 韓國은 6.2%의 成長을 기록, 현재는 韓國의 1인당 GDP가 필리핀의 3배에 이르고 있음을 지적하고 있

1) 흔히 "the Four Dragons", "the Four Tigers", "the Gang of Four", "the Asian Miracles", "the Newly Industrialized Economies(NIE's)" 등의 이름으로 불리는 아시아의 4개 경제권 중 홍콩과 싱가포르는 각각 인구 600만명, 280만명에 면적 1.0km^2, 0.6km^{2}의 조그만 도시국가에 불과하다. Easterly(1993)은 이 점에 관하여 홍콩과 싱가포르의 성공사례는 다른 도시들의 成長實績과 비교해야지 도시와 농촌을 포괄하는 일국 전체의 成長業績들과 비교해서는 안될 것이라고 지적하면서 도시만으로 한정할 경우 '기적적인' 成長事例는 홍콩, 싱가포르 외에도 상당히 많은 수가 존재할 것이라고 말하고 있다.

다. 두번째 인용문은 지난 2년간의 집중적인 연구끝에 최근 『東아시아 開發報告書』를 발표한 세계은행의 經濟學者 Leipziger의 인터뷰내용을 신문[2]에서 재인용한 것이다. 韓國과 같은 政府主導의 成長政策이 이제 經濟開發計劃을 추진하려는 제3세계 국가들에게 좋은 선례가 되지 못할 것이라는 것이지만 지난날 놀라운 成長을 持續해 온 몇몇 나라들의 대표적인 사례로서 韓國을 지목하고 있다는 점에서는 전자와 공통이다.

이 글은 經濟成長에 성공한 韓國을 포함한 동아시아지역의 經濟에 관한 관심이 고조되어 가고 있는 이즈음에 그러한 관심의 큰 부분을 형성하고 있는 '內生的 成長理論'의 이론적 구조와 함의를 요약해 보는 데 그 목적이 있다. "韓國을 배우자"는 움직임이 어느 때보다 많지만 구체적으로 韓國經濟 成長事例의 무엇이 그들에게 도움이 될 수 있을는지에 대한 이해의 폭은 아직 매우 제한적인 형편에 있다. 차제에 그러한 이해의 폭을 넓히기 위한 도구로서 시도되고 있는 이들 새로운 成長理論의 정리가 무의미하지만은 않으리라고 생각된다.

이 글의 구성은 아래와 같다. 먼저 Ⅱ章에서는 內生的 成長理論에 先行하는 新古典派 成長理論을 간단히 槪觀하고 이에 비추어 內生的 成長理論이 이룩하려고 하는 바가 무엇인지를 요약한다. Ⅲ章에서는 內生的 成長理論의 일반적 구조와 특성을 살핀다. 즉 新成長論者들이 의도하는 바를 이루기 위하여 그들이 설정하고 있는 模型의 數學的 구조와 특성이 어떠한 것인가를 정리한다. 이어 Ⅳ章에서는 이들 특성이 각 個別模型에서 어떠한 형식으로 나타나고 있는가를 몇가지 구체적인 模型들을 중심으로 살핀다. 마지막 Ⅴ章에서는 內生的 成長模型의 함의를 요약하고 이에 대한 평가를 정리한다.

Ⅱ. 新古典派 成長理論과 그에 대한 批判

內生的 成長理論은 그에 선행하는 新古典派 成長理論을 발판으로 하여 新古典派 成長模型의 限界點을 일부 극복하려는 데서부터 출발하고 있다. 따라서 內生的 成長理論을 이해하는 데는 먼저 신고전파 成長模型의 이론적 구조와 限界를 살펴보는 것이 도움이 된다.

新古典派 成長模型은 1950년대 말 당시의 선진제국들의 經濟成長過程에서 공통적으로 발견되는 몇가지의 '標準的 現象'(stylized facts)을 數學的인 模型內에서 설명해 보려는 노력의 일환으로 발전되었다. 특히 Kaldor(1961)[3]는 資本主義 經濟의 변화와 발전문제를 다루는 理論模型의 구축에 있어

2) 『中央日報』, 1993년 8월 4일자, 6면.

3) 1961년에 출판된 이 논문은 그 이전에 이미 Working Paper의 형태로 널리 알려져 있었던 것 같다.

서 반드시 고려되어야 할 사항으로서 당시 선진국들의 成長過程에서 거의 규칙적으로 나타나고 있는 다음의 여섯가지의 표준적 현상을 제시하였다.

1) 勞動生産性 增加率의 하락이 없는 總生産 및 1인당 生産의 持續的 成長
2) 1인당 資本量의 持續的 증가
3) 資本에 대한 收益率 불변
4) 資本-産出 比率 불변
5) 勞動과 資本所得의 分配率 불변 및 利潤分配率과 投資率간의 높은 相關關係
6) 국가간 勞動生産性 增加率의 현저한 차이

Kaldor가 여섯가지 현상을 지목하여 열거하였지만 그같은 여섯가지 공통적 현상이 모두 독립적인 것은 아니다. 즉 Y, K, L을 각각 總産出, 資本스톡, 勞動力이라고 하고, 資本收益率을 r이라고 할 때, 만일 Y/L이 持續的으로 증가하고 Y/K는 일정이라고 한다면 K/L은 반드시 증가해야 하므로 두번째 명제는 명제 1과 4로부터 자연스럽게 도출된다. 또 Y/K가 불변이고 rK/Y가 불변이라면 r은 당연히 불변이어야 하므로 명제 4와 5로부터 명제 3이 유도된다. 따라서 실제로는 명제 1, 4, 5, 6에만 집중해도 될 것이다.[4) 5)]

이제 이 여섯가지 명제를 新古典派 成長模型에서 어떻게 이론화하여 설명하고 있는지를 보자. 이를 위해서는 新古典派 成長模型의 대표격인 Solow(1956)模型을 살피는 것이 좋다.[6)]

1. Solow 成長模型

사회내에 한가지 財貨만이 존재한다고 가정하고 그 總産出을 Y로 표기한다. 總産出의 일부는 消費되고, 나머지는 貯蓄-投資된다. 산출 중 貯蓄되는 비율, 즉 貯蓄率은 s로 일정하며 따라서 貯蓄은 sY가 된다. 資本스톡 K는 投資의 蓄積에 의해 이루어지며 편의상 資本의 감가상각이 없다고 할 경우 純投資는 資本스톡의 변화율로 나타나게 된다. 즉 다음과 같은 항등식이 모든 시점

---

4) 현실적으로 勞動分配率은 완만한 추세를 가지고 증가해 오고 있어서 명제 4는 부인된다. Lucas(1988)는 이 점에 관하여 資本과 勞動간의 대체탄력성이 통상적인 Cobb-Douglas 生産函數와는 달리 1보다 작다는 것을 의미하는 것이라고 해석하고 있다.

5) Romer(1989)는 이외에
7) 平均成長率이 1인당 所得水準과 무관하며
8) 교역량의 증가가 산출의 증가와 相關關係를 지니고 있고
9) 人口成長率이 所得水準과 負의 相關關係를 보이며
10) 요소투입의 成長率이 산출의 成長率을 다 설명해 주지 못하고
11) 숙련·비숙련 勞動力이 모두 高所得國家로 이주하는 경향이 있다는 명제를 제시하고 있다.
이중 7)은 Convergence와 관련되어 있는 것으로 약간 논쟁의 소지가 있으며, 10)도 약간 논쟁의 소지가 있다. 이에 관해서는 뒤에 다시 언급한다.

6) 거의 같은 시기에 Meade(1961)와 Swan(1956)도 각각 독립적으로 비슷한 모형을 개발하였는데 결론은 본질적으로 동일하다. 또 貯蓄率의 최적화를 허용하고 있는 Ramsey-Cass-Koopman 模型도 본질적으로 신고전파 成長模型에 속한다.

에서 성립한다.

$$\dot{K} = sY \quad \cdots\cdots (2.1)$$

總產出은 資本과 勞動(L)의 두가지 生產要素에 의해 生產되며 生產函數를 다음과 같이 표기한다.

$$Y = F(K, L) \quad \cdots\cdots (2.2)$$

이 生產函數는 규모에 대한 수익불변, 즉 1차동차의 특성을 지닌다고 가정한다. 또 각 요소는 生產에 필수적이며 限界生產性은 遞減한다.[7] 식 (2.2)를 (2.1)에 대입하면

$$\dot{K} = sF(K, L) \quad \cdots\cdots (2.3)$$

가 되어 K와 L 두 개의 미지수를 갖는 하나의 방정식이 된다. 模型을 완결시키기 위하여 두 개의 미지수 중 하나인 L이 다음과 같이 外生的으로 주어진 成長率 n을 따라 成長한다고 가정한다.

$$L(t) = L_0 e^{nt} \quad \cdots\cdots (2.4)$$

식 (2.3) 안에 있는 L은 勞動需要를 나타내고, 식 (2.4)의 L은 勞動供給을 나타낸다고 볼 수 있는데 완전고용을 가정하여 식 (2.3)을 고쳐쓰면

$$\dot{K} = sF(K, L_0 e^{nt}) \quad \cdots\cdots (2.5)$$

가 되고 이 식 (2.5)가 資本蓄積의 時間經路를 결정하는 기본방정식이 된다. 즉 일단 이 식으로부터 資本스톡의 時間經路를 구하면 生產函數로부터 總產出의 時間經路를 알 수 있고, 총산출이 얻어지면 이는 다시 貯蓄函數를 통하여 총산출이 消費와 投資로 나뉘게 된다. 따라서 어느 특정 출발점에서의 K와 L의 부존량을 알면 두 生產要素의 時間經路가 결정되고 이에 상응하는 모든 미래의 총산출 및 要素成長經路가 결정된다. 이같은 關係는 生產函數가 어떤 형태를 보이든 모든 경우에 성립하는데 여기에 生產函數가 1차동차라는 성질을 이용하여 資本과 勞動의 두 변수에 대한 函數 대신 1인당 資本裝備를 나타내는 資本/勞動比의 函數로 나타내면 보다 단순한 형태로 축약될 수 있다. 이를 위해 $k = K/L$이라고 정의하고 生產函數를 1인당 산출을 나타내는 식으로 변환하면

$$\begin{aligned} f(k) &= F(k,1) = F(K/L, 1) \\ &= F(K,L)/L \end{aligned}$$

이 된다. 앞서의 生產函數에 대한 가정은

$$f(0) = 0,\ f'(k) > 0,\ f''(k) < 0,\ k \geq 0 \quad \cdots\cdots (2.6)$$

로 나타낼 수 있다. $k = K/L$식을 時間에 대하여 微分하고 關係된 항을 대입하면

$$\begin{aligned} \dot{k} &= (\dot{K}/K - \dot{L}/L)(K/L) = \dot{K}/L - nK \\ &= sf(k) - nk \quad \cdots\cdots (2.7) \end{aligned}$$

가 된다. 이 식은 k 단일변수의 微分方程式

7) 즉 $F(0, L) = F(K, 0) = 0$이며, 모든 양의 K, L값에 대하여 $F_K > 0$, $F_L > 0$, $F_{KK} < 0$, $F_{LL} < 0$이다.

으로서 k의 時間經路를 결정하며 일단 k의 時間經路가 결정되면 나머지 변수들의 값은 위에서 말한 바와 유사한 방법으로 쉽게 도출될 수 있다. 식 (2.7)의 經濟的인 의미를 보면, sf가 投資를 위해 할당된 總產出量을 의미하고, nk는 資本스톡이 勞動力과 같은 率로 成長하기 위해 필요한 投資量을 의미하므로 두 값의 차이는 新規勞動力을 기존의 勞動裝備率이 그대로 유지될 수 있을 만큼 資本을 장착시키고 남는 잉여분을 의미하게 된다. 따라서 식 (2.7)은 새로이 창출되는 貯蓄을 소진하기 위해서는 資本裝備率 k가 新規勞動力에 대한 追加資本의 할당 이후 남는 잉여분에 비례하여 상승해야 한다는 것을 의미하는 것이라고 해석할 수 있다.

이상과 같은 經濟的 關係를 만족시키는 k의 時間經路가 구체적으로 어떻게 나타나는가를 알기 위해서는 식 (2.7)을 k에 대하여 풀어야 하지만 生產函數가 구체적인 函數形態로 주어져 있지 않고 일반적인 函數形態로만 주어져 있어 해를 구하는 것은 불가능하다. 그러나 간단한 그래프를 이용하여 상기식이 의미하는 k의 時間經路에 대하여 질적인 분석을 시도하는 것은 가능한데, 이를 위해 $\dot{k}$를 수직축으로 하고 k를 수평축으로 하는 위상도(phase diagram)를 그려보면 [圖 1a, 1b]와 같다.

먼저 식 (2.7)이 右邊에 두 개의 항을 가지고 있으므로 각각을 개별적인 곡선으로 나타내어 보면 우선 nk는 k의 1次函數이므로 원점을 지나면서 기울기가 n인 직선으로 나타나게 된다(圖 1a). 다음 $sf(k)$항은 (2.6)의 가정하에서 기울기가 점차 감소하는 곡선이 된다. k값이 작은 영역하에서는 資本의 限界生產性[8]이 충분이 크다는 암묵적 가정하에 양곡선을 한 그래프에 그리면 두 곡선은 k^*에서 서로 교차하게 된다. 이제 이 두 곡선을 기초로 해서 위상도를 유도해 보면 우선 각 k 수준에 상응하는 $\dot{k}$값은 두 곡선의 수직거리로 측정되는데, 이를 그래프로 표현한 것이 [圖 1b]이다. [圖 1a]에서 두 곡선이 k^*에서 서로 교차하기 때문에 [圖 1b]에서는 위상곡선이 k^*에서 수평축을 횡단하게 되며 이 k값이 均衡 資本/勞動比率을 나타낸다. 均衡값 k^*에서 위상곡선은 마이너스값의 기울기를 가지며 따라서 이 均衡은 안정적이다. 즉 k가 어떤 양수값에서 출발하든 궁극적으로 均衡値인 k^*에 수렴한다. 한가지 중요한 점은 일단 均衡에 도달하게 되어 k가 時間에 관계없이 일정한 값 k^*을 유지하게 되면 資本은 勞動力의 증가율인 n과 같은 속도로 成長하며 投資도 總產出도 같은 속도로 成長하게 된다는 점이다.[9] 또 총산출이 勞動力 增加率과 같아

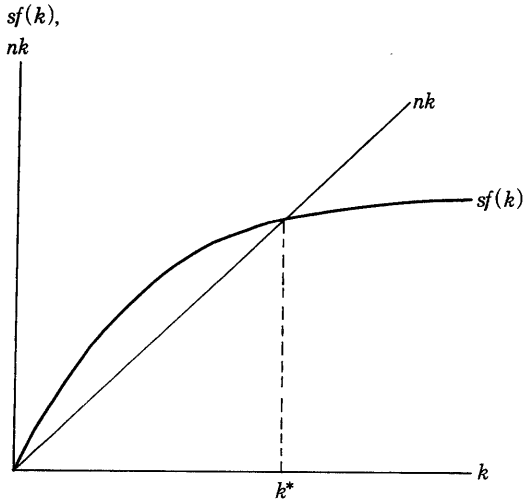
8) 당초의 生產函數에서 資本의 限界生產性을 나타내는 F_K와 1인당 生產函數 $f(k)$의 1次導函數 $f'(k)$는 같다. 즉

$$F_K = \frac{\partial Y}{\partial K} = \frac{\partial}{\partial K}[Lf(k)] = L\frac{\partial f(k)}{\partial K}$$

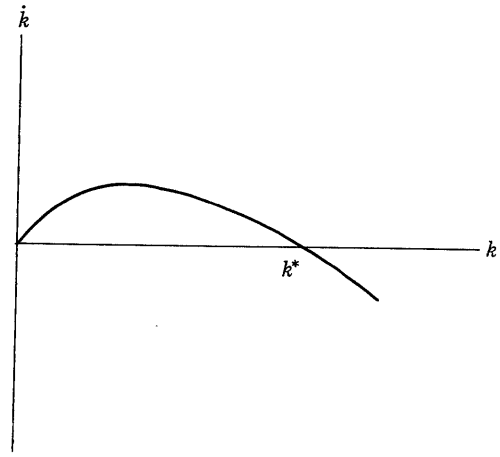
$$= L\frac{df(k)}{dK}\frac{\partial k}{\partial K} = Lf'(k)(\frac{1}{L}) = f'(k)$$

9) k^*에서는 $\dot{k}=0$, 즉 k는 成長하지 않는다. 또 k

[圖 1a]



[圖 1b]



진다는 것은 均衡에서의 1인당 산출은 증가하지 않는다는 것을 의미한다.

위에서는 生産函數가 時間에 대하여 불변인 것으로 가정하였다. 그러나 과학기술이 時間에 따라 진보한다고 하면 生産函數도 바뀌어야 하는데 일례로

$$Y = T(t)\,F(K,L)\ (dT/dt > 0)$$

라고 표현해 볼 수 있을 것이다. 윗식에서 T는 技術水準을 의미하는 것으로서 時間에 대한 增加函數라고 가정한다. 즉 技術進步로 인하여 주어진 K, L이 미래의 보다 진보된 기술수준하에서는 보다 많은 産出物을 生産할 수 있게 되는 것이다. 이 경우 [圖 1a]의 $sf(k)$곡선은 時間이 경과함에 따라 상향으로 회전하게 되고 따라서 보다 큰 k값에서 nk곡선과 교차하게 된다. 즉 均衡資本스톡量은 時間에 따라 증가하며 總産出은 人口成長率에 技術進步率을 더한 속도로 成長하게 된다.

이상의 결과를 요약해 보면 다음과 같다. 첫째, 技術進步가 없는 한 1인당 산출은 長期均衡에서 전혀 成長하지 않는다. 즉 産出과 勞動力 그리고 資本스톡이 모두 같은 率로 成長하기 때문에 1인당으로 본 산출은 均衡에서 0의 成長을 보이는 것이다. 둘째, 技術進步가 있을 경우에는 그 外生的으로 주어진 技術進步率이 成長率을 일의적으로 규정하게 된다. 貯蓄性向의 높고 낮음은 1인당 産出과 消費의 수준에는 영향을 미치지만 均衡成長率에는 영향을 미치지 못한다.[10] 셋째,

---

$=K/L$ 이고 L은 n의 率로 증가하고 있으므로 K도 n의 率로 증가한다. K가 n의 率로 일정하게 成長하면(즉 $K(t)=Ae^{nt}$이면) 투자도 $\dot{K}=nAe^{nt}$가 되어 같은 率로 成長하게 되며, $Y=Lf(k^*)$에서 $f(k^*)$는 불변이고 L은 n의 率로 成長하므로 Y도 같은 率로 成長하게 된다.

10) 만일 貯蓄率 s가 높아지면 [圖 1a]에서 $sf(k)$곡선이 상향으로 회전하여 원래의 k^*값보다

長期均衡에 이르기까지의 過渡期(transitional periods)에서는 k가 陽의 率로 成長하고 따라서 1인당 산출도 成長을 持續한다. 그러나 이같은 1인당 산출고의 증가율은 k의 감소함수로 나타난다. 즉 時間이 경과함에 따라 k가 커지고 k가 커짐에 따라 산출고의 증가율은 점차 둔화한다.

貯蓄率을 고정시키고 있는 Solow 成長模型의 이같은 결론은 貯蓄率이 模型內에서 內生的으로 결정되도록 허용하고 있는 Ramsey-Cass-Koopman 模型에서도 그대로 유지되는데, 이들 模型은 후술하는 內生的 成長模型과 구조상 매우 흡사하기 때문에 여기에서 별도로 설명하는 것은 생략하기로 한다. 사실상 Solow 模型에서 도출되는 위의 결과들은 模型에서 사용되고 있는 生産函數가 資本에 대하여 收穫遞減을 보인다는 데 연유하는 것으로서 消費와 貯蓄의 결정에 있어서 최적화를 허용하되 여전히 Solow 生産函數를 사용하면 Ramsey-Cass-Koopman 模型이 된다. 바꾸어 말하면 뒤에 설명하는 內生的 成長模型들은 Ramsey-Cass-Koopman 模型의 生産函數를 資本의 限界生産性이 감소하지 않는 生産函數로 대체한 것이라고 할 수 있다.

높은 k에서 교차하게 된다. 따라서 所得水準은 높아지지만 새로운 k^*값에서 k의 증가율은 여전히 0이 되고, K와 L은 똑같이 n의 率로 成長한다.

2. 新古典派 成長模型에 대한 批判

이같은 新古典派 成長理論의 결론에 대하여 內生的 成長論者들이 지적하고 있는 문제점은 우선 이 模型이 成長의 動因을 전적으로 技術進步에 돌리고 있고 그 技術進步는 模型 밖에서 外生的으로 결정되고 있어서 經濟成長을 설명하려는 理論模型으로서의 적합성이 문제된다는 점이다. 즉 經濟成長을 가져오는 가장 중요한 요인이 技術進步라고 판단된다면 그러한 技術進步가 어떠한 동인에 의해 초래되는 것인지가 模型內에서 설명될 수 있어야 한다는 것이다. 이러한 지적은 사실상 內生的 成長理論에 앞서 Kaldor(1961)가 이미 지적하고 있는 것으로서 그는 "經濟理論의 정립을 위한 추상화과정에서, 설명하려고 하는 변수의 움직임에 가장 중요한 영향을 미치는 힘을 제외시켜 버리고 나중에 그 이론으로부터 도출되는 결과가 현실과 부합하지 않을 때 그 이유를 模型에서 제외된 요소들의 움직임에 귀착시키는 것은 바람직한 방법이 아니다. 資本蓄積과 經濟成長을 다루는 데 있어서 특정 기술수준을 가정함으로써 그 수준의 진보가능성이나 불확실성을 模型內에서 제외시키고 이론적인 결론과 현실과의 차이는 이같은 技術進步와 불확성에 기인할 것이다라고 말하는 것에 만족해 버리는 경향이 있는데, 사실상 이러한 종류의 模型은 애당초부터 현실을 설명할 수 있는 능력이 지극히 작다고 보아야 할 것이다"(p.177)라고 말하

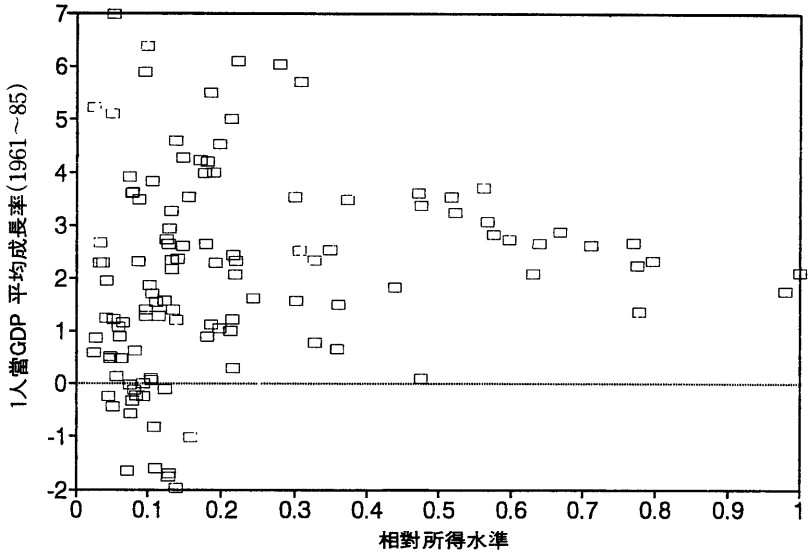
고 있다. 이러한 면에서 內生的 成長模型은 외생적인 요인의 도움이 없이 순수하게 內生的인 힘들의 작용만으로 영속적인 成長이 가능해질 수 있는 模型을 개발하는 데 역점을 두고 있다.

또한 Lucas(1988)는 技術進步의 격차가 成長率의 다양한 격차를 설명할 수 있겠는가에 대하여 강한 의문을 제기하고 있다. 즉 그는 人的 知識(human knowledge)은 문자 그대로 인류전체의 지식이지 일본인이나 중국인 또는 한국인만의 지식이 따로 있는 것은 아니며, 따라서 유용한 지식의 스톡이 국가마다 서로 다른 率로 변화하기란 힘들다고 보고 있다. 그런데 만일 기술수준 변화의 持續的이고도 항구적인 격차가 유지될 가능성을 배제한다면 新古典派 成長模型은 모든 국가들의 1인당 所得成長率이 궁극적으로 공통의 한 값에 수렴할 것이고 따라서 관측되는 成長率 격차는 資本蓄積이 均衡成長經路에서 떠나 있는 과도기적 현상에 불과하다는 결론에 이르게 한다. 그러나 이러한 결론은 아래의 두가지 점에서 부인되거나 중대한 도전에 직면해 있다. 첫째는 현실세계에서 成長率의 국가간 수렴화 경향은 특수한 條件을 갖춘 소규모그룹내에서만 발견될 뿐 일반적으로 성립하지 않는다는 점이다. [圖 2]는 Summers and Heston (1988)이 수집한 115개 나라의 1인당 GDP 平均成長率(1961~85)을 각국의 所得水準(각국의 1960년도 1인당 GDP를 미국의 1인당 GDP에 대한 상대적 크기로 측정)에 대하여 그린 것이다. 만일 국가간 成長率의 수렴화가설이 맞는 것이라면 低所得國의 成長率은 높고 高所得國의 成長率은 상대적으로 낮게 나타나게 될 것이므로 [圖 2]의 scatter plot이 우하향의 모양을 가져야 한다. 그러나 그림에 나타나 있는 바와 같이 각국의 成長率은 所得水準과는 무관하게 광범하게 흩어져 있다.[11] 즉 成長率과 所得水準간에 아무런 체계적인 關係가 발견되지 않고 있는 것이다. 물론 이같은 경향은 相對所得을 시작연도에서 측정하는가 종말연도에서 측정하는가에 따라, 또 標本을 어떻게 선정하는가에 따라 다르게 나타나기도 하는데, 특히 표본을 어느 정도 經濟의 동질성이 인정되는 高所得國만에 한정한다거나 한 국가 안에서의 州 등으로 한정하는 경우에는 所得 및 成長率의 收斂化 경향이 강하게 나타나고 있다. 그러나 표본선정에 사전적인 制約을 가하지 않거나 어느 정도 다양성확보를 위한 조치가 고려된 연구들의 경우 대부분 成長率이 所得水準과는 무관하다는 결론을 보이고 있다.[12] 구체적인 국가간 예로 볼 때도, 1870년대에 세계에서 비교적 부유한 나라에 속했던 아르헨티나가 아직 開途國의 상태에 머물러 있는 반면,

11) 低所得 國家群의 成長率간 분산이 크고 高所得群으로 갈수록 분산이 작아지고 있는 것처럼 나타나고 있는 것은 표본 속에 低所得國家들의 수가 상대적으로 많기 때문이다.

12) 成長率 및 所得水準의 수렴화에 관해서는 Maddison(1982, 1987), Baumol(1986), Barro (1989a,b), Barro and Sala-i-Martin(1992)을 참조.

[圖 2] 相對所得水準과 經濟成長率



100여년전에 아르헨티나에 비해 훨씬 낮은 所得水準에 있던 서독이 이제는 세계 최고 수준의 번영을 구가하고 있다든지, 1950~80년 사이에 동북아시아지역의 NIEs들이 연평균 6% 이상의 1인당 所得增加를 보인 반면, 여타의 저개발국들은 1.5%에 그치고 있다는 점들이 이를 말해 준다고 하겠다.

둘째, 이러한 所得水準 및 成長率 격차가 과도기적 현상일 가능성도 이론적으로나 실증적으로 희박하다는 점이 지적되고 있다. 우선 실증적인 면에서 成長率의 차이가 과도기적 현상이라면 이는 資本스톡增加率의 차이로 설명될 수 있어야 하는데, 실제로 각국의 成長率에서 資本스톡 기여분을 차감한 나머지 부분이 국가간에 큰 격차를 보이고 있다는 면에서 新古典派 成長模型의 설명력은 크게 약화된다(Lucas(1988)). 또한 전후 日本經濟의 成長過程을 보면 1950년에 미국의 1/5 수준에 불과하던 1인당 산출이 1980년에는 미국의 3/4까지 높아졌는바, 이같은 成長過程이 新古典派 模型의 과도기적 현상으로 설명되기 위해서는 1950년 日本의 實質利子率이 500%에 달했어야 한다는 비현실적인 결론에 이르게 된다는 점이 지적되고 있다(King and Rebelo(1989)).

요약하자면 新古典派 成長模型에 대하여 內生的 成長模型은 成長의 동인이 되는 技術進步나 기타 요인의 움직임이 模型內에서 內生的으로 결정되도록 하고 이를 통하여 국가간 成長率의 持續的인 격차를 설명할 수 있는 模型을 개발하고자 하는 데 역점을 두고 있다. 이하에서는 이같은 목적을 가지고 제시된 몇가지 新成長模型의 이론적 구조에 대하여 살펴보기로 한다.

Ⅲ. 內生的 成長模型理論의 一般的 構造

최근의 成長模型들은 消費者의 효용체계나 기술적인 生產條件에 관한 가정, 그리고 또 사용되고 있는 均衡槪念 등의 차이에 따라 구분해 볼 수 있다. 그러나 가장 큰 차이점은 技術的 生產條件을 나타내는 生產函數에서 나타나고 있으며 이 生產函數가 지니는 특성이 經濟의 持續成長 여부와 成長의 엔진을 가름하는 데 있어서 결정적인 역할을 하고 있다. 즉 추상적인 구조면에서 生產函數의 차이를 제외하면 지금까지 제안된 모든 內生的 成長理論은 동일한 구조를 지니고 있다고 할 수 있다. 따라서 이들 이론을 이해하는 데 있어서는 먼저 그 공통적 구조를 살피고 다음 각각의 이론이 지니고 있는 차이를 生產函數를 중심으로 해서 규명해 나가는 것이 편리할 것이다.

최근의 成長模型은 貯蓄率을 외생으로 가정했던 Solow(1956)나 Swan(1956)에서와는 달리 명시적으로 效用函數를 도입하고 消費經路를 최적화하는 Ramsey(1928)流의 정식화를 따르고 있다. 그러나 앞에서 언급했듯이 貯蓄을 外生으로 취급하느냐 內生으로 취급하느냐 하는 것이 內生的 成長理論의 본질적인 성격을 결정짓는 것은 아니다. 다만 模型의 함의를 좀더 풍부하게 하는 역할을 한다고 말할 수 있을 것이다.

Ramsey流의 최적화 模型을 따를 경우 미래효용을 할인해야 할 것인가를 놓고 과거 약간의 논란이 있었으나 최근에는 할인된 형태를 쓰는 것이 일반적이다. 無限時間(infinite horizon) 模型에서 할인율을 도입하는 것이 적분값의 유한성(boundedness)을 확보하는 데 도움이 될 뿐 아니라 종점값(terminal value)의 橫斷條件(transversality)을 비교적 용이하게 정식화할 수 있는 利點이 있기 때문이다.[13)]

消費函數의 형태로는 대부분의 模型이 대체탄력성 불변을 가정하는 아래의 特定函數를 쓰는 경향이 있다. 이것은 서로 다른 두 시점에 있어서의 消費간에 이루어지는 대체성정도를 간단한 파라미터값 하나(σ)로 나타낼 수 있다는 利點이 있어서 數學的 조작이 편리하기 때문이다.

$$U(c) = \left(\frac{c^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}\right) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3.1)$$

즉 일반적 效用函數 $U(c)$에 있어서 消費의 순간 대체탄력성은 $-U'(c)/U''(c)c$로 정의되는데, 이 공식에 상기 效用函數의 1次 및 2次導函數를 대입해 보면 대체탄력성

13) Ramey 모형에 있어서의 할인율에 관한 논의와 無限時間에 있어서의 橫斷條件을 둘러싼 성립과 불성립간의 논쟁에 대한 명쾌한 설명과 해석을 위해서는 Chiang(1992) 참조. Blanchard and Fischer(1989)는 Ramsey의 이력에 관한 재미있는 코멘트를 각주에 싣고 있다.

은 $1/\sigma$가 된다.[14]

다음으로 기술적 生産條件에 관해서는 모든 模型이 다음에 열거하는 몇가지 투입요소의 일부 또는 전부에 의존하는 總計生産函數(aggregate production function)의 존재를 가정하고 있다. 즉 實物資本으로부터의 서비스 K, 勞動서비스 L, 人的資本으로부터의 서비스 H, 그리고 技術水準을 나타내는 변수 A가 그것이다.

$$Y = F(K,\ L,\ H,\ A) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3.2)$$

이 生産函數는 규모의 經濟를 가질 수도 가지지 않을 수도 있는데, 규모의 經濟를 가질 경우에는 限界生産物의 총합이 전체 산출을 초과하게 되므로 각 요소에게 그 限界生産物을 지급하는 競爭市場均衡(competitive market equilibrium)을 이룰 수 없게 된다. 이를 해결하는 방법으로서는 이러한 규모의 經濟가 개별 生産單位 수준에서는 외생적인 것으로 간주되고 전체 經濟에서는 내생화되는 Marshall流의 外部經濟로 다루거나, 완전경쟁이 아닌 독점적 경쟁을 도입하는 방식을 취하고 있다. 또 대부분의 模型이 同次函數를 가정하고 있어서 실제 해를 구하는 데 있어서는 資本(K)과 勞動(L)을 별개로 취급하지 않고 資本裝備率($K/L=k$)로 치환하는 방법을 택하는 것이 일반적이다.

生産函數가 주어졌으니 이제 투입요소의 時間經路를 설정하면 模型을 위한 기본가정은 끝나게 된다. 먼저 資本스톡(K)에 대해서는 아래와 같은 運動方程式을 가정한다.

$$\dot{K} = F(K, \cdots) - C \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3.3)$$

이는 消費되지 않은 産出物은 모두 投資된다는 것을 의미한다. 따라서 貯蓄과 投資간의 갭은 존재하지 않으며 投資란 연기된 消費(deferred consumption) 외에 다른 것이 아니다. 減價償却이 있을 경우에는 상기식의 우변에 $-\delta K$을 추가하거나 또는 아래와 같이 $F(\cdots)$식이 이미 감가상각을 포함하고 있는 것으로 해석하면 된다.

$$F(K, \cdots) = G(K, \cdots) - \delta K$$

연기된 消費를 곧 投資로 간주한다는 것은 消費財를 投資財로 변환하는 별도의 生産過程이 불필요하다는 것을 의미하며 이 경우 식 (3.3)은 資本의 再生産方程式이 된다.[15] 이때 만일 生産函數 $F(K, \cdots)$가 K에 대하여 收穫遞減을 보인다면(흔히 사용되는 生産函數는 대부분 이러한 성격을 지니고 있다) 資本의 成長率이 궁극적으로 0에 접근하게 되어 資本蓄積을 통한 長期 持續成長은 불가능해지게 된다. 사실상 Solow流의 신고전파 成長理論에서 技術進步나 人口成長 등 외생적인 요인이 없을 경우 長期均衡成長率이 0이 되는 이유는 이러한 특성

14) 파라미터 σ는 또한 상대적 위험기피도(relative risk aversion)를 나타내는 계수이기도 하다.

15) 그러나 후술하는 Romer(1990)의 경우에는 資本財 生産에 대한 별도의 生産函數가 암묵적으로 가정되어 있다.

에 기인하는 것으로서 內生的 成長理論이 이룩하려는 持續成長은 生産函數의 이같은 특성을 여러가지 방법으로 변형시킴으로써만 가능해지게 된다.

다음 勞動投入 또는 人口成長에 대해서는 몇 개의 模型(Barro and Becker(1989) 등)을 제외하고는 모두 외생(실제 제로成長을 가정)으로 취급하고 있다. 마지막으로 人的資本(H)과 技術進步(A)에 관해서는 模型에 따라 달리 취급하고 있는데, 특히 이 두 가지 변수의 처리방법이 각 模型의 본질적 특성을 규정하는 것이므로 이들에 대한 설명은 각 個別模型을 설명하는 데에서 다루기로 한다.

이제 模型의 기본적인 구성요소에 대한 정식화는 모두 이루어진 셈이다. 다음으로 위와 같은 기술적 制約과 각 투입요소의 時間經路를 아는 사회계획자(social planner)가 사회적 효용을 극대화시키려고 한다고 가정해 보자.[16] 이같은 문제를 최적 제어이론(optimal control theory)체계내에서 정식화해 보면 다음과 같은 식으로 표현해 볼 수 있다.[17]

$$\max \int_0^\infty e^{-\rho t} U(c)dt \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3.4)$$
$$\text{subject to } \dot{k} = f(k,\cdots) - c \text{ and } k \geq 0$$

이 경우 제어변수(control variable)는 c가 되며, 정세변수(state variable)는 k가 된다. ρ는 經濟主體들의 時間選好率이다. 앞에서 말한 바와 같이 변수 k는 1인당 資本裝備率(K/L)이며, 이에 맞추어 消費(c)도 1인당 消費를 의미하는 것으로 이해하기로 한다. 消費를 이같이 1인당 消費로 정의할 경우 적분기호 안의 效用函數를 $L \cdot U(c)$로 인구수를 곱하여 정의하는 수도 있으나 결론에 질적인 차이는 없으므로 이는 무시하기로 한다. 또 1인당 資本스톡變數 외에 人的資本이나 技術進步變數 등이 별도의 運動方程式을 갖고 움직이는 경우에는 制約式에 이들을 더 추가하면 되는데, 이들에 대한 설명은 그러한 制約이 가해지는 個別模型의 설명시에 별도로 언급하기로 한다.

앞의 최적화 문제에 대한 經常値(current value) Hamiltonian equation은 아래와 같이 정의된다.[18]

$$H(k,\cdots,c,\lambda) = U(c) + \lambda[f(k,\cdots) - c] \cdots (3.5)$$

이 식으로부터 유도되는 一階의 條件(first order conditions)은

16) 외부효과가 있을 경우에는 사회계획자와 개별 경제주체의 행태 사이에 차이가 발생할 수 있으며 사회적 최적화가 이루어지지 않을 수도 있다. 이에 대해서는 뒤에 다시 언급한다.

17) 이와 같은 동태적 최적화문제는 이외에도 변분미적분법(calculus of variations)이나 동태계획이론(dynamic programming)을 이용할 수도 있으나 어느 방법을 이용해도 그 해는 동일하다. Intriligator(1971) 참조.

18) 시점 0에 있어서의 현재치(present value) Hamiltonian equation 대신 경상치 Hamiltonian equation을 이용하는 주된 이유는 이렇게 함으로써 이 모형을 時間獨立的(autonomous)으로 만들고 따라서 분석에 있어서 위상도(phase diagram)를 이용할 수 있기 때문이다.

$$U'(c) = \lambda \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3.6)$$

$$\dot{\lambda} = -\lambda f_k(k,\cdots) + \rho\lambda \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3.7)$$

가 된다. 상기식에서 λ는 k의 증분에 대한 의사가격(shadow price)를 의미하는 것이므로 식 (3.6)은 生産物이 限界的으로 그 두가지 용도, 즉 消費와 資本蓄積에 있어서 동일한 가치를 지녀야 한다는 것을 의미한다. 또 식 (3.7)은 의사가격 λ의 時間變化率을 나타내는 식이 된다. 식 (3.6)에 自然對數를 취하고 時間에 대하여 微分한 다음 식 (3.7)을 이용하면

$$U''(c)c/U'(c) = \dot{\lambda}/\lambda$$
$$= -[f_k(k,\cdots) - \rho] \cdots (3.8)$$

를 얻게 된다. 그런데 이 식을 앞서의 代替彈力性 계수를 이용하여 바꿔 쓰면 아래와 같이 나타나는데, 1인당 消費增加率을 나타내는 이 식 (3.9)가 經濟의 동태적 경로를 결정하는 가장 기본적(fundamental)인 식이 된다.

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma}[f_k(k,\cdots) - \rho] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3.9)$$

식 (3.9)가 經濟의 동태적 경로를 결정하는 기본식이 되는 이유는 뒤에 밝혀지듯이(식 (3.13) 참조) 經濟의 長期均衡을 의미하는 定常狀態[19](steady state)에서 윗식이 정의하는 1인당 消費增加率이 1인당 資本의 증가율은 물론 經濟成長率을 일의적으로 규정해 버리기 때문이다. 즉 定常狀態에서 消費增加率이 멈춰지게 되면 實物資本의 증가율과 經濟成長率도 동시에 멈추게 되고 消費增加率이 일정 수준을 유지하게 되면 나머지도 일정 수준의 증가율을 유지하게 된다.

이제 식 (3.9)가 의미하는 바를 살펴보면 우선 1인당 消費의 증가율은 資本의 限界生産性과 時間選好率의 차에 대체탄력성을 곱한 것과 같다는 것이다. 그리고 이러한 關係는 지금까지 우리가 生産函數나 效用函數에 아주 경미한 制約(生産函數의 동차성과 대체탄력성 불변)밖에는 가하지 않았기 때문에 모든 成長模型에서 항상적으로 성립한다. 즉 新古典派 成長模型에서는 물론 후술하는 內生的 成長模型들 모두에서 예외없이 上記關係가 성립하는데, 이러한 점에서 식 (3.9)가 의미하는 바를 좀더 깊이 음미하는 것이 뒤따르는 模型들을 이해하는 데 절대적인 도움이 된다.[20]

19) 定常狀態를 여기서는 내생변수들이 時間의 경과에 관계없이 일정률로 변화하는 상태라고 정의하기로 한다. 定常狀態를 이같이 변화율의 불변상태로 정의하는 것은 종래의 많은 동태분석 문헌들에서 흔히 써오던 정의, 즉 변화율=0라는 정의와는 다른 것이라는 점에 유념할 필요가 있는데 이에 관해서는 뒤에 다시 언급하겠다.

20) 사실상 대체탄력성 불변이나 동차성에 대한 가정은 뒤에 나오는 개별 모형들과의 외견상의 유사성을 가능한 한 유지함으로써 이 글에서 사용하는 부호(notation)의 개수를 최소화하고 설명을 용이케 하기 위한 것일 뿐 질적인 결론을 일정한 방향으로 유도하기 위한 것은 아니다. 대체탄력성 불변의 가정을 완화하게 되면 식 (3.9)에서 σ가 消費水準의 函數인 $\sigma(c)$의 형태로 바뀔 뿐 다른 것은 변하지 않으며, 生産函數의 동차성을 완화하게 되면 소문자 k가 대문자 K로 바뀌고 대신 時間選好率 ρ가 時間選好率과 인구증가율의 합으로 나타나게 될 뿐이다.

윗식에 의하면 消費增加率은 資本의 生產性이 높을수록 그리고 消費者의 時間選好率이 낮을수록 높아진다. 이 模型에서 資本의 生產性이란 한 단위의 消費節減으로 다음기에 얻을 수 있는 산출량의 증분을 의미하므로 資本의 限界生產性이 높을수록 現在消費를 줄여서 未來消費를 그만큼 높이는 것이 전체 효용을 증가시키는 데 도움이 된다. 또 未來消費를 중요하게 여길수록(즉 ρ값이 낮을수록) 未來消費가 상대적으로 높아진다는 결론도 우리의 직관에 합치한다. 식 (3.9)는 또한 消費의 時間간 代替彈力性이 높을수록(σ값이 낮을수록) 消費增加率이 높아지리라는 것을 말하고 있는데, 代替彈力性이란 각 시점의 효용단위로 측정한 現在와 未來消費간 대체의 용이성을 의미하므로 이 결론도 또한 지극히 자연스러운 것이라고 할 수 있다.

이제 식 (3.9)의 보다 본질적인 의미를 살펴보기로 하자. 위에서 消費增加率은 資本의 限界生產性과 時間選好率과의 차에 비례한다고 하였다. 그런데 윗식에서 보면 時間選好率은 포지티브한 값을 갖는 상수인데 반해 資本의 限界生產性은 資本을 포함한 각 독립변수들의 函數이다. 따라서 資本의 限界生產性은 이들 독립변수들의 값에 따라 변하게 되며 이에 따라 1인당 消費增加率도 변하게 된다. 그리고 바로 이 점이 成長模型의 동태적 성격은 生產函數를 어떻게 정식화하느냐에 의존하게 된다는 명제의 이유이다.

이제 가장 간단한 경우로 다음과 같은 1차동차의 Cobb-Douglas 生產函數, $Y=F(K, L)=aK^{\alpha}L^{1-\alpha}(0<\alpha<1)$를 보자. 이를 1인당 산출을 나타내는 식으로 바꾸면 $y=f(k)=ak^{\alpha}$가 되고, 限界生產性은 $f_k=\alpha ak^{\alpha-1}$가 된다. 논의를 쉽게 하기 위해 위와 같은 關係를 그림으로 표시해 보면 [圖 3]과 같다.

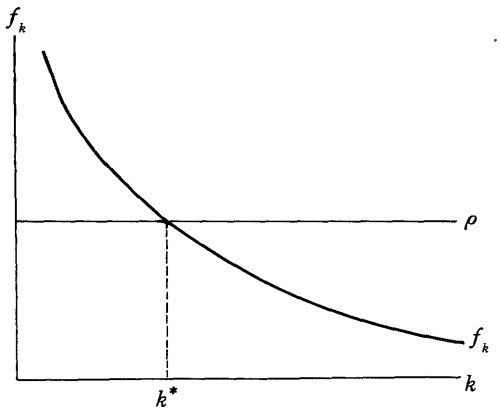
먼저 ρ는 k와 무관하므로 수평선으로 나타난다. 그리고 資本의 限界生產性은 收穫遞減을 반영하여 k에 대하여 減少函數가 되며 궁극적으로 0에 접근한다. 두 선은 k^*에서 서로 만나게 되는데, 이 값이 長期均衡에서의 資本裝備率이 되며 이때의 1인당 消費增加率은 0이 된다.[21]

이제 [圖 3]에서 어떠한 이유에서든 資本의 限界生產性이 持續的으로 遞減하지 않고 ρ보다 큰 어떤 값에 수렴한다고 해보자. 이 경우엔 [圖 4]에 나타나 있는 바와 같이 資本의 限界生產性과 時間選好率 사이에 항상 양의 격차가 유지되며 따라서 消費는 끊임없이 영속적으로 증가한다. 이같은 결과를 얻을 수 있는 가장 간단한 예가 위의 生產函數에서 $\alpha<1$ 대신 $\alpha=1$을 가정하는 것인데,[22] 이때는 資本의 限界生產性이 a로서 항상 일정하며 $a>\rho$이면 消費는 감소됨이 없이 일정률로 증가하게 된다.

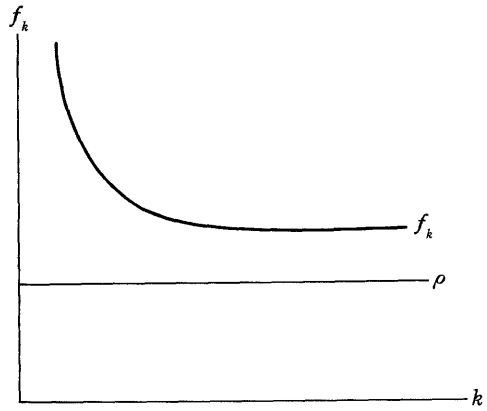
21) 消費增加率은 限界生產性 곡선과 時間選好 수평선과의 수직거리에 대체탄력성 $1/\sigma$를 곱한 것과 같다.

22) 이것이 Rebelo(1990)가 사용하고 있는 내생적 成長模型에 있어서의 生產函數이다.

[圖 3]



[圖 4]



위의 결과를 內生的 成長理論의 특성과 연관지어 보면 전자, 즉 資本의 限界生產性이 持續的으로 遞減하는 경우가 新古典派의 成長理論이 되며, 후자 즉 資本의 限界生產性이 遞減하지 않는 경우(최소한 長期均衡에서는)가 內生的 成長理論이 된다. 물론 개개의 內生的 成長模型에서 資本의 限界生產性이 遞減하지 않고 불변으로 유지되는 이유는 조금씩 다르지만 궁극적으로 資本의 限界生產性이 양수값을 지녀야 한다[23]는 점에서는 공통이며, 이러한 條件이 없이는 消費 및 經濟成長率이 持續的으로 양수값을 유지할 수 없기 때문에 이 條件이 持續成長을 위한 필요불가결한 條件이 된다.[24]

앞에서 식 (3.9)가 항상 성립한다고 말하였다. 그리고 지금까지는 항상 성립한다는 서술의 뜻을 모든 成長模型에서 성립한다는 것으로 해석하였다. 그러나 항상 성립한다는 서술에는 이 밖에 또 하나의 뜻이 담겨 있는데, 그것은 상기식이 모든 時間, 즉 模型의 長期均衡을 나타내는 定常狀態(steady state)에서뿐 아니라 그 定常狀態에 이르기까지의 과도기(transitional period)에서도 동일하게 성립한다는 것이다. 이것은 식 (3.9)를 유도하는 과정에서 定常狀態라는 制約을 한번도 가하지 않았기 때문인데, 이제 定常狀態에서는 消費增加率(이를 상수 γ_c로 표기하자)이 일정해야 한다는 制約을 가하고 식 (3.9)를 변형하면

$$f_k(k,\cdots) = \sigma\gamma_c + \rho \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3.10)$$

가 된다. 즉 定常狀態에서는 資本의 限界生產性은 일정하며 그 값은 $\sigma\gamma_c + \rho$와 같다.

지금까지는 최적화문제의 一階條件에서 유도되는 식 (3.9)가 갖는 成長模型內에서의 의미를 살펴보았다. 그러나 전체 模型의

23) "The marginal product of capital should be bounded below by a sufficiently high positive number." Srinivasan(1993), p. 7.

24) 이러한 이유에서 Jones and Manuelli(1990)은 내생적 成長模型과 외생적 成長模型의 수학적인 차이를 $\lim_{k\to\infty} f_k(k) = 0$라는 條件의 성립 여부로 정의하고 있다.

해를 구하기 위해서는 여기에 資本蓄積式 (3.3)을 함께 고려해야 하는데, 이하에서는 이 制約式이 갖는 의미를 간단히 살펴보고 본절을 마치기로 한다. 식 (3.3)을 L로 나누어 1인당 표현인 $k=f(k,\cdots)-c$로 바꾼 다음 다시 k로 나누어 k의 成長率을 나타내는 식으로 변형하면

$$\frac{\dot{k}}{k}=\frac{f(k,\cdots)}{k}-\frac{c}{k} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3.11)$$

가 된다. 여기에 모든 成長模型이 Cobb-Douglas流의 彈力性不變 生産函數를 사용하고 있음을 감안하여 그러한 制約을 가하면 상기식의 우변 첫항인 資本의 平均生産性은 限界生産性의 상수배가 된다. 즉 산출의 資本投入에 대한 彈性値를 ς라고 할 때,

$$\frac{f(k,\cdots)}{k}=\frac{1}{\varsigma}f_k(k,\cdots) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3.12)$$

이다. 그런데 定常狀態에서는 f_k가 식 (3.10)과 같이 상수로 주어지므로 資本의 平均生産性도 定常狀態에서 불변이다. 이같이 定常狀態에서 일정한 값을 갖는 항들을 한변에 정리하고 自然對數를 취한 다음 時間에 대하여 微分하면(定常狀態에서의 k증가율을 γ_k로 표시한다.)

$$\gamma_c=\gamma_k=\gamma \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3.13)$$

즉 定常狀態에서 1인당 消費增加率과 資本增加率은 같아지게 된다. 우리는 이미 앞에서 消費增加率을 결정하는 식 (3.9)가 模型의 동태경로를 결정하는 근본적인 식이라는 서술을 하였거니와 그 근거의 일부는 상기식 (3.13)에서 얻어진다. 즉 定常狀態에서 消費增加率은 資本의 증가율과 같고 이들은 다시 經濟成長率과 같다.[25] 그리고 뒤에 밝혀지듯이 이 두 개의 成長率이 얻어지면 나머지 변수(人的資本이나 技術스톡 등)들의 변화율은 消費, 資本의 공통증가율과 같거나 동 증가율의 간단한 변형으로 표현된다.

식 (3.12)의 關係를 가정하면 定常狀態下에서의 貯蓄率(또는 投資率)도 쉽게 구할 수 있다. 즉 貯蓄率 s는

$$s=\frac{k}{y}=\frac{\dot{k}}{k}\frac{k}{y}=\frac{\dot{k}}{k}\frac{k}{f(k,\cdots)}=\frac{\gamma\varsigma}{\sigma\gamma+\rho} \cdots (3.14)$$

로 나타난다. 이에 의하면 貯蓄率은 특히 ρ와 σ의 函數로 나타나는데, 즉 사회구성원의 참을성이 높을수록(ρ값이 낮을수록), 그리고 두 시점간의 消費代替가 용이할수록(σ값이 낮을수록) 貯蓄率이 높다.

지금까지 內生的 成長模型의 일반적인 구조와 특성들을 模型의 일반해를 구하는 순서를 따라 조감하여 보았다. 여러번 강조한 바와 같이 成長模型간의 본질적인 차이는 生産函數를 어떻게 정식화하느냐에, 좀더 구체적으로는 生産函數에서 도출되는 資本의 限界生産性 函數가 定常狀態에서 어떠한 모습을 지니느냐에 달려 있다. 그리고 그

25) 資本의 平均生産性이 불변이라는 것은 $f(k,\cdots)/k=$상수, 즉 $\dot{f}/f-\dot{k}/k=0$라는 것을 의미하므로 定常狀態에서 經濟成長率과 資本의 증가율은 같아진다.

구체적인 결과는 식 (3.9)에 의해 표현되는 消費增加率의 결정식에 나타나게 된다. 따라서 이하 개별 模型을 살피는 데 있어서는 각 模型에서 資本의 限界生產性函數가 어떤 특성을 지니는가에 초점을 맞추면서 서술해 가기로 한다.

Ⅳ. 代表的인 內生的 成長模型

1. Rebelo(1990) 模型

內生的 成長模型 중 가장 간단한 것은 Rebelo(1990) 模型이다. 앞서 잠깐 언급한 바와 같이 이 模型은 生產函數를

$$Y = aK \quad \cdots\cdots (4.1)$$

로 설정하고 있는데, 이 경우 資本의 限界生產性은 a가 되어 時間에 관계없이 항상 일정하다. 따라서 消費[26]는 식 (3.9)에 의해 $\sigma^{-1}(a-\rho)$의 率로 항상 일정하게 成長한다. 資本의 蓄積式은

$$\dot{K} = aK - C \quad \cdots\cdots (4.2)$$

가 되는데 資本의 限界生產과 平均生產이 a로 동일하므로 (3.13)의 결과, 즉 消費增加率과 資本增加率이 같아진다는 결론이 쉽게 유도된다. 또 $Y=aK$에서는 $\dot{Y}/Y = \dot{K}/K$가 되므로 經濟成長率은 資本의 成長率과 같다.

이같이 매우 간단한 구조를 지니고 있는 Rebelo 模型이 주목을 받는 이유는 이 모델이 지니고 있는 현실적 적합성보다는 뒤에 설명할 Barro(1990)나 Arrow(1962), Romer(1986) 模型이 궁극적으로 $Y=aK$라는 單純模型으로 환원될 수 있기 때문이다. 즉 이들 模型에서는 人口增加라든가 技術進步 등 외생적인 成長의 엔진을 도입하지 않고도 오직 資本蓄積 하나만에 의해 영속적 成長이 도출되는데 그러한 模型의 공통적인 특성은 生產函數가 資本에 대하여 收穫不變(constant returns)을 가진다는 점이다. 바꾸어 말하면 식 (4.2)로 표현되는 資本의 再生產方程式이 資本스톡에 대하여 線型이라는 특징을 갖는다는 것이다.

이러한 결과는 앞서의 식 (3.9)를 고려할 때 당연한 것이기도 하다. 즉 앞에서 본 Rebelo나 뒤에 설명할 Barro, Arrow-Romer 模型은 生產函數가 궁극적으로 k만의 函數로 환원되는 구조를 가지고 있다. 그리고 永續成長을 위해서는 資本의 限界生產性이 持續的으로 遞減하여 0에 수렴하지 않고 定常狀態에서 양의 값을 가져야 한다. 그런데 이를 만족시키는 하나의 간단한 방법은 k에 대한 線型函數를 가정함으로써 資本의 限界生產性이 항상 0보다 큰 수준에 고정되어 있도록 하는 것이다. 만일 이와 달리 $y=f(k)=k^{\alpha}$이고 $\alpha<1$인 경우에는 資本

26) 生產函數를 K만의 函數로 설정하였기 때문에 L은 사상되어 있으며 따라서 1인당 消費와 全體消費간의 구분이 없다.

의 限界生産性이 $\alpha k^{\alpha-1}=\alpha(1/k)^{1-\alpha}$로 나타나 資本이 커질수록 감소하다가 궁극적으로 0에 접근하게 될 것이다.

이같은 關係는 식 (4.2)를 이용하여 약간 다른 시각에서 해석해 볼 수 있다. 식 (4.2)는 이 模型에서 成長의 엔진으로 사용하고 있는 資本이라는 변수의 蓄積方式을 나타내는 식인데 변수의 時間變化率이 그 변수 수준(level)의 線型函數로 되어있다. 그러나 뒤에 밝혀지듯이 이러한 關係는 永續成長이 人的資本이나 技術進步 등에 의해 초래되는 경우에도 동일하게 성립해야 한다. 즉 內生的 成長模型에서 永續成長이 가능해지기 위해서는 그 成長의 동인이 어디로부터 오든 당해 동인변수의 時間變化率이 그 변수수준의 線型函數만으로 나타나야 한다. 즉 成長動因 변수 자체가 일정률로 成長하는 특성을 지니고 있어야 한다.[27]

이 模型은 그 단순성으로 인해 消費와 資本스톡의 時間經路에 대한 명시적인 解가 가능하다. 먼저 消費는 항상 일정률($\gamma=(a-\rho)/\sigma$)로 成長하므로 $c(t)=c(0)e^{\gamma t}$로 나타낼 수 있다. 다음 資本스톡의 경우에는 위의 消費方程式을 식 (4.2)에 대입하고 적분인자 e^{-at}를 이용하여 적분하면

$$k(t)=(k(0)-\frac{c(0)}{a-\gamma})e^{at}+\frac{c(0)}{a-\gamma}e^{\gamma t}$$
$$=\alpha e^{at}+\beta e^{\gamma t} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.3)$$

가 된다. 이들 변수를 transversality condition에 대입하여 정리하면

$$k(t)U'(c(t))e^{-\rho t}=(\alpha+\beta e^{(\gamma-a)t})c(0)^{-\sigma} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.4)$$

가 되는데 이 값이 時間이 무한대로 갈 때 0이 되기 위해서는 다음의 두가지 條件, 즉 ①$\gamma-a=[a(1-\sigma)-\rho]/\sigma<0$, 즉 $[a(1-\sigma)-\rho]<0$과 ②$\alpha=0$가 성립해야 한다. 그런데 이중 ①은 效用의 有限性(bounded utility)을 확보하기 위한 條件과 일치한다. 이들 條件을 식 (4.3)에 적용하면 $k(t)=[c(0)/(a-\gamma)]e^{\gamma t}$로서 k도 모든 時間 t에서 c와 같은 率로 일정하게 成長한다.

2. Barro(1990) 模型

Barro(1990) 模型은 經濟成長을 정부의 재정활동에 연계시킨 模型이다. 模型의 기본가정은 生産函數가 정부지출(g)과 資本스톡(k)의 각각에 대해서는 收穫遞減을 보이지만 양변수를 함께 고려할 때는 收穫不變을 보인다는 것이다.

$$y=f(k,g)=ak^{1-\alpha}g^{\alpha} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.5)$$

이 간단한 生産函數의 변형이 永續成長을 낳게 되는 것은 政府支出이 단순히 외생적으로 주어지지 않고 전체 所得의 函數로 주

27) 이렇게 볼 경우 내생적 成長模型과 외생적 成長模型과의 구분은 사실상 모호해진다. 왜냐하면 Solow의 成長模型에 있어서도 人口成長이나 技術進步가 일정률로 이루어질 경우 永續成長이 일어나기 때문이다. 이에 대해서는 뒤에 다시 언급하게 될 것이다.

어짐으로써 궁극적으로 生産函數가 k의 線型函數로 바뀌기 때문이다.[28] 즉 財政은 항상 均衡을 유지하며 정부지출은 生産物에 대하여 일정률(τ)로 부과되는 所得稅로 전액 충당된다는 條件이 이 模型의 필수적인 가정이 된다.

$$g = y = ak^{1-\alpha}g^{\alpha} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.6)$$

이 경우 資本蓄積式은, 生産된 것 중 所得稅를 제외한 나머지가 消費와 投資에 배분되므로

$$\dot{k} = (1-\tau)ak^{1-\alpha}g^{\alpha} - c \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.7)$$

가 된다. 개별 經濟主體들은 動態制約式 (4.7)하에서 그들의 效用을 극대화하기 위한 최적 消費經路를 택하게 되는데, Barro는 여기에서 개별 經濟主體들 각각은 사회의 극히 작은 부분을 점하기 때문에 그들의 消費經路를 선택할 때 정부지출은 주어진 것으로 본다는 가정을 도입하고 있다. 그러나 개별주체들이 生産을 늘릴 때 國民經濟 전체의 所得이 늘고 늘어난 所得은 다시 所得稅를 통하여 정부지출을 증가시킴으로써 所得을 늘리는 등 일종의 외부효과(external economies)를 갖게 되는데, 이같은 외부효과로 인해 競爭市場均衡이 최적이 되지 못하는(suboptimal equilibrium) 결과를 낳는다. 이에 대해서는 뒤에 다시 상술하겠다.

일단 정부지출을 주어진 것으로 간주하고 Hamiltonian equation을 설정하여 一階의 條件을 구한 다음 식 (3.9)와 같은 消費增加率式을 구해 보면

$$\frac{\dot{c}}{c} = \gamma_c = \sigma^{-1}[(1-\tau)a(1-\alpha)(g/k)^{\alpha} - \rho] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.8)$$

가 된다. 여기에 均衡條件인 정부의 豫算制約式 $g=\tau y$로부터

$$g/k = (a\tau)^{1/(1-\alpha)} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.9)$$

를 구하여 이를 식 (4.8)에 대입하면

$$\frac{\dot{c}}{c} = \gamma_c = \sigma^{-1}[(1-\alpha)(1-\tau)a^{1/(1-\alpha)} \cdot \tau^{\alpha/(1-\alpha)} - \rho] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (4.10)$$

이 얻어진다. 예상했던 대로 資本의 限界生産性은 時間에 대해 불변으로 나타나고 있으며 따라서 消費增加率도 일정률을 유지하고 있다. 이 生産函數에서는 資本의 平均生産性이 限界生産性에 비례하므로 資本蓄積式의 양변을 k로 나누고 自然對數를 취한 다음 時間에 대하여 微分하면 資本增加率이 消費增加率과 같아진다는 (3.13)의 결과는 쉽게 얻어진다. 또 定常狀態에 있어서의 貯蓄率은

$$s = \frac{\dot{k}}{k}\frac{k}{k} = \gamma\frac{k}{ak^{1-\alpha}g^{\alpha}} = \frac{\gamma}{a}\left(\frac{k}{g}\right)^{\alpha} = \gamma\tau^{\frac{-\alpha}{1-\alpha}}a^{\frac{-1}{1-\alpha}} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.11)$$

28) 즉 식 (4.6)을 g에 대하여 풀면 $g^{\alpha} = (\tau a)^{\alpha/(1-\alpha)}k^{\alpha}$가 되고 이를 다시 식 (4.5)에 대입하면 $y = ka^{1/(1-\alpha)}\tau^{\alpha/(1-\alpha)}$가 되어 y는 k의 1次函數가 된다.

가 된다. 그리고 통상의 有限 效用條件(bounded utility condition)은

$$\lim_{t\to\infty} e^{-\rho t}c(t)^{1-\sigma} = \lim_{t\to\infty} e^{-\rho t}c(0)e^{\gamma(1-\sigma)t}$$
$$= \lim_{t\to\infty} c(0)e^{[\gamma(1-\sigma)-\rho]t} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.12)$$

로서 $\rho > \gamma(1-\sigma)$이면 상기 극한값이 0이 되고 따라서 效用函數는 유한하게 된다.

지금까지는 개별 經濟主體가 그들의 生産에 관한 결정이 공공지출의 수준에 영향을 미치지 않으리라는 기대하에 최적 投資決定을 하는 것으로 간주하였다. 그러나 앞서 말한 外部經濟의 效果를 인지하는 사회계획자는 外部經濟效果를 내부화하여 최적 投資決定을 내려야 할 것이므로 豫算制約式(4.6)을 미리 대입한 Hamiltonian으로부터 一階條件을 구해야 한다. 이 경우 새로운 Hamiltonian은

$$H = \left(\frac{c^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}\right) + \lambda\left[(1-\tau)ka^{\frac{1}{1-\alpha}}\tau^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}\right] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.13)$$

가 된다. 앞에서와 동일한 방법으로 一階의 條件을 구하고 대입하는 과정을 거치면 다음과 같은 '計劃經濟下의 成長率'이 구해진다.

$$\frac{\dot{c}}{c} = \gamma_c = \sigma^{-1}\left[(1-\tau)a^{1/(1-\alpha)}\tau^{\alpha/(1-\alpha)} - \rho\right. \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.14)$$

상기 결과를 (4.10)과 비교해 보면 $0<\alpha<1$이므로 競爭市場 成長率이 計劃經濟의 成長率보다 낮다는 것이 분명해진다. 즉 消費와 投資에 관한 결정이 개별적으로 이루어지는 經濟에 있어서는 한 經濟主體의 生産이 자기자신은 물론 다른 經濟主體들의 生産을 추가적으로 더 늘릴 수 있게 하는 외부효과가 무시됨으로써 過多消費와 過少貯蓄이 이루어지며 따라서 成長率이 낮아지게 된다.

이 模型에서 經濟의 영속적 成長을 가능케 하는 것은 정부활동이다. 민간 개인이 한 단위의 所得을 貯蓄하여 實物資本을 蓄積할 때마다 정부도 이에 상응하여 추가적인 요소를 生産過程에 투입하게 되고 이것이 資本의 限界生産性이 遞減하는 것을 방지토록 하는 역할을 한다. 따라서 民間經濟 주체들은 投資에 대한 수익률이 遞減하는 것을 염려하지 않고 영구하게 일정한 率로 投資할 수 있게 되는 것이다.

3. 學習效果, 外部經濟 및 規模의 經濟(Arrow(1962), Romer(1986) 模型)

內生的 成長模型의 효시라고 할 수 있는 Romer(1986)는 資本의 限界生産性 遞減의 문제를 Arrow(1962)와 Sheshinski(1967)의 방법을 도입하여 개별기업수준에서는 규모에 대한 收益不變이 적용되지만 經濟全體로서는 규모에 대한 수익이 점증하는 것으로 가정함으로써 해결하고 있다. 즉 규모에 대한 수익이 증가할 경우 앞서 말한 바와 같이 투입요소에 대한 限界生産物의 총화가 전체 生産物을 초과하게 되고, 따라서 이러한 체제하에서는 경쟁적 市場均衡이 성립할

수 없게 된다. 따라서 Arrow-Romer는 규모의 經濟가 기업의 의사결정에 대하여 외부적(external)인 것으로 가정하는 방식을 취하고 있는데, 이같은 방법은 이미 Marshall이 個別企業과 기업의 집합으로 형성되는 産業간의 外部經濟問題를 설명할 때 도입하였던 설명기법이기도 하다.

Arrow는 지식의 습득, 즉 학습과정은 작업과정과 연관되어 있다고 가정한다. 그리고 그는 "새로운 기계가 生産過程에 투입될 때마다 生産이 일어나고 있는 작업환경의 변화가 초래되며 따라서 새로운 학습이 일어난다(p. 157)"고 보아 작업경험이 증가하는 것을 나타내는 지표로 投資를 들었다. 이 경우 경험의 蓄積은 投資의 蓄積分에 비례하게 되고 따라서 蓄積된 경험을 나타내는 지표로서 資本스톡을 이용하는 것이 가능해지게 된다.

좀더 구체적으로 개별 기업 i의 生産函數가 그 기업이 소유하고 있는 資本스톡 $K_i(t)$와 각 시점에서의 기술수준 $A(t)$에 의해 수정된 勞動投入 $L_i(t)$의 函數라고 해보자.[29]

$$Y_i(t) = F(K_i(t),\ A(t)L_i(t)) \cdots\cdots (4.15)$$

다음으로 경험은 모든 기업들의 과거에서 현재까지의 投資의 합, 즉 資本스톡과 같으며

$$G(t) = \int_{-\infty}^{t} I(v)dv = \kappa(t)$$

경험과 기술수준과의 關係는 아래 식과 같은 關係를 갖는다고 가정해 보자.

$$A(t) = \kappa^{\eta},\ (\eta < 1)$$

이같은 關係를 반영하여 生産函數를 고쳐쓰면

$$Yi = F(K_i,\ L_i,\ \kappa) = K_i^{\beta} L_i^{1-\beta} \kappa^{\eta}$$

가 되어 κ를 고정시키고 보면 K와 L의 收益不變이 되지만 세가지 투입을 동시에 고려할 때는 收益遞增이 된다. 기업의 수(편의상 인구수와 같다고 가정하자) L은 큰 양의 정수이며 개별 기업은 그들 개별기업이 가지고 있는 資本스톡의 합이 전체 資本스톡이 됨에도($\kappa = Lk$) 실제 意思決定過程에서는 集計資本스톡이 주어진 것으로 본다고 가정한다. 물론 이같은 가정은 Barro 模型에서와 마찬가지로 市場競爭均衡을 최적상태에서 벗어나게(suboptimal) 하는 外部經濟를 일으키며 따라서 計劃經濟의 成長率이 더 높게 되는 결과를 초래할 것이다. 상기 生産函數를 모든 기업들에 대해 합하고 1인당 표현으로 바꾸면

$$y = k^{\beta}\kappa^{\eta} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.16)$$

이 된다. 또 資本制約式은 $\dot{k} = k^{\beta}\kappa^{\eta} - c$가 된다. 따라서 Hamiltonian과 그로부터 도출되는 一階의 條件은

$$H = \left(\frac{c^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}\right) + \lambda(k^{\beta}\kappa^{\eta} - c) \quad \cdots\cdots (4.17)$$

$$c^{-\sigma} = \lambda \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.18)$$

29) 즉 技術進步는 뒤에 설명하는바 Harrod 중립적인 형태를 취한다.

$$\dot{\lambda} = \rho\lambda - \lambda(\beta k^{(\beta-1)}\kappa^{\eta}) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.19)$$

가 된다. 다시 한번 위에서 여러번 사용해 온 방법에 따라 式 (4.18)과 (4.19)를 변형하고 여기에 資本市場 均衡條件 $\kappa = Lk$를 가하면

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma}(\beta k^{\beta+\eta-1}L^{\eta} - \rho) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.20)$$

을 얻는다. 이는 앞서 말한 바와 같이 消費增加率은 資本의 限界生產性과 時間選好率의 차에 비례한다는 일반명제의 구체적인 표현에 불과하다. 한가지 재미있는 점은 다른 條件이 동일하다면 인구규모가 큰 나라가 높은 成長率을 보일 것이라는 함의를 지닌다는 점인데, 이같은 '人口規模 效果'(scale effect)는 A. Smith가 말하는 '分業의 범위는 市場規模에 의해 결정된다'는 명제를 반영하는 것으로 해석할 수도 있을 것이다. 그러나 실제 국제비교 자료를 보면 人口規模와 成長率간에는 별 關係가 없는 것으로 나타나고 있어 정당화하기 힘든 함의라고 여겨진다. 數學的으로 보아 이러한 결론이 도출되는 이유는 외부효과가 總資本스톡에 의해 영향을 받는다는 가정 때문인데, 總資本스톡 대신 平均資本스톡을 쓰면 成長率은 $\gamma = (\beta k^{\beta+\eta-1} - \rho)/\sigma$가 되어 인구규모에 의한 영향은 받지 않게 된다.[30]

이제 보다 본질적인 문제로서 이 模型에서 永續成長[31]이 일어날 수 있는 條件에 대해서 살펴보자. 만일 $\beta+\eta<1$이면 이 模型은 Ramsey-Cass-Koopman 模型과 동일한 결과를 갖는다. 즉 資本의 限界生產性은 持續的으로 遞減하며 따라서 成長은 資本의 限界生產性이 割引率과 같아지는 점에서 멎게 된다. 이 결론은 收穫遞增이 반드시 永續成長을 가져오지는 않는다는 것을 의미하는 것으로서 持續的인 成長이 이루어지기 위해서는 $\beta+\eta=1$이 되어야 하며 이 경우에 이 模型은 Rebelo 模型과 같아지게 된다.[32] Romer(1986)는 만일 $\beta+\eta>1$인 경우에는 成長率이 持續的으로 높아지게 된다는 것을 보이고 있다.

Barro 模型에서와 마찬가지로 外部經濟가 있는 이 模型에서는 競爭市場均衡과 사회적 最適均衡 사이에 괴리가 발생한다. 즉 사회계획자는 개별 기업들이 投資를 할 경우 이것이 사회전체의 기술수준을 높여 經濟全體가 보다 높은 효용수준에 도달할 수 있음을 인지하고 있으므로 이에 맞게 사회적 最適投資量을 결정하게 될 것이다. 이 경우에 計劃經濟成長率은 경쟁시장 成長率

30) 그러나 Lucas(1988)가 지적하고 있듯이 외부효과의 범위를 논하는 데 있어서 정치적인 국경개념을 그대로 사용하는 데는 문제가 있을 수 있다. 경제적으로 의미있는 시장규모나 외부경제의 범위는 경제활동의 교호작용이 밀접하게 일어나는 범위에 의해 규정되어야 할 것인바, 이러한 범위가 국경과 반드시 일치하지는 않을 것이다.

31) 이 모형에서 經濟成長率과 消費增加率, 그리고 資本스톡增加率이 서로 같아진다는 것은 간단히 증명할 수 있다.

32) Rebelo 모형의 a를 βL^{η}로 바꾸어 놓은 것과 동일한 결과가 된다.

보다 높은

$$\gamma = \sigma^{-1}[(\beta+\eta)k^{\beta+\eta-1}L^{\eta}-\rho] \quad \cdots\cdots(4.21)$$

가 된다.

지금까지는 持續的 成長이 資本蓄積에 의해 이루어지는 模型을 살펴보았다. 이 경우 成長이 동인이 되는 資本의 동태적 蓄積式은 모두 資本스톡의 시간변화율이 資本스톡 수준에 대하여 線型으로 나타나는 關係를 유지함을, 바꿔 말하면 生産函數가 資本에 대하여 收穫不變의 關係를 가짐을 보았다. 본절의 서두에서 살펴보았듯이 持續的 成長이 이루어지기 위해서는 資本의 限界生産物의 극한값이 0보다 커야 하는데, 이같은 限界生産物 불변을 확보하는 방법으로서 이들 模型은 生産函數가 궁극적으로 資本의 1次函數로 환원되는 模型을 설정하고 있는 것이다. 이하에서는 資本蓄積에 의해서가 아니라 技術進步나 人的資本의 蓄積에 의해 持續成長이 일어나는 模型들을 살펴보기로 한다. 이 경우에는 成長의 동인이 資本으로부터가 아니라 다른 요소들로부터 오기 때문에 生産函數가 資本스톡에 대하여 특정 형태를 가질 필요는 없다. 다만 成長의 엔진으로 작용하게 될 각각의 동인들은 동태적으로 선형의 運動方程式을 가져야 한다는 점에서는 여전히 공통성을 유지하고 있다.

4. 研究開發(R&D)·技術進步 (Romer(1990)模型)

研究開發이나 技術進步로 經濟成長의 동인을 설명하는 문헌은 많고 그 역사도 깊다. 사실상 內生的 成長模型에 선행하는 Solow나 Ramsey-Cass-Koopman 模型에 있어서도 거의 유일한 成長의 엔진은 技術進步에서 찾아지고 있다고 볼 수 있다. 다만 이들 模型에 있어서는 技術進步率이 經濟內部에서 內生的으로 찾아지는 것이 아니라 외생적으로 주어지고 있다는 점에서 최근의 內生的 成長模型과 구별된다고 하겠다. 그러나 技術進步를 內生化하여 模型內에서 설명해 보려는 노력이 전무했던 것은 아닌데, 그 대표적인 것으로는 Shell(1966)을 들 수 있다.[33] 특히 Shell의 模型은, 영속적 成長을 도출해 내기 위해서는 앞서 말한바 成長의 동인이 되는 변수의 運動方程式이 특정 형태를 가져야 한다는 것을 극명하게 보여주는 것으로서 최근의 內生的 成長模型의 특성을 이해하는 데 중요한 基準模型이 될 수 있다. 이하 Shell의 模型을 간단히 살피고 이어서 그 변형이라고 할 수 있는 Romer 模型을 살핀다.

Shell 模型에 있어서 生産函數는

33) 앞에서 Arrow 모형을 資本蓄積에 의해 持續成長이 이루어지는 모형으로 분류했지만 이는 生産函數의 궁극적인 형태를 기준으로 나누었기 때문이다. 모형설정의 당초 동기를 기준으로 보면 이 모형도 技術進步를 내생화하고 있는 모형으로 보아야 할 것이다. 즉 技術進步는 경험의 函數이며, 경험은 蓄積된 투자의 函數가 된다.

$$Y = F(K,L,A) = A(t)\ F(K,L)$$

$$\text{또는 } y = A\ f(k) = Ak^{\beta} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (4.22)$$

로 표현될 수 있다.[34] 윗식에서 A는 매시점에서의 기술수준을 의미한다. 이 기술수준의 동태적 運動方程式은

$$\dot{A} = \theta\alpha y = \theta\alpha A k^{\beta} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.23)$$

로 주어진다. 즉 技術進步率은 기술개발에 투입되는 最終生產物의 函數이다. θ는 연구활동의 성공률을 나타내며, α는 總產出物 중 연구활동에 투입되는 產出物의 비중을 나타낸다. 뒤에 다시 설명하겠지만 기술스톡의 변화율이 그 스톡수준의 函數가 아니고 最終生產物 y의 函數라는 사실에 유의할 필요가 있다. 왜냐하면 바로 이 가정으로 인해 Shell 模型은 技術進步가 내생화되어 있음에도 불구하고 技術進步가 없는 新古典派 成長模型에서와 같이 定常狀態에서 均衡成長率이 0이 된다는 결과를 낳기 때문이다. 연구활동에 투입되고 남은 產出物은 消費와 投資에 다음과 같이 배분된다.

$$\dot{k} = (1-\alpha)y - c = (1-\alpha)Ak^{\beta} - c \cdots (4.24)$$

앞의 다른 模型에서와 마찬가지로 L은 고정되어 있으며 편의상 1로 가정한다. 이제 이 模型의 Hamiltonian과 一階條件들을 보면

$$H = \left(\frac{c^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}\right) + \lambda[(1-\alpha)Ak^{\beta} - c] + \mu[\theta\alpha A k^{\beta}] \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.25)$$

$$c^{-\sigma} - \lambda = 0 \Rightarrow -\sigma\frac{\dot{c}}{c} = \frac{\dot{\lambda}}{\lambda} \cdots\cdots\cdots\cdots (4.26)$$

$$-\lambda A k^{\beta} + \mu\theta A k^{\beta} = 0 \Rightarrow \lambda = \mu\theta \quad \cdots\cdots (4.27)$$

$$\dot{\lambda} = \rho\lambda - \lambda(1-\alpha)\beta A k^{\beta-1} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (4.28)$$

$$\dot{\mu} = \rho\mu - \lambda(1-\alpha)k^{\beta} - \mu\theta\alpha k^{\beta} \cdots\cdots\cdots (4.29)$$

가 된다. (4.26)과 (4.28)에서

$$\frac{\dot{c}}{c} = \gamma_c = \frac{1}{\sigma}[(1-\alpha)\beta A k^{\beta-1} - \rho)] \cdots (4.30)$$

라는 이제는 눈에 익은 消費增加率式을 얻고 식 (4.30)을 다시 변형하면

$$\frac{\sigma\gamma + \rho}{(1-\alpha)\beta} = Ak^{\beta-1} = yk^{-1} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (4.31)$$

을 얻는다. 식 (4.31)의 두번째 등식에 自然對數를 취하고 時間에 대하여 微分한 다음 定常狀態에서 消費增加率과 α가 일정이라는 條件을 이용하면 定常狀態에서는 $\gamma_y = \gamma_k$, 즉 成長率과 資本增加率이 같아진다는 결과가 도출되고, 식 (4.31)의 첫번째 등식에 같은 방법을 적용하면

34) 사실상 Shell은 生產函數를 $Y=F(K,L,A)$의 일반적인 형태로 표시하고 函數 $F(.\ )$가 K와 L에 대하여 규모불변을 보이며 資本의 限界生產性이 遞減한다는 일반적인 制約條件만을 가하고 있다. 또한 效用函數에 대해서도 구체적인 函數形態를 가정하고 있지 않은데, 이같은 연고로 그는 명시적인 최종해를 구하지 않고 위상도를 이용하여 균형의 특성만을 밝히고 있다.

이하에서 설명하는 Shell 모형은 당초의 모형을 그대로 재생한 것이 아니고 다른 모형들과의 비교를 용이하게 하기 위해 구체적인 函數形態를 가미하고 당초의 制約條件을 해치지 않는 범위에서 다소 변형한 것이다.

$$\gamma_A = (1-\beta)\gamma_k \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.32)$$

의 關係가 얻어진다. 또 定常狀態에서는 消費增加率과 資本增加率이 같아져야 하는데, 이같은 關係는 지금까지 해왔던 대로 資本制約式 (4.24)를 k로 나누고 여기에 식 (4.31)을 대입한 다음 自然對數, 그리고 時間에 대한 微分의 과정을 밟으면 구해진다.

지금까지는 消費, 資本, 總產出, 技術進步 등 각 변수의 成長率간의 關係式만을 도출했을 뿐 이들 成長率이 어떤 값을 갖게 되는지는 밝히지 않았다. 成長率의 구체적인 크기는 다음과 같이 구할 수 있는데, 먼저 (4.27)은 定常狀態에서 λ와 μ가 같은 率로 변화해야 함을 의미한다.[35] 따라서 $\dot{\lambda}/\lambda$와 $\dot{\mu}/\mu$를 각각 따로 구하여 양자를 等置시키면 γ_k를 구할 수 있게 된다. 먼저 $\dot{\lambda}/\lambda$는 식 (4.26)에서 쉽게 $-\sigma\gamma_c$임이 확인된다. 다음 $\dot{\mu}/\mu$는 식 (4.29)에 식 (4.27)을 대입하고 정리하면

$$\frac{\dot{\mu}}{\mu} = \rho - \theta k^{\beta} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.33)$$

로 단순화된다. 이제 양자를 등식으로 놓고 自然對數, 時間微分의 과정을 적용하면

$$-\sigma\gamma_c = \rho - \theta k^{\beta}$$

$$\beta\gamma_c = 0 \quad \Rightarrow \quad \gamma_k = 0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.34)$$

즉 成長率은 0이 된다.

技術進步가 내생화되어 있는 Shell 模型에서 長期均衡成長率이 0으로 나타난다는 사실은 당초의 기대에 비추어 매우 놀라운 것이다. 원래 Solow나 Ramsey-Cass-Koopman 模型들에서는 技術進步가 없을 때 成長率이 0에 수렴하였지만 技術進步가 외생적으로 주어질 때는 成長率이 技術進步率과 같아지는 결과를 보였다. 그런데 Shell의 模型에서는 技術進步가 模型內에 내생변수로 도입되었음에도 불구하고 定常狀態에서 여전히 成長率이 0에 귀착해 버리고 마는 것이다.

현실적으로 관측되는 持續的 成長의 예를 Solow流의 新古典派 成長模型에서는 技術進步로 설명해 왔다. 그러나 Shell 模型의 결론에 비추어 볼 때 그러한 설명은 타당성이 없어 보이기도 한다. 技術進步가 持續的 成長을 설명하는 것은 그 技術進步가 외생적으로 이루어지기 때문이며, 일단 技術進步가 내생화되면 持續的 成長의 가능성은 사라지게 된다는 것을 Shell의 模型이 시사하고 있기 때문이다.

Shell 模型에서 長期成長率을 0으로 몰고 가는 주범[36]은 앞에서 잠깐 언급했던 바와 같이 技術進步의 동태적 움직임을 정식화하고 있는 식 (4.23)이다. 즉 기술수준의 시

35) 지금까지 傳家의 寶刀처럼 사용해 온, 自然對數를 취한 다음 時間에 대한 微分을 취하는 방법을 식 (4.27)에 적용하면 양 공동정세변수(co-state variable)의 증가율은 같아져야 한다는 결론이 유도된다.

36) 주범은 資本의 限界生產性이 遞減한다는 성질을 그대로 지니고 있는 生產函數이고 技術進步式은 종범에 불과하다고 하는 편이 더 정확할는지도 모르겠다.

간변화율이 기술스톡의 線型函數가 아니라 總產出物의 函數로 되어 있다는 점이 이같은 결과를 초래하는 것인데, 이 경우 總生產物은 資本의 限界生產性 遞減으로 인하여 資本이 증가함에 따라 그 成長率이 점점 낮아져 가고 이에 따라 技術進步率도 持續的으로 하락하기 때문이다. 사실상 이같은 關係는 위에서와 같은 복잡한 과정을 거침이 없이 식 (4.23)에서 직접 도출될 수도 있다. 즉 식 (4.23)을 A로 나누면

$$\frac{\dot{A}}{A} = \theta\alpha k^{\beta}$$

가 되는데 이 식에 대수를 취하고 時間微分을 하면

$$\beta\gamma_k = 0 \quad \Rightarrow \quad \gamma_k = 0,$$

즉 定常狀態에서 성립할 수 있는 유일한 資本增加率은 0이 된다는 상기식 (4.34)와 동일한 결론이 유도된다. 그러나 만일 技術進步式을 y의 函數가 아니라 A의 函數로 아래와 같이 정식화하면

$$\dot{A} = \theta\alpha A \text{ 또는 } \frac{\dot{A}}{A} = \theta\alpha$$

가 되어 技術進步率이 0으로 하락하지 않고 영속적으로 유지되는데,[37] 이와 같은 技術進步式을 模型內에 상정하고 있는 模型이 다음에 설명하는 Romer(1990) 模型이다.[38]

Romer 模型에서는 지식을 두가지로 구분한다. 그 하나는 人的資本이라고 불리는 것으로 개별 勞動 속에 체화되어 존재한다. 人的資本은 일단 그것이 한 용도에 투입되면 다른 용도에 동시적으로 쓰일 수 없다는 면에서 '競爭財'(rival good)가 된다. 다른 또 하나는 技術(technology)이라고 불리는 것으로서 모든 사람이 동시에 사용할 수 있다. 기술은 한 용도에의 사용이 다른 용도에의 사용을 배제하지 않는다는 점에서 '非競爭財' 또는 '公共財'(public good)가 된다. 人的資本은 그 경쟁적인 성격으로 인해 人的資本으로부터 발생하는 所得이 人的資本의 蓄積에 投資한 사람에게 귀속되는 반면, 技術은 새로운 발명으로부터 발생하는 수익이 온전히 발명자에게 귀속하지 않고 다른 사람에게까지 흘러 넘칠(spill over)

37) 물론 이 경우 α는 위에서와는 다른 의미를 지녀야 할 것이다.

38) 재미있는 것은 이 경우 技術進步가 여전히 외생적인 성격을 강하게 지닌다는 점이다. 이하 Romer(1990)나 Lucas(1988)에서 발견되는 技術進步(人的資本의 蓄積까지 포함해서)式에서 α는 모형내의 제어변수(control variable)로서 최적화의 직접적인 대상이 되므로 내생변수라고 할 수 있지만 定常狀態에서 α는 일정값을 유지해야 하고 따라서 技術進步가 다른 변수들의 영향을 받지 않고 자체변수만의 힘에 의해 영속적으로 成長해 간다는 특성을 갖는다. 사실상 Lucas(1993)에서는 α를 외생적인 것으로 고정시키고 있는데, 이러한 점에서 외생적 成長模型과 내생적 成長模型의 구분은 매우 모호해진다.

이론적으로는 경제내의 어떠한 변수들이 이같이 거의 외생적인 성격을 가지고 자체적으로 成長해 가며 그 이유는 무엇이고 이러한 成長率에 영향을 미칠 수 있는 정책변수들이 무엇인가를 밝혀내는 일이 중요한 과제가 될 것이다.

수 있다는 특징을 갖는다. 그러나 經濟成長過程을 설명하려는 成長理論의 관점에서 기술이 갖는 무엇보다도 중요한 특징은 기술이 사용으로 인하여 소멸하지 않기 때문에 영구히 持續的으로 成長할 수 있는 특징을 지니고 있다는 점이다.

인적자본도 기술도 모두 經濟主體의 의식적인 노력에 의해 蓄積된다고 할 수 있는데, Romer 模型에서는 편의상 人的資本의 총량이 고정되어 있는 것으로 가정되어 있다. 다만 주어진 人的資本의 각 용도간 배분은 內生的으로 결정된다. 즉 人的資本 總量 h는 最終財 生産에 h_Y만큼이 쓰이고 나머지 h_A만큼이 技術開發을 위해 쓰인다.

$$h = h_Y + h_A \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.35)$$

반면 기술 A는 총량이 고정되어 있지 않고 연구에 투입되는 人的資本 h_A와 기존의 기술 A의 양에 따라 아래와 같은 식으로 증가한다.

$$\dot{A} = \phi h_A A \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.36)$$

윗식에서 ϕ는 연구의 성공률을 나타내는 파라미터이다. 양변을 A로 나누어 증가율식으로 바꿔보면 기술은 ϕh_A율로 持續的으로 증가한다는 것을 알 수 있다. 또 연구활동에 통상의 勞動(L)이나 實物資本(K)은 전혀 투입되지 않고 人的資本과 技術만이 투입된다는 점에 유의할 필요가 있다. 앞의 Shell 模型에서와 같이 만일 기술개발에 實物資本이 투입된다면 資本의 限界生産性 遞減을 적용받게 되어 技術進步率이 0에 수렴하게 되므로 永續成長이 불가능해진다.

最終財 Y의 生産에는 實物資本(K)과 勞動(L), 그리고 人的資本(h_Y), 技術(A)이 모두 투입된다. Y의 生産函數는 아래와 같은 몇 단계를 거쳐 정식화된다. 이하 生産函數의 도출에 있어서는 實物資本, 즉 消費되지 않은 최종재가 生産過程에 직접 투입되지 않고 먼저 기계장치라고 하는 耐久財 生産過程에 투입되고 그곳에서 生産된 기계장치가 최종재의 生産過程에 투입된다고 생각하면 편리하다. 먼저 기계장치는 아직 개발되지 않은 것까지 포함하여 아래와 같이 무한개의 종류가 존재한다.

$$\{x_1,\ x_2,\ x_3, \cdots\}$$

그리고 일정 시점 t에서 아직 개발되지 않은 기계는 0의 값을 갖는다고 가정하면, 즉 $i \geq A(t)$이면 $x_i = 0$라고 하면 $A(t)$는 그 시점에서의 기술수준을 나타내는 지표라고 해석할 수 있다. 다시 말해 일정 시점에서 生産될 수 있는 기계장치의 종류는 그 시점에서의 기술수준에 의해 제한을 받는다. 이같은 x_i들을 이용하여 生産函數를 아래와 같은 Cobb-Douglas 형태로 정식화해 보자.

$$Y = h_Y^{\alpha} L^{\beta} (x_1^{1-\alpha-\beta} + x_2^{1-\alpha-\beta} + \cdots)$$

勞動 L은 편의상 고정되어 있다고 가정한다. x_i를 위와 같이 가법분리형(additively separable)으로 설정하는 것은 다음

의 변형을 용이하게 하기 위함인데, 만일 기계장치의 타입을 나타내는 i를 連續變數(continuous variable)로 변환하면 生產函數는 다음과 같이 표기될 수 있다.

$$Y = h_Y^{\alpha} L^{\beta} \int_0^A x(i)^{1-\alpha-\beta} di$$

다시 단순화를 위해 모든 x_i가 공통적으로 $\bar{x}$ 값을 갖는다고 가정하면

$$Y = h_Y^{\alpha} L^{\beta} A \bar{x}^{\,1-\alpha-\beta}$$

가 된다. 마지막으로 기계장치 한 단위를 生產하는 데는 ξ단위의 資本(消費되지 않은 최종재 K)이 소요된다고 가정하자.

$$K = \xi A \bar{x} \quad \Rightarrow \quad \bar{x} = \frac{K}{\xi A}$$

이를 식 (4.37)에 대입하고 정리하면

$$Y = h_Y^{\alpha} L^{\beta} A \left(\frac{K}{\xi A}\right)^{1-\alpha-\beta}$$

$$= (h_Y A)^{\alpha} (LA)^{\beta} K^{1-\alpha-\beta} \xi^{\alpha+\beta-1}$$

가 된다. 이 최종적인 生產函數에는 네가지 종류의 투입요소, 즉 人的資本, 技術, 勞動, 그리고 資本이 모두 들어 있다. 또 $(h_Y A)$와 (LA)항의 형태로 보아 技術進步가 人的資本 增殖的(human capital augmenting)이며 동시에 勞動增殖的(labor augmenting)인 성격을 띠고 있음을 알 수 있다. 바꿔 말하면 이 生產函數에 있어서 技術進步는 Harrod 中立的[39]이다. 本 模型에서의 技術進步가 Harrod 중립적이라는 것은 종래의 많은 成長模型에서 技術進步를 勞動의 질적 향상으로 처리해 오던 것과 궤를 같이 한다.[40]

마지막으로 資本蓄積式은 통상의 消費되지 않은 것은 投資된다는 關係式에 $h_Y = h - h_A$를 대입하여 다음과 같이 표현된다.

$$\dot{K} = (h - h_Y) A^{\alpha+\beta} L^{\beta} K^{1-\alpha-\beta} \xi^{\alpha+\beta-1} - C \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.39)$$

윗식의 우변 첫항은 Y를 풀어 쓴 것에 불과한데, 표기의 간편을 위해 이하에서는 Y를 그대로 쓰기로 한다. 다만 내부의 구성항에 대한 微分값을 구할 때 혼동을 하지 않도록 주의를 기울이면 될 것이다.

이 模型에서도 Shell 模型에서와 마찬가지로 정세변수(state variable)가 두 개이고(A와 K), 제어변수(control variable)도 C와 h_A 두 개이다. 지금까지 줄곧 사용해 온 代替彈力性 불변의 效用函數에 식 (4.36)과 (4.39)의 두 制約式을 포함하는 Hamiltonian을 설정해 보면

$$H = \left(\frac{C^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}\right) + \lambda(Y - C) + \mu(\phi h_A A)$$

39) 일반적 生產函數 $Y = F[K, L, A]$에서 (A)가 $Y = A(t)F[K, L]$과 같은 식으로 표현될 수 있으면 Hicks neutral, $Y = F[K, A(t)L]$의 형태로 표현되면 Harrod neutral, 그리고 $Y = F[A(t)K, L]$이면 Solow neutral이라고 한다. 또 Harrod neutral과 Solow neutral은 그 실질적인 효과를 기준으로 해서 각각 勞動增殖的, 資本增殖的이라고 불리기도 한다.

40) 그러나 최근 선진 G-5와 아세안 NICs 4개국의 生產函數를 추정한 Kim and Lau(1992)에 의하면 이들 국가들에 있어서 技術進步는 모두 資本增殖的이었던 것으로 나타나고 있다.

가 되고 一階의 條件은

$$C^{-\sigma}-\lambda=0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.40)$$

$$-\lambda\alpha(h-h_A)^{-1}Y+\mu\phi A=0 \quad \cdots\cdots (4.41)$$

$$\dot{\lambda}=\rho\lambda-\lambda(1-\alpha-\beta)K^{-1}Y \quad \cdots\cdots (4.42)$$

$$\dot{\mu}=\rho\mu-\mu\phi h_A-\lambda(\alpha+\beta)A^{-1}Y \quad \cdots (4.43)$$

가 된다. 여늬 때와 동일한 방법으로 식 (4.40)과 (4.42)에서

$$\frac{\dot{C}}{C}=\frac{1}{\sigma}[(1-\alpha-\beta)K^{-1}Y-\rho] \quad \cdots (4.44)$$

즉 消費增加率은 資本의 限界生產性과 時間選好率간의 차이에 $1/\sigma$를 곱한 것과 같다는 익숙한 결과가 얻어진다. 또한 이 식에 定常狀態라는 條件을 가하면 資本의 限界生產性이 定常狀態에서 불변이라는 식 (3.10)과 똑같은 결론

$$(1-\alpha-\beta)\,\xi^{\alpha+\beta-1}A^{\alpha+\beta}(h-h_A)^{\alpha}L^{\beta}K^{-(\alpha+\beta)}$$
$$=\sigma\gamma+\rho \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.45)$$

가 얻어지고 이어 資本制約式 (4.39)를 K로 나누고 資本의 平均生產性이 限界生產性의 상수배가 된다는 사실을 이용하면 식 (3.13)과 같이 定常狀態에서 消費增加率과 資本의 증가율이 같아진다는 것도 쉽게 증명이 된다. 이같은 消費와 資本의 공통증가율은 또 기술증가율(ϕh_A)과도 같아지는데, 이는 식 (4.45)에 自然對數를 취하고 時間에 대해 微分하면 쉽게 구해진다.[41] 또 식 (4.42)에 비슷한 조작을 가하면 Y와 K의 증가율이 같다는 것도 증명된다.

위의 결과로 볼 때 이 模型에서 成長의 궁극적 동인이 技術進步가 된다는 것은 분명하다. 이같은 결과는 Solow 模型에 있어서 成長의 동인이 기술적 진보였던 것과 동일한 결과이다. 다만 Solow 模型에서는 그 같은 技術進步率이 외생적으로 주어졌던 데 반해, 여기에서는 模型內에서 內生的으로 결정됨으로써 模型의 파라미터값에 의해 영향을 받게 된다는 점이 차이라고 하겠다.

이제 이 模型內에서 가장 기본적인 成長率인 技術進步率 h_A가 模型內 파라미터들의 어떠한 函數로 나타나는지를 보기로 한다. 먼저 식 (4.41)에서

$$Y=\frac{\mu\phi A}{\lambda\alpha}(h-h_A) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.46)$$

를 구한다. 다음 이를 식 (4.43)에 대입하고 양변을 μ로 나누면

$$\frac{\dot{\mu}}{\mu}=\rho-\phi\left(\frac{\alpha+\beta}{\alpha}h-\frac{\beta}{\alpha}h_A\right) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.47)$$

가 된다. 定常狀態에서 $\dot{\mu}/\mu=\dot{\lambda}/\lambda$가 됨을[42] 이용하기 위하여 식 (4.40)에 自然對數를 취하고 時間에 대하여 微分한 다음 消費增加率과 技術進步率이 같음을 이용하면

41) 定常狀態에서는 h_A가 일정이라는 制約을 가한다.

42) 식 (4.46)을 自然對數, 時間에 대하여 微分하고 定常狀態에서 γ_Y가 γ_A와 같아진다는 앞서의 결과를 이용하면 이같은 결과를 얻을 수 있다.

$$\frac{\dot{\lambda}}{\lambda} = -\sigma\phi h_A \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.48)$$

가 된다. 이제 식 (4.47)과 (4.48)을 등식으로 놓고 h_A에 대하여 풀면

$$h_A = \frac{\phi(\alpha+\beta)h - \alpha\rho}{\phi(\beta+\alpha\sigma)} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.49)$$

가 된다. 따라서 經濟成長率은

$$\frac{\dot{C}}{C} = \frac{\dot{A}}{A} = \phi h_A = \frac{\phi(\alpha+\beta)h - \alpha\rho}{(\beta+\alpha\sigma)} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.50)$$

가 되어 파라미터들만의 函數로 표현된다. 윗식에 나타나 있듯이 人的資本(h)이 많을수록 硏究成功率(ϕ)이 높을수록 成長率은 높아지며, 割引率(ρ)은 成長에 마이너스의 영향을 미치는데, 각각의 파라미터가 成長率에 미치는 영향은 상기식을 각 파라미터에 대해 편미분함으로써 쉽게 확인해 볼 수 있다.

5. 人的資本(Lucas(1988, 1993) 模型)

과학지식의 진보를 반영하는 대표적인 두 변수, 즉 人的資本의 증가와 純粹技術進步 중 Romer(1990)가 人的資本의 총량을 고정시키고 技術進步에서 成長의 동인을 얻는 模型을 설정한 데 반하여 Lucas(1988,1993)는 成長動因을 人的資本의 증가에서 얻는 模型을 제시하고 있다. 이중 Lucas(1988)에서는 서로 조금씩 다른 두 개의 人的資本模型을 제시하고 이어 Lucas(1993)에서 앞서의 두 模型을 좀더 발전시키고 있는데, 이 글에서는 이들 중 가장 대표적이라고 할 수 있는 1988년 논문의 第1模型에 대하여 살피기로 한다.

먼저 개인이 消費하는 非餘暇時間 중 最終生産物의 生産에 투입하는 비중을 u로 표시하고, 勞動者의 質的水準을 h로, 그리고 勞動者數를 L로 표시한다. 이 경우 uhL은 일종의 有效勞動投入量이라고 할 수 있는데, 여기에서는 이를 人的資本이라고 부르기로 한다. 人的資本과 實物資本을 포함하는 生産函數를 다음과 같이 정의한다.

$$Y = F(K,\ L) = aK^{\beta}[uhL]^{1-\beta}$$

이 生産函數는 實物資本과 人的資本을 함께 고려할 때는 규모불변의 수익을 보이며 이런 의미에서 광의의 資本에 대해서는 Rebelo 模型의 生産函數와 비슷하다. 이 生産函數는 勞動의 質的成長過程에 관하여 아래에서 주어질 가정하에서 永續成長을 자아내는데, Lucas는 여기에 人的資本의 외부효과를 반영하기 위하여 h_a^{ψ}항을 하나 덧붙이고 있다. h_a는 勞動의 평균 질적수준을 의미하며 勞動의 외부효과가 발생하는 이유로 Lucas는 사람들이 모여 함께 일할 때 生産性이 증가한다는 사실을 지적하고 있다. 따라서 최종적인 生産函數는

$$Y = aK^{\beta}[uhL]^{1-\beta}h_a^{\psi} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4.51)$$

가 된다. 資本蓄積式은 消費되지 않은 것은

投資된다는 앞의 다른 模型들과 동일하고

$$\dot{K}=aK^{\beta}[uhL]^{1-\beta}h_a^{\psi}-c \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(4.52)$$

마지막으로 勞動者의 知識蓄積過程에 관해서는 아래와 같은 關係를 설정하고 있다.

$$\dot{h}=\phi(1-u)h \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4.53)$$

즉 勞動者의 질적인 수준향상은 학습에 투입되는 時間 $(1-u)$에 비례한다. 상수항 ϕ는 학습에 있어서의 효율을 나타낸다. 되풀이되는 감이 있지만 이 模型에서도 h의 시간변화율이 h 수준의 線型函數로 표현된다는 가정은 영속성장을 위한 필수가정이 된다.

이 模型에서 經濟主體는 실물자본과 인적자본에 관한 制約式 (4.52)와 (4.53)하에서 그들의 효용을 극대화하기 위한 消費와 時間配分에 관한 결정을 한다. 편의상 L은 상수라고 가정하고 이를 1로 定規化(normalize)하기로 한다. 경상 Hamiltonian은

$$H=\left(\frac{c^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}\right)+\lambda[aK^{\beta}(uh)^{1-\beta}h_a^{\psi}-c]$$
$$+\mu[\phi(1-u)h]$$

가 되고 一階의 條件은

$$c^{-\sigma}=\lambda \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4.54)$$

$$\lambda[aK^{\beta}h^{1-\beta}(1-\beta)u^{-\beta}h_a^{\psi}]-\mu\phi h=0$$
$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4.55)$$

$$\dot{\lambda}=\rho\lambda-\lambda[\beta aK^{\beta-1}(uh)^{1-\beta}h_a^{\psi}] \cdots\cdots(4.56)$$

$$\dot{\mu}=\rho\mu-\lambda[(1-\beta)aK^{\beta}u^{1-\beta}h^{-\beta}h_a^{\psi}]$$
$$-\mu\phi(1-u) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4.57)$$

가 된다. 이들 식으로부터 이제는 익숙해진 방법에 따라 ①消費增加率은 資本의 한계생산성과 할인율의 격차에 비례한다 ②定常狀態에서 消費增加率과 資本增加率 그리고 經濟成長率은 같아지게 된다는 것($\gamma_c=\gamma_K=\gamma$)을 쉽게 증명할 수 있다.

人的資本 h의 증가율(γ_h)은 어떠한가? 이 증가율은 定常狀態에서 資本의 限界生産性이 불변이라는 점에 착안하여 상기식 (4.56) 중에서 資本의 限界生産性을 나타내는 표현 $\beta aK^{\beta-1}(uh)^{1-\beta}h_a^{\psi}$를 파라미터만의 函數로 표시한 다음 自然對數를 취하고 時間에 대하여 微分함으로써 아래와 같은 關係式을 얻을 수 있다.

$$\gamma_h=\frac{1-\beta}{1-\beta+\psi}\gamma_K \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4.58)$$

즉 人的資本增加率은 외부효과가 없을 때($\psi=0$)는 資本의 증가율과 동일하고, 외부효과가 있을 때는 資本의 증가율보다 낮아지게 된다. 또 상기식은 定常狀態下에서 物的資本의 增加率(따라서 消費, 所得 등의 증가율도)은 人的資本의 증가율에 의해서 결정된다는 것을 의미하는 것으로 해석할 수도 있는데, 이러한 의미에서 이 模型의 成長動因은 人的資本의 蓄積이 된다.

이제 이 模型의 內生成長率 γ가 模型의 파라미터값들에 의해 어떻게 표현될 수 있는가를 보자. 먼저 (4.55)에서 λ와 μ의 比를 구한 다음 自然對數를 취하고 微分하면

$$\frac{\dot{\lambda}}{\lambda}-\frac{\dot{\mu}}{\mu}= -[\beta\gamma+(\psi-\beta)\gamma_h]\cdots(4.59)$$

가 된다. 이 식에 식 (4.56)에서 $\dot{\lambda}/\lambda$를, 그리고 식 (4.57)에서 $\dot{\mu}/\mu$를 구하여 대입하여 정리하면 內生成長率이 구해지는데, 우선 식 (4.56)은

$$\frac{\dot{\lambda}}{\lambda}= -(\sigma\gamma+\rho) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4.60)$$

로 환원되고 식 (4.57)에 λ/μ를 대입하여 정리하면

$$\frac{\dot{\mu}}{\mu}= -u\phi-\phi(1-u)= -\phi \cdots\cdots(4.61)$$

와 같은 간단한 표현으로 압축된다. 이 두 식 (4.60)과 (4.61)을 식 (4.59)에 대입하고 γ와 γ_h의 관계식을 이용하여 γ에 대하여 풀면

$$\gamma=\frac{(\rho-\phi)(1+\psi-\beta)}{\psi-\sigma(1+\psi-\beta)} \quad \cdots\cdots\cdots(4.62)$$

가 얻어진다. 이 식에서 만일 외부효과가 없다면($\psi=0$)

$$\gamma=\gamma_h=\frac{\phi-\rho}{\sigma} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4.63)$$

가 되어 앞에서 본 Rebelo 模型의 결과와 매우 비슷해진다. 차이가 있다면 Rebelo 模型에서 자본축적의 효율성을 나타내는 계수 a가 이곳에서는 人的資本의 蓄積式 (4.53)에서 학습의 효율성을 나타내는 지수 ϕ로 바뀌어 있다는 점만이 다를 뿐이다.[43] 이러한 의미에서 이 模型의 본질적인 成長推進力은 人的資本의 蓄積으로부터 온다고 말할 수 있을 것이다.

마지막으로 計劃經濟下의 成長率을 보면 그 해를 구하는 방법은 지금까지 밟아 온 방법과 본질적으로 동일하다. 해법상 유일한 차이는 均衡條件 $h_a=h$를 一階의 條件을 구하기 전에 미리 Hamiltonian equation에 가하는 것인데, 이와 같이하여 구해지는 人的資本의 成長率은

$$\gamma_h=\frac{1}{\sigma}\left[\phi-\frac{(1-\beta)\rho}{1+\psi-\beta}\right] \quad \cdots\cdots\cdots(4.64)$$

가 된다. 이 成長率은 앞의 비슷한 模型에서와 마찬가지로 人的資本에 대한 투자결정시에 당사자의 投資가 여타 經濟主體들의 生產性을 높이는 효과까지 고려하게 된다는 점을 반영하여 경쟁시장균형에서의 그것보다 높아지게 된다.

43) 또 한가지 Rebelo 모형과 비교하여 다른 점은 이 모형으로 표현되는 경제가 Rebelo 모형에서처럼 항상 定常狀態의 成長經路에 놓여 있지 않고 매우 복잡한 동태적 움직임을 보이리라는 점인데, Lucas는 이에 관하여 인적, 물적자본의 초기치값(initial values)에 따라 종국적인 귀착점이 달라지겠지만, 당초에 상대적으로 낮은 수준의 인적·물적 자본에서 출발한 경제는 영구히 상대적으로 낮은 수준에 머물게 될 것이라는 추측을 덧붙이고 있다.

V. 結語 : 內生的 成長模型에 대한 評價

이상에서 대표적인 內生的 成長模型들을 그 주요 특징별로 구분하여 비교적 상세히 살펴보았다. 어느 模型에 있어서나 장기경쟁균형에서 1인당 所得이 영속적으로 成長하고 있고, 資本에 대한 收益率이 資本스톡의 증가와 함께 감소하지 않고 일정률을 유지하고 있으며, 각국간 所得水準과 成長率이 수렴하지 않고 模型內의 파라미터값에 따라 다양한 값을 취하는 등 新古典派 成長模型의 한계점들을 극복하려는 노력이 어느 정도 열매를 거두고 있음을 알 수 있다. 또 成長過程에 있어서 人的資本의 蓄積이나 技術進步의 중요성을 부각시키면서 이들의 蓄積이 模型內에서 內生的으로 이루어질 수 있도록 하고 있어서 經濟成長過程을 설명하는 模型으로서의 자기완결성을 갖추는 데도 어느 정도 성공하고 있다. 그러나 이같은 內生的 成長模型들에 대한 비판도 여러가지가 제시되고 있는데, 이하에서 이들을 중심으로 한 內生的 成長模型의 문제점과 함의 등을 정리해 보고 이 글을 끝맺기로 한다.

먼저, 문제점 중의 하나로서는 內生的 模型이 주된 공격의 대상으로 삼고 있는 新古典派 成長模型의 재활성화 움직임이 최근에 와서 크게 강화되고 있음을 들 수 있다. 앞에서 본 바와 같이 新古典派 模型의 한계점으로 지적되고 있는 것 중의 중요한 하나는 각국의 성장요인을 분석한 그동안의 결과를 볼 때 투입요소의 기여만으로 成長을 설명하기가 어렵다는 점이었다. 즉 종전의 Denison(1961)流의 Growth Accounting 방법에 의한 추계에 의하면 資本과 勞動의 投入量만으로 관측된 成長過程을 설명하기에는 크게 부족하며[44] 결과적으로 많은 잔여분(residual)이 남게 되는바 이 잔여분을 技術進步 등의 외생적 요인에 귀착시키는 것이 模型으로서의 실용성을 크게 저하시킨다는 것이다. 그러나 최근의 일부 연구들은 투입요소를 보다 정밀한 방법으로 측정할 경우 대부분의 成長은 투입요소의 움직임에 의해 설명되며 소위 총요소생산성의 증가분은 극히 미미하다는 결과를 보이고 있다. 일례로 Jorgenson(1990)은 미국의 경우 1947년에서 1985년까지의 年平均 附加價値增加率 3.28% 중 資本投入이 44%, 그리고 勞動投入이 34%를 설명하며 나머지 22%만이 生産性의 증가에 의해 설명된다고 하고 있다. 이 같은 결과는 1인당 총생산 중 요소투입이 12.5%, 그리고 총요소생산성이 87.5%를 설명한다고 하였던 Solow(1957)의 당초 추정이나 대체로 50% 이상을 技術進步에 돌리고 있는 그후의 다른 연구들과 비교하여 엄청난 차이를 보이는 것인데, 이는 주로 Jorgenson이 資本과 勞動의 질적 변화를 보다

44) 선진국의 Growth Accounting결과에 대한 서베이로는 Maddison(1987) 참조.

엄밀하게 추정한 데 기인한다. Jorgenson이 여전히 新古典派的인 生産函數(불변의 規模經濟와 외부효과의 부재 등)를 가정하고 있으면서도 단지 투입요소의 측정방법 변경만으로 美國經濟成長의 대부분을 설명하고 있다는 사실은 굳이 최근의 內生的 成長論과 같은 분석상의 새로운 고안에 의존해야 할 필요가 없다는 것을 의미하는 것이어서 주목된다고 하겠다.

물론 Jorgenson과 같이 新古典派的 假定을 그대로 보존하는 것이 분석상 적합한 것인가의 여부를 결정하는 일은 간단한 일이 아니다. 일례로 Boskin and Lau(1992a)는 전통적인 성장요인분석(growth accounting)법을 광범하게 검토한 후 규모의 經濟效果와 技術進步效果를 기존의 방법론으로 구분해 낸다는 것이 지극히 어려운 것임을 지적하고 있다. 즉 전통적인 방법에 의하면 규모의 經濟 有無를 먼저 가정하고 技術進步나 투입요소의 기여분을 추정하게 되는데, 이 경우 실제로는 규모의 經濟가 존재함에도 규모불변의 經濟를 가정하면 技術進步의 效果가 과다하게 추정되고, 반대로 규모의 經濟가 遞減하고 있을 경우에는 技術進步效果가 과소하게 추정되는 결과를 낳는다는 것이다. 이어 Boskin and Lau(1992b), Kim and Lau(1992)에서는 새로운 분석도구로서 전통적인 가정에 의존하지 않는 메타生産函數(aggregate meta-production function)를 이용하여 규모의 經濟 정도와 技術進步率을 따로 식별하려는 시도를 하고 있는데, 그 결과 중 일부가 內生的 成長理論의 출발근거와는 상치되는 함의를 보이고 있다. 즉 새로운 生産函數를 추정하여 검증한 결과 G-5국가(프랑스, 서독, 일본, 영국, 미국)들의 경우에는 技術進步가 가장 중요한 성장원천(45%)으로 나타나고 있는 반면, 같은 방법을 동아시아의 NICs 4개국에 적용한 경우 이들 나라에서는 技術進步가 거의 존재하지 않으며 成長의 80% 이상이 資本蓄積에 의해 설명되고 있다는 것이다. Lau에 의해 주도되고 있는 일련의 이같은 연구결과들은 선진국의 경우 총요소생산성의 역할을 재확인시키는 것이기는 하지만 정작 그 엄청난 成長業績으로 인하여 內生的 成長理論의 탄생에 촉매역할을 했던 아시아의 NICs들의 경우에는 全體成長 중 技術進步나 生産性增加에 돌릴 만한 것이 없다는 것이어서 흥미롭다.

또 최근 홍콩과 싱가포르 두 도시국가의 1970~90년간 총요소생산성 증가를 추정한 Young(1992)도 홍콩의 경우에는 65%, 그리고 싱가포르의 경우에는 거의 100%가 투입요소의 증가에 기인하고 있다고 보고하고 있다.

지적되고 있는 또 하나의 비판은 永續成長이나 技術進步의 내생화 등 內生的 成長論者들이 주장하고 있는 이론적 혁신은 新古典派的 전통을 따르고 있는 模型에서 이미 지적되고 있거나 시도되어 왔기 때문에 전혀 새로운 것이 아니라는 점이다. Srinivasan(1993)은 이 점에 관하여 永續成長은 資本

의 限界生産性이 충분히 큰 양수값에 의해 한계지어지기만(bounded) 하면 되는데, 이 같은 가능성에 대해서는 이미 Solow(1956) 스스로가 지적한 바이며 Harod-Dormar 模型도 限界資本係數의 불변을 가정하고 있어서 정의상 資本의 限界生産物이 하락하지 않는 模型에 속한다고 말하고 있다. 또 技術進步의 내생화에 있어서도 앞에서 살펴본 바 있는 Arrow(1962)를 비롯하여 Kaldor and Mirrlees(1962), Uzawa(1965), Kennedy (1964), Ahmad(1966), Boserup(1965) 등에 의해 시도되었음을 지적하고 있다. 그러나 Srinivasan의 이같은 지적에도 불구하고, 內生的 成長論者들이 영속적 成長을 가져오기 위한 기본적 條件을 보다 명료화하였으며 다양한 內生的 技術進步의 가능성을 模型化하는 데 기여하고 있다는 점은 부인하기 어렵다고 생각된다. 특히 永續成長 가능성에 관해서는 대부분의 新古典派 模型이 이를 예외적인 상황으로 취급하여 간단한 언급에 그치고 그 이상의 분석을 시도하지 않았던 것이 사실인데, 이는 다음과 같은 분석상의 오랜 습관 때문이었으리라고 여겨진다. 즉 成長理論을 비롯한 종래의 많은 동태분석문헌에서 均衡條件을 해당 변수의 변화율이 0이 되는 것에서 찾던 습관이 그것인데, 이로 인해 Solow(1956)에 있어서도 $\dot{k}=0$를 均衡條件으로 정의한 다음, 分析의 주된 관심은 均衡의 存在與否와 安定性與否를 가리는 데 주어졌던 것이다. 그러나 일단 資本스톡增加率을 0으로 정의하면 永續成長의 가능성은 자동적으로 배제되어 버리는 것이다. 이에 반하여 최근의 內生的 成長模型에서는 均衡條件을 $\dot{k}=c$(c는 0을 포함한 상수)로 정의하고 있는데, 條件 속에 0 외의 다른 상수값도 허용한다는 외견상 사소해 보이는 변경이 실제로는 永續成長 여부를 가름하는 중요한 차이를 낳고 있는 것이다. 또한 이같은 均衡條件 설정의 변경으로 인해 소위 定常狀態(steady state)에 대한 정의도 바뀌어 쓰이고 있다는 점에도 주의를 할 필요가 있는데, 종래의 동태분석에서는 당해 內生變數의 수준이 변하지 않고 영속되는 상태를 定常狀態로 보는 데 반하여, 內生的 成長理論에서는 변수의 變化率이 일정하게 유지되는 상태를 의미하는 것으로 쓰이고 있기 때문이다.[45]

永續成長을 가능케 하려는 數學的 필요성 때문에 기계적인 線型關係가 가정되어 있다는 점도 주요한 결점 중의 하나로 지적되어야 할 것이다. 앞에서 살펴본 모든 內生的 成長模型들에는 어떠한 형식으로든 主要 內

45) 이같은 정의 변경으로 인하여 문헌상 상당한 혼란이 아직 남아있다는 점을 지적할 필요가 있겠다. 우선 내생적 成長理論을 제외한 여타의 동태분석에서는 여전히 변화율이 0인 상태를 定常狀態로 정의하는 것이 일반적이며 이러한 면에서 내생적 成長論에서 사용하고 있는 정의는 예외적인 편에 속한다고 할 수 있다. 또한 成長論에서의 혼란을 보면 Solow (1956)가 永續成長의 가능성에 대해 언급하면서 이를 "定常狀態가 존재하지 않을 수 있다"고 표현하고 있는데, 이는 Solow가 종래의 전통적 정의를 따르고 있기 때문이다. 즉 Solow에 있어서는 永續成長이 定常狀態가 아님에 반하여 내생적 成長模型에서는 永續成長이 定常狀態로 바뀌어 있는 것이다.

生變數의 運動方程式에 線型關係가 포함되어 있다. 즉 Rebelo, Barro 등에서는 生産函數 자체가 資本스톡의 1次函數이며 따라서 資本蓄積式도 자동적으로 1次函數가 된다. 또 資本의 限界生産性 遞減을 허용하고 있는 Lucas, Romer 등의 模型에서는 대신 人的資本의 蓄積이나 技術進步가 선형으로 이루어지도록 설정되어 있다.[46]

주요 內生變數의 蓄積式이 1次函數라는 것은 증가율면에서 당해변수가 거의 자생적으로 스스로 成長해 가는 성질을 지니고 있다는 것을 의미하는 것인데, 이러한 가정이 內生的 成長模型이 永續成長을 낳도록 하는데 결정적인 역할을 하고 있다는 것은 앞에서 이미 살펴본 바와 같다. 그러나 이 명제는 다시 經濟의 永續成長을 위해서는 經濟內에 자생적으로 永續成長하는 요소가 있어야 한다는 것이 되므로 논리적으로 永續成長이 永續成長을 낳는다는 동어반복적(tautological) 構造를 지니게 되는 결점을 가진다. 또한 技術進步와 학습이 거의 自生的인 成長構造를 가진다고 할 때 新古典派 成長模型에서 인구나 技術進步가 외생적으로 증가하는 것과 크게 다를 것이 없다는 반론도 제기될 수 있을 것이다. 즉 內生的 成長模型의 內生性이 대단히 약화되고 있는 것이다.

물론 동어반복적인 논리적 구조나 技術進步의 준외생적 성격 자체가 문제가 되는 것은 아닐 수도 있다. 문제는 經濟內에 그러한 선형적인 속성을 지니는 요소가 과연 존재하는가 그리고 존재한다면 技術進步로부터의 수익률과 공급측 사정 등을 고려한 결과가 왜 線型으로 나타나게 되는가를 밝히는 것이 중요하다고 하겠는데, 지금까지 제시된 內生的 成長模型에는 그러한 구조적 특성에 대한 분석이 결여되어 있는 것이다. 특히 Shell 模型과 Romer 模型의 비교에서 드러나고 있듯이 技術進步에 産出物이 직접 투입될 경우에는 永續成長이 불가능해지고 오직 기술수준의 函數로 주어질 때에만 永續成長이 가능해진다는 결론은 현실적인 타당성보다는 數學的인 필요에 의한 것인 것처럼 보이기 때문에 개선의 여지가 있다고 하겠다. 다만 Romer가 순수지식의 蓄積式을 설정하면서 지식은 사용으로 인해 소모되지 않으며 이로 인해 영속적으로 成長하는 성질을 지니고 있다고 지적하고 있는 것은 진일보한 접근이라고 여겨진다. 물론 이 경우에도 또 技術進步나 학습이 그로부터 얻어지는 收益率의 函數로서 취급되어 있지 않고 기계적인 1次函數로 처리되어 있기 때문에 技術進步가 經濟的 인센티브에 어떻게 대응하고 있는지가 여전히 불분명하다는 限界點은 남는다.

본질적으로 복잡다기한 成長過程을 數學

46) Romer 모형에서 技術進步에 투입되는 人的資本, 그리고 Lucas 모형에서 학습에 투입되는 時間의 기회비용은 공히 消費나 實物資本의 蓄積에 쓰일 수 있는 所得의 포기로 나타나게 되므로 실제로는 實物資本스톡의 限界生産이 遞減하지 않는다는 가정과 동일한 효과를 갖게 된다.

的으로 精緻化된 模型의 테두리내에서 분석하려는 시도로 인하여 종래의 經濟成長論이나 發展論에서 언급되어 왔던 많은 이슈들이 물밑에 잠겨 있다는 점도 언급할 필요가 있을 것이다. 이 점에 관해서는 Easterly (1993)가 최근 동아시아 지역의 성장기여 요인으로 열거하고 있는 주요 항목들만 보더라도 적극적인 정부간섭, 교육, 안정적인 환율정책, 수출주도형 전략, 정치적 안정, 양호한 所得分配狀況, 안정적인 巨視經濟運用, 외국인 直接投資, 유교문화권 등 수많은 이슈들이 거론되고 있음을 알 수 있다.

반드시 數學的 模型의 限界라고 보기는 어렵겠지만 대부분의 成長模型이 암묵적으로 市場經濟를 가정하고 있다는 점도 이들 模型의 중요한 限界點 중 하나라고 할 수 있다. 즉 잘 정의된 私有財産權制度가 있고 사유재산간의 교환이 시장에서의 자발적 합의에 의해 이루어지는 經濟를 암묵적으로 가정하고 있는 것이다. 그러나 많은 후진국, 특히 經濟成長이 부진한 나라들의 경우에는 私的財産權 개념이 모호한 경우가 많고 자원배분이 가격기구에 의해 지시되는 것이 아니라 전통적인 사회 관습과 정치적 세력의 분포에 영향을 받고 있는 경우가 많다. 그리고 이러한 가격기구의 왜곡이나 불확실성, 일부 전통적 권력엘리트들에 의한 자의적 자원선점이나 배분, 불공정한 사회관습 등은 經濟主體들의 經濟하려는 의지를 沮喪시키고 장기적인 계획의 수립과 집행을 저해하여 막대한 자원의 낭비를 불가피하게 한다. 사실상 잠재적인 成長可能性을 가지고 있음에도 불구하고 成長을 이루지 못하고 있는 經濟는 자원을 낭비하고 있는 셈이며, 따라서 후진국의 經濟成長을 위해서는 이러한 낭비를 가져오는 권력구조와 관습의 개편이 무엇보다도 시급할 수가 있는 것이다. 그러함에도 불구하고 모든 資源配分에 있어서 限界生産物 가치에 의한 등가교환이 광범하게 이루어지고 있는 經濟를 가정하고 成長의 요인과 經濟的 낙후성의 원인을 模型內에서 찾으려고 하는 것은 마치 나무에 올라가 물고기를 구하는 것처럼 부질없는 일이 될 수가 있는 것이다.[47]

---

47) 최근 韓國開發硏究院 개원 20주년 기념 세미나에서 발표된 많은 논문들이 成長의 기본여건구비 여부, 즉 Absorption Capacity를 거론하고 있는 것은 이러한 면에서 매우 시사적이다.

최근의 成長文獻 중 일부는 기적적인 成長을 이룩한 네마리의 용이 우연치 않게 동아시아 지역에만 분포하고 있다는 점에 주목하여 소위 成長의 지리적인 연계성을 지적하기도 한다. 成長意志의 인접국가 파급과 집권층에의 압력 등으로 인하여 經濟成長이 전염성을 가진다는 것이다. 그러나 매우 초보적인 단계의 가설이긴 하지만 이들 네 나라가 2차대전후 급격한 사회적 변동으로 기존의 전통적·특권적 사회구조가 모두 현저하게 와해된 경제라는 데도 주의를 기울여야 하지 않을까 생각된다. 즉 홍콩과 싱가포르, 대만이 모두 2차대전 이후 정치적 격변기에 대규모의 신규이민유입으로 형성된 나라들이며 한국도 2차대전후 토지개혁과 6·25전쟁 등으로 전통적 특권계층의 와해를 경험한 경제라는 점이다. 네마리의 용 중에 속하지는 않지만 일본의 成長도 군벌해체 등 군정하에서의 대규모적인

애당초 成長問題와 같이 복잡하고 어려운 주제가 간단히 經濟學의 어느 한 분야에서 또는 經濟學만의 테두리내에서 시원스럽게 밝혀질 수 있는 것은 아닐는지도 모른다. 그러나 여러가지 문제점과 한계에도 불구하고 內生的 成長理論이 이 분야에 대한 새로운 학문적 자극을 제공한 것만은 사실이다. 아직은 模型構造가 초보적이고 실증분석이나 깊이 있는 사례분석도 적은 형편이지만 이제 새로이 열린 문을 따라 보다 심도있는 분석이 시도되고 많은 사례가 집적되어 감에 따라 成長過程에 대한 이해의 폭과 깊이는 더욱 넓고 깊어져 갈 것이다.

사회변혁을 통하여 새로운 인센티브구조가 자리잡게 되었기 때문이었다는 Oshima(1982)의 해석도 흥미롭다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

Ahmad, S., "On the Theory of Induced Innovation," *Economic Journal*, 76, 1966, pp. 344~357.

Arrow, K. J., "The Economic Implications of Learning by Doing," *Review of Economic Studies*, June 1962, pp. 155~173.

Barro, R. J., "A Cross-Country Study of Growth, Saving and Government," NBER Working Paper No. 2855, February 1989a.

———, "Economic Growth in a Cross Section of Countries," NBER Working Paper No. 3120, September 1989b.

———, "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth," *Journal of Political Economy*, 98, 1990, S103~S125.

Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin, "Convergence," *Journal of Political Economy*, 100, 1992, pp. 223~251.

Barro, R. J. and G. Becker, "Fertility Choice in a Model of Economic Growth," *Econometrica*, March 1989.

Baumol, W. J., "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long Run Data Show," *American Economic Review*, 76, December 1986, pp.1072~1085.

Blanchard, O. J. and S. Fischer, *Lectures on Macroeconomics*, M.I.T. Press, Cambridge, Massachusetts, 1989.

Boserup, E., *The Conditions of Agricultural Growth*, Chicago, Aldine, 1965.

Boskin, M. J. and L. J. Lau, "Capital, Technology, and Economic Growth," in N. Rosenberg, R. Landau, and D. Mowery(eds.), *Technology and Wealth of Nations*, Stanford, Stanford University Press, Chapter 2, 1992a, pp. 17~55.

———, "Post-war Economic Growth in the Group of Five Countries : A New Analysis," Department of Economics, Stanford University, 1992b.

Cass, D., "Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation," *Review of Economic Studies*, 32, July 1965, pp. 233~240.

Chiang, A. C., *Elements of Dynamic Optimization*, McGraw-Hill, 1992.

Denison, E. F., *The Sources of Economic Growth in the United States*, Committee for Economic Development, New York, 1961.

Easterly, W., "Explaining Miracles: Growth Regressions Meet the Gang of Four," NBER 4th Annual East Asian Seminar on Economics, 1993.

Fukuda, Shin-ichi and Hideki Toya, "The Conditional Convergence in East Asian Countries : The Role of Exports for Economic Growth," NBER 4th Annual East Asian Seminar on Economics, 1993.

Helpman, E., "Endogenous Macroeconomic Growth Theory," *European Economic Review*, 36, 1992, pp. 237~267.

Intriligator, M. D., *Mathematical Optimization and Economic Theory*, Prentice Hall, Englewood Cliffs: N. J., 1971.

Jones, L. E. and R. Manuelli, "A Convex Model of Equilibrium Growth: Theory and Policy Implications," *Journal of Political Ecomomy,* 98, 1990, pp.1008~1038.

Jorgenson, D. W., "Productivity and Economic Growth," Chapter 3 in Ernst R. Berndt and Jack E. Triplett(eds.), *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*, Chicago, University of Chicago Press, 1990.

Jorgenson, D. W., F. M. Gollop, and B. M. Fraumeni, *Productivity and U. S. Economic Growth*, Harvard University Press, 1987.

Kaldor, M., "Economic Growth and Capital Accumulation," in F. Lutz and D. C. Hague(eds.), *The Theory of Capital*, London: Macmillan, 1961.

Kaldor, N. and J. Mirrlees, "A New Model of Economic Growth," *Re-*

view of Economic Studies, 29(3), 1962, pp.174~192.

Kennedy, C., "Induced Bias in Innovation and the Theory of Distribution," *Economic Journal*, 74, 1964, pp.541~547.

Kim, J. and L. J. Lau, "The Sources of Economic Growth of the Newly Industrialized Countries on the Pacific Rim," Department of Economics, Stanford University, 1992.

King, R. G. and S. T. Rebelo, "Transitional Dynamics and Economic Growth in the Neoclassical Model," NBER Working Paper No. 3185, November, 1989.

Koopmans, T. C., "On the Concept of Optimal Growth," in *Econometric Approach to Development Planning*, North-Holland, Amsterdam, 1965.

Lau, L. J., "Technology, and Economic Growth," Stanford University, mimeo, 1993.

Lucas, R. E., Jr., "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22, July 1988, pp.3~42.

———, "Making A Miracle," *Econometrica*, 61, March 1993, pp.251~272.

Maddison, A., *Phases of Capitalist Development*, Oxford : Oxford University Press, 1982.

———, "Growth and Slowdown in Advanced Capitalistic Economies," *Journal of Economic Literature*, No. 25, 1987, pp.647~698.

Meade, J. E., *A Neoclassical Theory of Economic Growth*, London : Allen and Unwin, 1961, pp.1~76.

Oshima, H. T., "Reinterpreting Japan's Postwar Growth," *Development and Cultural Change*, 1982, pp. 1~43.

Ramsey, Frank P., "A Mathematical Theory of Saving," *Economic Journal*, 38, December 1928, pp. 543~559.

Rebelo, S., "Long Run Policy Analysis and Long Run Growth," NBER Working Paper, April 1990.

Romer, P. M., "Increasing Returns and Long Run Growth," *Journal of Political Economy*, 94, October 1986, pp. 1002~1037.

———, "Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization," *American Economic Review, Papers and Proc.*, 77, May 1987, pp. 56~62.

———, "Capital Accumulation in the Theory of Long Run Growth," in Robert J. Barro(ed.), *Modern Business Cycle Theory*, Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1989.

———, "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, 98, 1990, S71~S101.

Sala-i-Martin, X., "Lecture Notes on Economic Growth (I): Introduction to the Literature and Neoclassical Models," NBER Working Paper No. 3563, 1990.

———, "Lecture Notes on Economic Growth(II): Five Prototype Models of Endogenous Growth," NBER Working Paper No. 3564, 1990.

Shell, K., "Toward a Theory of Inventive Activity and Capital Accumulation," *American Economic Review, Papers and Proc.*, 56, May 1966, pp. 62~68.

Sheshinski, E., "Optimal Accumulation with Learning by Doing," in Karl Shell(ed.), *Essays on the Theory of Optimal Economic Growth*, M. I. T. Press, 1967.

Solow, R. M., "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 70, February 1956, pp.65~94.

———, "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, 39, August 1957, pp.312~320.

Srinivasan, T. N., "Long-run Growth Theories and Empirics: Anything New?" NBER 4th Annual East Asian Seminar on Economics, 1993.

Summers, R. and A. Heston, "Improved International Comparisons of Real Product and Its Composition: 1950~1980," *Review of Income and Wealth*, 30, June 1984, pp. 207~262.

———, "A New Set of International Comparisons of Real Product and Prices: Estimates for 130 Countries, 1950~1985," *Review of Income and Wealth*, 34, March 1988, pp. 1~26.

Swan, T. W., "Economic Growth and Capital Accumulation," *Economic Record*, 32, November 1956, pp.334~361.

Uzawa, H., "Optimum Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth," *International Economic Review*, 6, 1965, pp.18~31.

Young, A., "A Tale of Two Cities: Factor Accumulation and Technical Change in Hong Kong and Singapore," *NBER Macroeconomics Annual*, 1992.

通貨의 供給經路가 인플레에 미치는 影響:
現行 韓國銀行 貸出政策에 미치는 示唆點

金 俊 經
文 宇 植
金 世 炫

전통적인 通貨論者의 貨幣數量說에 의하면 通貨量만이 인플레에 영향을 주는 요인으로 파악되고 있다. 本稿는 인플레가 通貨의 供給經路, 즉 中央銀行의 發券對象資産의 構成上의 차이에 의해서도 影響을 받는다는 가설에 대한 歷史的·理論的 展開過程을 살펴보고, 이를 實證的으로 검토하였다.

韓國을 포함한 41개국의 「패널」자료를 이용한 實證分析結果에 의하면 인플레가 總通貨增加率뿐만 아니라 중앙은행의 發券對象資産의 構成에 의해서도 영향을 받는 것으로 확인되었다. 즉 國公債 등 政府部門을 대상으로 공급되는 本源通貨는 眞性어음再割引 등 民間部門에 대한 본원통화공급에 비해 인플레에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났다. 정부부문에 대한 통화공급은 미래의 財政政策에 대한 불확실성에 따른 정부의 債務償還能力 저하의 가능성이 상존하기 때문에 환수가 확실한 민간부문의 短期優良證券을 대상으로 공급되는 통화와는 달리 인플레期待心理를 유발시킨다.

위의 실증분석결과는 향후 物價安定을 위해서 韓國銀行의 對預金銀行 대출금이 현행의 財政資金的 성격의 자금위주에서 眞性어음再割引 등 순수민간부문에 대한 신용중심으로 再構成되어야 함을 시사한다.

I. 序 論

貨幣理論에서 역사적으로 가장 논란을 많이 일으킨 주제 중의 하나는 通貨의 供給經路(ways of monetary injection)와 物價간의 관계에 대한 이론적 규명이었다. 즉 通貨의 構成對象(counterparts)인 政府에 대한 信用(정부채무)과 民間(은행)에 대한 信用(discounting real bills)간의 구성비 차이가 과연 物價에 달리 영향을 줄 것인가 하는 문제였다. 이러한 논의는 전통적인 貨

筆者 : 金俊經, 文宇植－本院 硏究委員
金世炫－本院 硏究員

* 草稿에 대해 유익한 논평을 주신 金俊逸, 柳鐘權, 左承喜 博士님과 여러가지 조언을 주신 淸州大學校 金成泰 교수님과 院內 세미나 및 서울大學校 세미나 참석자들께 감사드린다.

幣數量說(Friedman)의 영향하에서 통화의 공급경로와 무관하게 오직 通貨量만이 物價에 영향을 주는 요인으로 파악되면서 망각되어 왔다.

그러나 최근 企業의 價値가 기업의 資金調達構造(debt /equity)에 상관없이 不變하다고 하는 Modigliani & Miller의 定理가 Wallace(1981), Sargent(1982), B. Smith(1985) 등에 의해 貨幣理論에 응용되면서 물가의 결정요인으로서 通貨의 構成對象이 다시 강조되고 있다.[1] Wallace는 동 정리를 中央銀行의 資產構成에 적용하여 政府의 財政政策이 불변인 경우에는 公開市場操作政策이 物價와 무관할 수 있음을 밝혔다. Sargent와 B. Smith는 유럽의 超인플레(hyperinflation)와 식민지시대의 美國의 경험에 대한 분석을 통해 통화구성대상의 중요성을 역설하였다.

Sargent는 1920년대 초 이래로 독일, 오스트리아 등과 같은 국가에서 중앙은행권의 발행이 지속적으로 이루어졌음에도 불구하고 1920년대 중반경 갑자기 超인플레가 사라지고 價格이 安定된 현상을 논하면서 이의 원인을 통화구성대상의 質(quality)이 개선된 데에서 찾고 있다. 즉 본원통화의 발권원이 종전의 政府赤字를 보전하기 위한 정부채 중심에서 商業어음, 金, 外換 등 양질의 자산위주로 재구성되었기 때문에 초인플레의 급속한 안정이 가능하였다고 보았다. 한편 B. Smith는 植民時代의 美國의 경험으로부터 물가는 통화량 이외에 발권대상자산의 가치에 의존한다는 사실을 밝힘으로써 Sargent의 가설을 재확인하였다.

이와 같이 物價가 通貨構成對象에 따라 달리 영향을 받는다는 주장은 화폐수량설만큼이나 오래된 것으로서 멀리는 A. Smith의 眞性어음主義(real bills doctrine)에서부터 Tooke를 필두로 하는 銀行學派를 거쳐 Gurley & Shaw(1960)의 전통 속에 그 맥을 유지하고 있었다. 특히 19세기 중엽의 英蘭銀行法 改正을 둘러싸고 대립된 通貨主義者와 銀行主義者들의 논쟁은 근본적으로 政府債務인 紙幣(paper money)와 民間信用인 銀行券(bank notes)간의 차이를 어떻게 인식하는가에 연유하였는데, 양자간의 인식 차이는 Gurley & Shaw의 外部貨幣(outside money)와 內部貨幣(inside money)간의 구분으로 발전되었다.

한편 은행제도의 발전과정에서 정부지폐와 은행권의 구분은 이론적 논란에 그치지 않고 각국의 中央銀行制度 形成에 결정적인

본고의 오류는 전적으로 筆者들의 책임임은 물론이다.

1) 한편 최근 Bernanke(1993) 등을 비롯한 '通貨傳達過程의 信用的 立場'(credit view of monetary transmission)에 있는 학자들은 情報의 非對稱性을 강조하여 기업의 銀行으로부터의 借入이 자본시장을 통한 자금조달과 完全 代替될 수 없다고 보고, 만약 기업이 은행대출을 충분히 얻지 못하면 원하던 투자계획을 실행하지 못함으로써 信用割當을 당한다고 보았다. 즉 이러한 견해는 通貨量만 중시하는 貨幣數量說과는 달리 통화의 구성대상으로서 民間信用供給의 역할의 중요성을 강조하고 있다.

영향을 주는 것으로 나타난다. 즉 英美系 국가에서는 발권대상자산의 대부분이 政府債務에 의해서 구성되어 온 반면, 독일, 프랑스 등 大陸系 국가에서는 주로 民間商業어음割引에 의해 통화를 공급하는 제도로 발전되어 왔다. 최근의 Wallace, Sargent, B. Smith 등에 의한 通貨構成對象의 중요성에 대한 논의는 紙幣/銀行券, 外部/內部貨幣를 구분하는 銀行學派의 전통을 회복시켰다는 점에서 그 기여를 찾을 수 있다고 사료된다.

本稿의 目的은 각국 중앙은행의 通貨構成對象(자산운용)의 제도적 차이를 이용하여 "通貨의 供給經路가 物價의 결정요인으로 작용한다"는 銀行學派-Gurley & Shaw-Sargent & Wallace의 주장을 경험적으로 밝히는 데 있다. 본고의 가치는 대부분 이론적으로만 논의되어 왔던 상기 가설에 대한 直接的인 實證檢定을 시도하는 데 있다고 할 수 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. Ⅱ章에서는 通貨의 構成對象을 중심으로 각국의 中央銀行制度(특히 英美型과 大陸型制度)의 형성과정 및 그 차이를 낳게 한 歷史的·理論的論議를 살펴본다. Ⅲ章에서는 이러한 맥락에서 일제하의 朝鮮銀行 설립 이후부터 현재까지의 우리나라의 통화공급경로 및 중앙은행제도의 특징을 간략히 논한다. Ⅳ章에서는 통화구성대상의 비율에 따라 구분되는 각국 중앙은행제도 운용의 차이에 의거하여 通貨構成對象의 차이가 物價에 어떠한 영향을 미치는지 분석한다. 특히 구체적으로 *International Financial Statistics(IFS)*의 통화구성대상 통계를 이용하여 銀行學派-Gurley & Shaw-Sargent & Wallace의 논의를 실증적으로 검토한다. 끝으로 Ⅴ章에서는 도출된 실증분석결과가 우리나라의 현행 通貨政策 및 政策金融 運營에 주는 시사점을 논의해 본다.

Ⅱ. 通貨供給經路와 中央銀行制度의 發達

은행제도의 본질적 기능은 成長하는 경제에 通貨를 공급하는 일이다. 은행제도는 실물부문이 貨幣金融部門에 의한 制約 없이 성장할 수 있도록 적정규모의 유통수단을 공급하는 방향으로 발전되어 왔다. 원래 은행 중에서 政府와 거래를 하던 은행이 中央銀行으로 변모하였든 혹은 정부의 직접적 필요에 의해 중앙은행이 설립되었든간에 중앙은행에 대해 發券獨占이 부여되면서부터 中央銀行과 一般銀行의 역할이 區分되기 시작하였으며, 이 과정에서 중앙은행은 最終的으로 통화정책을 책임지는 기관으로서의 역할을 담당하게 되었다.[2)]

2) 한편 수표제도 등의 발달은 一般銀行의 통화공급기능을 비약적으로 발전시키는 요인으로 작용하였다. 일반은행에 의한 預金通貨供給의 확대는 중앙은행의 對民間業務, 즉 민간부문에 대한 貸出 및 割引業務의 필요성을 소멸

한 나라의 중앙은행 계정을 살펴보면 다음과 같이 요약된다.

A	*C*
B	*R*
F	

A : 政府에 대한 신용
B : 民間銀行에 대한 신용
F : 金 또는 外貨資産
C : 非銀行部門의 보유통화
R : 銀行의 보유통화(지불준비금)

여기에서 중앙은행 계정의 부채항목인 *C*와 *R*을 합하면 本源通貨(central bank money, reserve money, high-powered money) *H*가 얻어진다. 중앙은행의 資産計定은 본원통화의 發券對象資産(counterparts, assets backing in the monetary injection)으로서, 즉 본원통화가 어떠한 과정을 통해 공급되었는가를 보여준다.

전통적으로 본원통화의 가장 중요한 발권원은 金, 즉 *F*였다. 그러나 신용경제의 발전에 따라 金이 脫貨幣化되고 紙幣가 금속화폐를 대체하는 信用貨幣體制가 구축되는 과정에서 중앙은행의 政府에 대한 신용공여(政府의 銀行)와 일반은행을 통한 民間에 대한 신용공급이 본원통화의 주요 발권원으로서 기능하기 시작하였다. 특히 중앙은행은 商業어음再割引을 통해 민간부문에 대해 신용을 공급함으로써 一般銀行의 銀行役割을 수행하게 되었다.

역사적으로 각국의 中央銀行制度(발권제도)는 본원통화의 발권대상자산의 구성면에서 國家間에 큰 差異를 보이면서 발전·정착되어 왔다. 즉 〈表 1〉에서 보는 바와 같이 본원통화의 발권원으로서의 政府에 대한 신용과 民間銀行에 대한 신용간의 구성비율을 보면 국가간 큰 편차가 있음을 알 수 있다. 대체로 英國, 美國은 중앙은행의 政府에 대한 신용공급이 전체 본원통화에서 점하는 비중이 크고 對民間銀行에 대한 신용공급은 극히 미미한 반면, 프랑스, 獨逸, 日本, 그리고 우리나라의 경우 중앙은행의 대민간은행 신용공급의 상대적 비중이 높게 나타난다.

이와 같이 국가군별로 본원통화의 공급경로상에 차이가 발생하게 된 근본적 이유는 화폐제도가 金屬貨幣에서 信用貨幣로 발전되고 이에 따라 화폐의 개념이 확대되는 과정에서 貨幣(money)와 信用(credit)이 機能面에서 달리 인식되었기 때문이다. 이러한 인식의 차이는 19세기 중엽의 英蘭銀行法 개정을 둘러싸고 벌어진 通貨主義(currency school)와 銀行主義(banking school)간의 논란에서 그 기원을 찾을 수 있는데, 그후에도 양자간의 학설적 대립은 각국

시킴과 동시에 (신용제도의 피라미드형 구조로 인하여) 신용이 가장 확실한 중앙은행권에 대한 수요를 별도로 창출하게 되었다. 이에 따라 종전의 중앙은행의 對民間業務가 對銀行業務, 즉 은행에 대한 貸出, 割引業務로 전환하게 되었다.

〈表 1〉 中央銀行의 對政府信用과 對民間信用이 本源通貨에서 占하는 比重

(단위 : %)

	國公債保有 /本源通貨	中央銀行貸出 /本源通貨
美 國	84.0	0.8
英 國	45.0	0.5
독 일	12.8	58.2
프랑스	16.5	61.2
日 本	44.0	25.1
韓 國	50.0	159.1

註 : 1981~90년 연평균치.
資料 : IMF, *International Financial Statistics*, 1992.

의 중앙은행제도의 설립 및 형성에 결정적으로 영향을 주었다. 이하에서는 화폐와 신용의 개념상의 論難과 이에 따른 국가군별 중앙은행제도의 分化過程을 보다 상세히 살펴본다.

1. 貨幣와 信用－政府에 대한 信用과 民間(銀行)에 대한 信用의 區分

貨幣와 信用에 대한 최초의 논쟁은 Rist (1938)가 지적하였듯이 紙幣(paper money)와 銀行券(bank notes)간의 기능에 대한 인식의 차이로부터 출발하였다. Ricardo를 비롯한 通貨主義者들은 화폐를 단순히 交換手段으로 파악함으로써 紙幣와 銀行券간에 아무런 차이가 없고 경제에 동일한 영향을 미친다고 생각하였으며, 특히 은행권이 同價의 金에 의해 100% 보증되지 않을 경우 超過發行될 수 있을 것으로 보았다. 따라서 통화주의자들은 貨幣數量說에 입각하여 한 나라의 價格水準은 지폐에 의하든 은행권에 의하든 총유통수단의 量에 의해 결정되므로 가격안정을 위해서는 은행권의 超過發行을 억제해야 한다고 주장하였다. 결국 통화주의자들은 100% 금보증에 의하지 않는 은행의 초과발권력을 엄격하게 제한할 것을 제안하였는바, 이는 예금업무만 수행하는 암스테르담銀行과 같은 은행이 通貨主義者들의 理想的 은행으로 인식되었음을 뜻한다.

이와는 대조적으로 Tooke로 대표되는 銀行主義者들은 은행권이 금에 의해 100% 보증되지 않는다 하더라도 紙幣와 銀行券은 본질적으로 동일시될 수 없다고 인식하였다. Tooke는 紙幣와 銀行券간의 차이를 다음과 같이 설명하고 있다.

첫째, 화폐의 순환과정에서 銀行券의 발행은 商業活動의 必要(needs of trades)에 따라 內生的으로 결정되는 반면, 紙幣는 財政의 必要에 따라 경제활동과 무관하게 外生的으로 결정된다.

둘째, 銀行券에 대해서는 이른바 還流의

法則(law of reflux)이 성립하는 반면, 주로 재정적자를 보전하기 위해 발행된 紙幣에 대해서는 동 법칙이 적용되지 않는다.[3)]

따라서 Tooke를 비롯한 銀行學派에게는 은행권은 지폐와 확실히 구분되어야 하는 것으로 金屬貨幣와 紙幣에 한정되어 적용되는 貨幣水量說은 은행권에 대해서는 의미가 없다고 인식되었다. 즉 이들은 은행권은 商業어음割引을 통해 주어진 할인율하에서 實物經濟의 必要에 따라서만 창출, 소멸됨으로써 過度한 通貨供給이란 있을 수 없으며, 은행권발행이 인플레의 원인이 아닌 한 이를 제약할 필요는 없다고 주장하였다.

한편 지폐와 은행권의 구분은 貨幣의 槪念이 擴大되어 오는 과정에서 흐려져 왔다. 은행신용제도의 발달로 화폐의 脫金屬化와 더불어 銀行券 외의 교환수단으로서 각종 預金의 사용이 계속 증대하였다. 특히 은행예금은 은행권과 발행방법이나 경제에 미치는 효과면에서 완전히 동일하였기 때문에 이의 증가는 오늘날 銀行部門 綜合貸借對照表上의 負債計定의 지폐, 은행권, 은행예금 등이 모두 화폐로 총칭되게 되는 결과를 가져왔다. 따라서 지폐로 구성되는 貨幣와 은행권(은행예금)으로 구성되는 信用간의 구분은 더 이상 은행 종합대차대조표의 負債項目에서 가능하지 않게 되었고 資産項目에서만 파악할 수 있게 되었다.

Gurley & Shaw(1960)는 Tooke에 의한 화폐와 신용의 차이를 대차대조표상의 자산항목에서 內部貨幣(inside money)와 外部貨幣(outside money)간의 차이로 계승 발전시키면서, 특히 양자간의 구분을 위한 기준으로 富의 效果 성립유무를 강조하였다. 즉 은행부문의 자산계정에서 通貨供給의 源泉이 되는 대상을 政府와 民間으로 구분하고 外部貨幣를 금 및 정부에 대한 채권을 보증으로 한 화폐로, 內部貨幣는 민간에 대한 대출채권(信用)에 해당하는 화폐로 정의하고, 외부화폐는 민간부문의 정부에 대한 자산으로서 富의 效果를 창출하나 내부화폐는 민간채무를 반대급부로 하여 발행되었기 때문에 채권과 채무의 상쇄로 인하여 부의 효과가 성립하지 않는다고 보았다.

최근 Wallace(1981), Sargent(1982) 및 Smith(1985)의 연구도 이러한 구분을 정당화하고 있다. 특히 Sargent와 Smith는 유럽의 超인플레(hyperinflation)의 경험과

---

3) 이러한 지폐와 은행권간의 차이에 대해 Tooke는 다음과 같이 부연 설명하고 있다.

"…이렇게 발행된 紙幣와 이 나라의 것과 같은 銀行券간의 차이는 兌換에 의해 규정된 發券制限에 있는 것이 아니라 發行方法(mode of issue)에 있다. …그러므로 通貨量은 結果이며 原因이 아니다. 반면 강제통용력을 갖는 政府紙幣는 그 量이 증가할 경우 가치가 하락한 통화로 새로운 수요원천을 구성하여 직접적으로 價格과 所得에 原初的인 原因으로서 영향을 미친다. …" (Rist(1938), p. 213에서 재인용)

계속해서,

"…貸付나 割引이 단기간 적당한 채권을 보증으로 하여 행해진다면 은행권의 발행량이 얼마이든 환류된 은행권의 양은 항상 방출된 은행권의 양과 동일함으로써 통화량은 一定할 것이다."(Mints(1940), p. 89에서 재인용)

식민지시대의 美國의 경험에 대한 분석을 통해 貨幣價値의 결정요인은 發券對象資産의 가치임을 주장한다. 예컨대, Sargent는 1920년대 초 초인플레를 경험한 독일, 오스트리아, 헝가리, 폴란드 등의 국가에서 1920년대 중반경 中央銀行券의 발행이 지속적으로 이루어졌음에도 불구하고 급속히 인플레가 진정되었던 현상을 설명하면서 중앙은행의 본원통화공급경로의 중요성을 강조하였다. 그는 私的 負債價値의 결정요인이 발행자의 장래 所得흐름의 現在價値인 것과 마찬가지로 貨幣價値도 중앙은행의 發券源 구성자산의 가치에 의해 결정된다고 주장하였다. 즉 당시의 초인플레는 전쟁수행에 따른 각국의 대규모의 재정적자가 본원통화 발행으로 보전되는 과정에서 장래의 정부의 負債支拂能力 下落(재정적자의 지속 가능성)이 예상됨에 따른 현상이며, 1920년대 중반에 가격안정이 급속히 이루어진 것은 본원통화 발권대상이 종전의 정부채 중심에서 金, 外換, 商業어음 등 양질의 자산위주로 재구성되고,[4] 財政改革에 따라 균형정부 예산이 유지되었기 때문에 가능하였다고 보았다.

이와 같이 화폐발행이 良質의 資産을 대상으로 이루어질 경우 통화량이 증대되더라도 인플레에 아무런 영향을 주지 않는다는 견해는 발권대상자산의 구성을 고려하지 않은 通貨論者의 시각과 큰 대조를 이루고 있다.[5]

2. 中央銀行制度의 分化

은행권을 貨幣로 간주하는 通貨論者들과 은행권을 信用으로 파악하는 銀行論者들의 주장은 각국의 中央銀行制度의 형성에 결정적으로 영향을 주었다. 통화론자들의 주장은 英蘭銀行法 개편시 Peel's Act 제정을 시초로 美國의 國法銀行制度를 거쳐 금이나 정부채권을 주요 발권대상자산으로 삼는 통화제도의 발전에 크게 영향을 준 반면, 은행론자들의 주장은 발권대상으로서 민간에 대한 신용공여를 중시하는 프랑스나 獨逸 등 대륙계국가의 중앙은행제도 성립에 반영되었다. 이하에서는 通貨主義와 銀行主義가 각국의 中央銀行 設立 및 법 개정에 미친 영향을 고찰해 보자.

가. 英美圈 中央銀行制度의 定着

通貨論者들의 입장은 기본적으로 모든 은행권을 金의 價値에 1대1로 연동시켜 발행함으로써 은행권이 금을 대체하도록 하고 이러한 통화제도가 종전의 금속화폐제도와

4) 통화의 발권대상이 民間에 대한 信用, 즉 어음할인에 의해 전적으로 구성되었던 18세기 초 스코틀랜드의 경험은 또 하나의 좋은 예를 제공한다. Cameron(1967)은 산업화 초기에 民間銀行에 의해 신용이 풍부하게 공급되었던 스코틀랜드가 상대적으로 여타 국가에 비해 物價가 安定되었으며 經濟成長速度도 더 빨랐음을 지적하고 있다.

5) B. Smith(1985)는 貨幣數量說이 Sargent & Wallace理論의 특수한 경우인 "통화가 無價値(worthless)資産을 대상으로 공급되는" 상황을 암묵적으로 상정한 것으로 보고 있다.

동일하게 기능하도록 하는 데 있었다. Ricardo의 주장이 英美圈 금융제도의 정착에 얼마나 큰 영향을 주었는가는 Ricardo 死後 발간된 「國立銀行案(Plan of A National Bank)」(1823)을 검토해 봄으로써 쉽게 파악할 수 있다. 이 案의 내용은 1844년 Peel's Act의 내용을 예견하고 있다.

Ricardo는 전술한 바와 같이 금속화폐를 대체하는 편리한 수단으로서 紙幣의 양은 항상 固定되어야 한다고 생각하였으며, 이에 따라 「國立銀行案」에서 다음과 같이 은행권과 지폐의 發券統制를 제안하였다.

첫째, 英蘭銀行에 의해 발행된 銀行券 및 기타은행에 의해 발행된 은행권을 모두 政府紙幣로 대체시킴으로써 政府를 유일한 發券機關으로 지정할 것을 제안하였다. Ricardo는 은행의 發券業務를 割引業務와 전적으로 獨立된 업무로서 인식하였고, 따라서 商業어음의 割引은 은행예금액에 일치하는 한도내에서 이루어질 수 있다고 보았다.

둘째, 영국에서 유통되는 지폐의 양이 금보유량에 따라 변동되도록 하기 위해 정부지폐를 오직 金保證을 통해 발행할 것을 제안하였으며, 정부에 의한 발권남용을 방지하기 위해 발권업무를 정부와 獨立的인 제3의 기관(通貨委員會)이 담당함이 바람직하다고 주장하였다.

Ricardo의 이러한 제안은 1844년의 英蘭銀行法 改正(Peel's Act)에 큰 영향을 미쳤다. 同法에 따라 英蘭銀行은 發券部(issue department)와 銀行部(bank department)로 조직분할되고, 당시 1,400만파운드에 해당하는 정부채권을 發券部에 인수시키고 이를 보증으로 하여 발행된 은행권을 채권형태로 銀行部에 이전하였다. 이에 따라 은행부는 발권부에 대한 債務限度內에서 割引業務만 전담하는 기관으로 기능하였고, 이에 반해 발권부는 1,400만파운드를 초과하는 발권은 오직 金의 보증하에서만 가능하였다.[6)]

Ricardo의 구상은 Peel's Act에 영향을 주는 데 그치지 않고 1863년 美國의 國法銀行制度에 완벽하게 반영되었다. 國法銀行制度 이전의 美國은 각 은행들이 자유롭게 자신의 은행권을 발행함으로써 각종 은행권의 남발 및 이에 따른 은행의 도산이 사회적으로 큰 문제였다(wild cat banking). 국법은행제도는 이러한 지방은행권의 남발을 방지할 뿐만 아니라 남북전쟁 수행에 필요한 전비 조달이라는 문제를 해결하기 위해 도입되었다. 국법은행제도하에서 은행권의 발권행태를 살펴보자.

우선 國法銀行의 경우 발권은 당시 미국정부가 전비를 조달하기 위해 발행한 정부채권을 담보로 하여 획득된 채권의 9/10 한도내에서 가능하였다. 이러한 국법은행권

6) 은행권 발권이 시중의 자금사정과 관계없이 1,400만파운드가 上限으로 정해짐으로써 同法은 그후 닥친 세 차례의 통화위기(1847년, 1857년, 1866년)에 효과적으로 대처하지 못하였는데, 결국 발권제한에 관한 同法의 시행이 중단됨으로써 商業어음의 割引에 의한 通貨의 공급이 제약받지 않게 되었다.

은 Friedman이 지적하듯이, "한 다리 건너서 보았을 경우 연방정부의 채무일 뿐만 아니라 最大 發券量이 연방정부의 法的 또는 行政的 行動에 의해 결정된다는 점에서 政府紙幣와 다름없었다"(Friedman & Schwartz(1963), p. 21). 한편 국법은행에 가입하지 않은 州法銀行은 은행권 발행시 10%의 부과금 지불이 요구됨에 따라 실질적으로 발권을 포기하게 되었다. 이에 따라 금을 제외한 당시의 신용화폐는 聯邦政府(Tresor)가 직접적으로 발행한 政府紙幣(Greenbacks)와 국립은행에 의해 발행된 國法銀行券(national bank notes)으로만 구성하게 되었다.

國法銀行制度는 국법은행권의 발행규모가 外生的으로 고정되어 있을 뿐만 아니라 연방법상 국법은행권이 법적인 준비금으로 사용될 수 없었기 때문에 은행위기에 최종적 유동성을 효과적으로 공급할 수 없었다. 이러한 이유로 인해 1913년에 聯邦準備制度(Federal Reserve System)가 창설되기에 이르렀다. 그러나 중앙은행인 FRB의 명칭이 '準備金'(Reserve)인 데서도 잘 드러나듯이 發券的 性格(통화공급)이 상대적으로 약하였다. 결국 미국은 연방정부에 의한 發券力 獨占이 憲法과 상충되었기 때문에 중앙은행의 발권독점에 의해 발권남발문제를 해결한 유럽제국과는 달리 國法銀行制度가 채택되었고, 이는 발권업무와 관련하여 미국의 독특한 금융제도 형성에 결정적인 영향을 끼쳤다. 즉 通貨發券이 민간의 信用보다는 政府債務에 의존하여 非彈力的으로 결정됨으로써 은행의 발권을 정부지폐로 대체하려는 통화론자들의 주장이 미국의 금융제도 수립으로 구현되었다. 미국금융제도의 이러한 특성은 Galbraith로 하여금 다음과 같이 말하게 하였다.

> "商業銀行의 역사가 이탈리아의 것이고 中央銀行의 역사가 영국의 것이라면, 政府에 의하여 발행된 紙幣의 역사는 두말할 나위없이 미국의 것이다."(Galbraith 1976)

通貨論者들의 구상은 마지막으로 日本에서 적용된다. 일본은 明治維新 이후 「이토 히로부미」의 제안에 따라 미국의 국법은행제도를 모방하여 1872년에 國法銀行條例를 제정하여 1882년 「마쓰가다」(松方正義)에 의한 중앙은행 설립시까지 국법은행제도를 운영하였다. 처음 일본의 국법은행제도는 최고 152개의 국법은행이 설립되는 등 빠른 속도로 제도의 정착이 진행되었으나 계속된 재정지출에 의해 높은 인플레가 발생함으로써 결국은 붕괴되고 이를 이어 유럽대륙식의 중앙은행인 벨기에 중앙은행법을 따라 日本銀行(1882)이 설립되었다. 결국 Ricardo의 국립은행안을 실현시켜 독자적인 금융제도로 발전시켰던 미국과는 달리 일본은 다음에서 살펴보는 대륙형 중앙은행제도로 회귀하였다.

나. 大陸型 中央銀行制度의 發展

金이나 政府債券을 구성대상으로 하는 발권방식이 Ricardo를 필두로 하는 通貨論者들을 통해 英美圈, 특히 美國의 금융제도 성립에 지배적인 영향을 미쳤다면 商業어음割引을 통한 銀行券의 발행방식은 大陸, 특히 프랑스와 독일에 큰 영향을 주었다. 이러한 발권제도의 분화는 양권역간의 紙幣發行에 대한 역사적 經驗이 서로 달랐음에도 크게 연유하였다. 프랑스와 독일에서는 은행제도의 생성 이후 은행의 지폐발행이 항상 戰費調達 등 국가재정적자의 직접적인 보전수단으로 남용됨에 따라 극심한 인플레를 자주 경험해 왔기 때문에 政府紙幣와 銀行券간의 차이에 대해 명확한 인식의 일치가 이루어져 왔었다. 이에 반해 영국에서는 英蘭銀行이 대체로 민간에 대한 신용공급을 위해서만 지폐를 발행해 왔기 때문에 예외적으로 Tooke를 비롯한 銀行論者를 제외하고는 정부지폐와 은행권간의 차이에 대한 인식이 부족하였다.

우선 프랑스의 경우를 보면, 1789년의 프랑스大革命과 관련된 정부지출증대 및 이와 관련된 정부지폐 「아씨나」(Assignats)의 남발에 의한 심각한 인플레 폐해를 경험함으로써 정부화폐에 대한 불신이 컸을 뿐만 아니라 1800년에 설립된 중앙은행인 「프랑스銀行」의 경우 銀行主義의 원칙에 따라 조직되었기 때문에 중앙은행의 발권은 금을 제외한다면 대부분이 商業어음割引에 의해서 보증되었다. 특히 프랑스은행은 이와 같이 은행주의에 따라 조직되면서 銀行券 發行限度에 관한 어떠한 제약도 없었고, 은행 성립 초기에는 오히려 민간에 대한 發券擴大가 중요한 문제였다.

독일의 경우 1875년에 설립된 중앙은행인 「帝國銀行」(Reichsbank)의 발권규정은 1844년의 Peel's Act를 모방하였다. 즉 英蘭銀行과 마찬가지로 總發券限度를 정하는 등 발권에 대한 규제를 가하였으나, 다음과 같은 두가지 면에서는 銀行主義를 많이 따랐다고 볼 수 있다.

첫째, 중앙은행이 金保證 없이 발권할 수 있는 한도를 정하고 이를 초과하는 경우에는 금과 1대1 대응하에서만 발권이 가능하였으나, 실제에 있어서는 발권한도가 자주 상향조정되었을 뿐만 아니라 5%의 조세를 지불하면 언제든지 초과발권을 할 수 있었다. 둘째, 발권한도내에서 발행하는 경우 은행권을 보증하는 구성요인을 보면 영란은행의 경우와는 달리 발권량의 2/3를 의무적으로 商業어음割引에 사용하도록 함으로써 가능한 한 은행주의를 많이 반영하였다.

결국 영란은행에 비해 프랑스나 독일의 중앙은행은 割引을 통해 보유하게 된 商業어음이 중요한 발권대상자산이었다. 프랑스銀行의 경우 法에 의해 상업어음할인이 규정되었으며, 독일의 「帝國銀行」은 發券의 2/3에 해당하는 금액을 商業어음의 구입에 사용해야 했기 때문이다. 日本이 후에 모델로 삼은 벨기에 중앙은행의 경우에도 銀行

學派의 발권원칙을 철저하게 적용하였다. 즉 商業어음만을 할인할 것을 규정하는 이외에 할인에 대한 일체의 制約이 없었다.

대륙국가가 통화제도의 수립시 銀行主義를 따랐다고 하는 또 다른 증표는 中央銀行 割引率의 변동빈도와 폭에서 찾을 수 있다. 영국의 경우 할인율이 빈번하게 변동되었고 그 폭도 컸으나 프랑스나 독일의 경우 할인율 변동이 거의 없었다.[7] 이는 발권한도를 규제하는 영국에 비해 後發産業國家인 프랑스, 독일, 벨기에 등에서는 중앙은행의 저리의 성장통화공급문제가 중요했기 때문이다. 이는 특히 「프랑스銀行」의 창설을 명한 「나폴레옹」의 다음과 같은 목적에서도 잘 드러난다.

> "내가 프랑스은행을 창설한 것은 4%의 이자율수준에서 割引을 가능하도록 하기 위함이다." (Rist, 1938)

통화의 주요 구성대상이 政府債券인 국가의 경우 동 채권의 매매에 의한 공개시장이 발달하게 되는 반면, 주요 구성대상이 商業어음인 국가에서는 상업어음시장이 발달하는 것은 두말할 나위없다. 실제로 英國과 美國은 정부채권이 중앙은행의 공개시장조작 대상증권으로서 활발히 이용되어 왔던[8] 반면, 大陸에 있어서는 상업어음의 재할인이 중앙은행개입의 중요한 수단이었다.[9]

Ⅲ. 韓國의 本源通貨供給經路 및 中央銀行 貸出政策의 變遷에 대한 概觀

우리나라의 本源通貨供給經路는 정부의 財政政策, 産業政策, 外資調達政策 등 對內外政策 및 國際收支 등 經濟與件變化에 따라 크게 영향을 받아 왔다. [圖 1]을 통해 1950~92년 기간중 본원통화공급경로의 추이를 살펴보면, 1960년대 중반까지는 화폐발행이 戰災復舊 등을 위한 대규모 재정지출과 취약한 歲入構造로 인해 누적된 財政赤字를 보전하는 수단으로 사용됨에 따라 政府部門에 의한 본원통화공급비중이 매우 높았던 것으로 나타난다. 그후부터 1980년대 전반기까지는 中央銀行의 對預金銀行 貸出을 통한 본원통화공급이 크게 증대되었는데, 이는 동 기간중 輸出主導의 고도성장정책에 따라 輸出金融이 재할인창구를 통해 대량 공급되었기 때문이다. 海外部門에 의

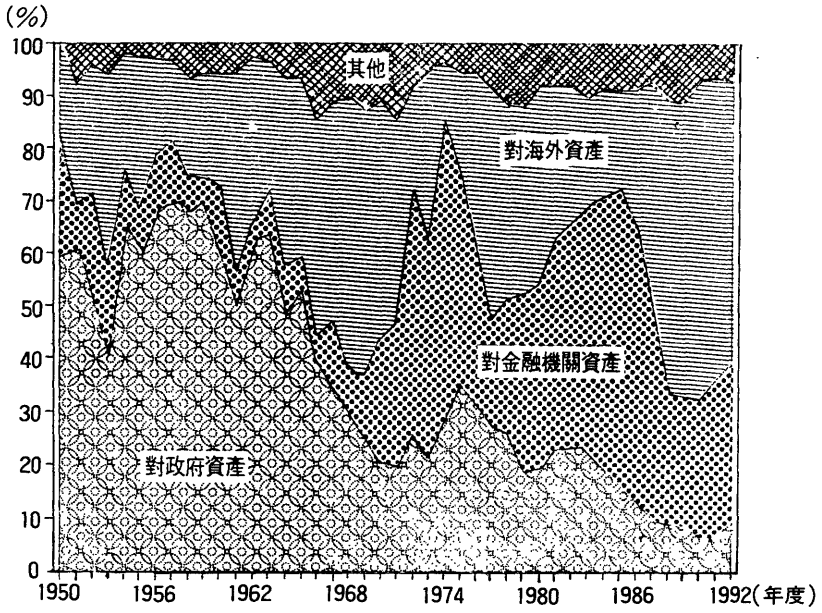
---

7) Hilferding(1910) pp. 390~392 참조.

8) Rist에 따르면 영국의 경우 실제로 환율변동에 기초하여 19세기 초부터 이미 이러한 공개시장조작이 이뤄지고 있었으며, 이론적으로는 Ricardo가 처음으로 제시하였다고 한다.

9) 미국에 있어서 상업어음이 중앙은행의 개입수단으로 사용되지 않은 또 다른 이유는 독일의 경우 상업어음발행은 3인의 背書를 거쳐야 하는 데 비해 미국은 1인의 배서만 있으면 가능하였다는 점을 들 수 있다. 미국에서의 상업어음은 문자 그대로의 진성어음으로 보기가 어려운 측면이 있으며, 따라서 동 어음의 신용력이 상대적으로 취약하였다고 할 수 있다.

[圖 1] 韓國銀行의 發券對象資産別 構成比 推移



註 : 1) 對金融機關資産은 對預金銀行 · 非銀行金融機關 대출금과 특별금융채권.
2) 對政府資産은 국채, 對政府 및 정부대행기관 대출금.
3) 對海外部門資産은 해외자산과 국내자산 중 외화예탁금 포함.
資料 : 韓國銀行, 『調査統計月報』.

한 본원통화공급비중은 外資導入이 급격히 늘어났던 1960년대 하반기, 中東建設特需 등으로 해외자금유입이 크게 증가하였던 1970년대 하반기, 그리고 貿易收支 黑字가 시현되었던 1980년 하반기에 상대적으로 높게 유지되었다.

本章에서는 본원통화공급경로의 한 형태인 韓國銀行의 貸出政策[10]을 중심으로 운용방식 및 제도적 변천에 대해 시대별로 개관해 본다. 논의전개의 편의상 시대별 구분을 日帝時代(1909~45년), 戰後 인플레수습과 생산물자의 유통을 위한 韓銀 貸出의 整備期(1951~60년), 輸出主導의 성장을 위한 韓銀 貸出의 強化期(1961~81년), 中小企業支援과 産業構造調整을 위한 韓銀 貸出의 擴大期(1982~92년) 등 크게 4期間으로 나누어 중앙은행 대출정책의 주요 내용에 대해 알아 본다.

1. 朝鮮銀行의 貸出政策(1909~45년)

한국은행의 전신인 朝鮮銀行은 發券制度 및 再割引政策 측면에서 벨기에의 中央銀行, 이를 모방한 日本의 중앙은행과 매우

10) 본고에서 다루는 중앙은행 대출정책은 진성어음에 대한 재할인뿐만 아니라 어음담보대출 및 일반자금대출 등을 포함하는 모든 對預金銀行 대출행위를 포함하는 광의의 개념이다.

〈表 2〉 朝鮮銀行券 發行을 위한 資産準備

(단위: %)

	金・地金銀	日本銀行券	商業어음	國 債	公 社 債	發行高總計
1909~15	11.9	23.3	6.0	32.0	26.9	100.0
1916~20	10.6	32.7	34.6	8.0	14.1	100.0
1921~25	10.5	24.0	58.4	1.5	5.6	100.0
1926~30	11.6	36.3	51.4	–	0.7	100.0
1931~35	13.8	45.8	40.4	–	–	100.0
1936~40	2.7	54.1	35.4	7.8	–	100.0
1941~42	0.8	33.6	28.1	32.1	5.5	100.0
1909~42	9.7	35.1	35.3	11.0	8.8	100.0

資料 : 朝鮮銀行史硏究會(編), 『朝鮮銀行史』, 1987.

유사하였다. 은행권발행의 獨占權을 가진 朝鮮銀行은 1909년 창립 이후 상당기간동안 金換本位制度下에서 은행권과 同價의 금・지금은 및 일본은행권을 對象(counterpart)으로 하는 正貨準備와, 國債, 商業어음 및 기타 우량증권 등을 대상으로 하는 保證準備를 겸용하는 방식으로 본원통화를 공급하였다. 보증준비에 의한 은행권발행은 경기변동 및 계절적 변동에 따라 발행한도가 신축적으로 조정될 수 있는 屈伸制限發行制가 적용되었다.

금환본위제도가 폐지된 1938년 이후에는 金貨兌換의 구속을 받지 않는 不換紙幣가 대규모로 발행됨에 따라 1941년에 종래의 굴신제한발행제가 불환지폐의 최고발행액을 제한하는 最高發行額制限制로 대체 운용되었다. 물론 조선은행은 필요한 경우 일본의 大藏大臣의 인가를 받아 최고발행한도를 超過해서 발행할 수 있었는데, 초과발행분에 대해서는 年 3% 이상의 發行稅를 납부하도록 되어 있었다.

1909~42년 기간중 조선은행권 發行高중 商業어음재할인을 통해 공급된 비중(表 2 참조)은 연평균 35.3%로서 가장 높았고, 이어서 일본은행권(35.1%), 국채(11%), 金・地金銀(9.7%) 등의 순으로 나타나 日政下에서는 商業어음再割引이 본원통화의 주요 공급경로였음을 알 수 있다.

2. 戰後 인플레 收拾과 生産物資 流通을 위한 韓銀 貸出政策의 整備期(1951~60년)

1950년대의 한국경제는 戰爭遂行 및 戰災復舊를 위한 대규모의 정부지출로 인해 대폭적인 財政赤字를 경험하였다. 또한 解放 이후 일본인의 본국철수와 전쟁으로 인한 生産基盤의 파괴 등으로 生産・流通體系가 붕괴된 기간이기도 하였다. 당시의 재정적자는 민간의 擔稅能力이 극히 취약했던

관계로 세입에 의한 보전은 미미하였고, 거의 전액이 원조물자의 판매대금인 對充資金과 韓國銀行의 對政府貸出金 및 國債引受로 보전되었다. 특히 정부부문에 의한 본원통화공급은 한국은행 總資産規模의 연평균(1950~60년) 61.4%에 달해(圖 1 참조) 재정적자보전을 위한 화폐남발이 당시의 극심한 인플레(1953~57년 연평균 도매물가상승률 : 35.4%)를 초래한 주요 원인으로 작용했던 것으로 사료된다.

이러한 경제여건하에서 당시의 통화금융당국은 인플레 수습에 초점을 두고 한은 대출정책을 過剩流動性調節과 選別的 通貨供給을 동시에 수행하는 수단으로 운용하였다. 한국은행은 1951년에 통화량 및 국내여신을 규제하기 위해 再割引供給을 銀行別·資金別로 일정규모내에 억제하는 再割引總額限度制를 도입하였다. 처음 9개월동안에는 총액한도내에서 분기별로 導入外資引受資金 및 무역금융 등 일부 정책자금을 제외한 再割引의 增加額을 금융기관의 對韓國銀行 預金(예금지급준비금 제외) 增加額 범위내로 규제하였다. 1952년 4월부터는 金融通貨委員會가 재할인증가한도를 裁量的으로 직접 책정할 수 있도록 운용방식의 신축성을 부여하였는데, 그후 재할인총액한도제는 시중자금사정 등에 따라 총액한도가 일정기간동안 동결되거나 限度外 대상자금이 조정되는 등 그 내용이 다소 바뀌면서 운용되었다(『韓國銀行 40年史』 참조).

한국은행은 재할인총액한도제의 실시와 병행하여 1953년에 자금별 融資順位制를 도입하여 융자순위에 따라 한국은행의 再割引取扱에 차등을 두고 운용하였다. 즉 동제도는 생산경제상의 중요도와 긴급성이 큰 순서대로 甲, 乙, 丙 세 종류의 자금으로 순위를 정해 운용되었는데, 甲種資金은 한은의 재할인지원이 가능한 자금으로 농림수산업, 광공업, 전기업, 전매사업, 수출업, 군납업 등에 지원되었으며, 丙種資金은 사치성소비품 생산업과 오락흥행업 등에 대한 대출로서 금융기관의 취급이 금지되었으며, 乙種資金은 갑종 및 병종자금에 속하지 않는 자금으로 금융기관이 취급할 수는 있되 원칙적으로 한은 재할인이 허용되지 않았다.

3. 輸出主導의 成長을 위한 韓銀 貸出의 強化期(1961~81년)

이 시기는 정부부문에 의한 화폐발행이 축소되고[11] 韓銀 貸出을 통한 민간부문, 특히 輸出部門에 대한 信用供給이 대폭 擴大된 기간으로 특징지어진다. 한은 대출정책이 輸出部門에 대해 本源通貨를 공급하는 핵심적인 수단으로 운용되기 시작한 것은 1960년대 초 정부의 산업정책 기조가 종전의 수입대체정책에서 輸出促進政策으로 전환되었던 사실에 크게 연유한다.

11) 이는 國稅廳 설립(1967년) 등에 힘입어 동 기간중 租稅負擔率이 증대되어 재정적자가 크게 축소되었던 사실과 유관하다고 사료된다.

우선 1961년에 「輸出金融規程」이 제정됨으로써 輸出信用狀이나 수출계약서를 소지한 업체의 수출소요자금의 일정비율 해당액에 대해 한은대출금이 지원되기 시작하였다. 1964년 이후에는 수출금융의 지원방식이 현재와 같이 달러當 일정금액을 지원하는 融資單價支援方式으로 전환되었고, 수출금융지원대상이 계속 확대되어 D/A, D/P 등 先輸出條件으로 수출하는 업체(1966년), 수출용 원자재를 공급하는 國內生産業者(1969년) 등에 대해서도 한은 수출금융이 지원되었다. 특히 1968년에는 저리의 정책금융공급에 따른 만성적 超過資金需要와 예금은행의 지준부족현상이 지속됨에 따라 再割引總額限度制가 폐지되고 현행과 같이 유동성조절자금을 제외한 모든 정책자금에 대해 일정비율로 自動再割引해 주는 방식으로 전환되었다. 1970년대에 들어서는 輸出産業設備金融을 도입하고 이에 대한 한은대출이 一般資金計定을 통해 지원되기 시작하였다.

이와 같이 한은 수출금융제도가 확대 운용됨에 따라 1965~81년 기간중에는 예금은행에 대한 한은 총대출금 중 수출금융이 점하는 비중이 연평균 61.7%로 나타난다. 동 기간중 예금은행 수출금융의 韓銀借入依存度도 무려 83.2%에 달해 수출금융의 거의 대부분이 중앙은행의 發券力에 의해 지원되었음을 알 수 있다.

한편 商業어음에 대한 再割引은 1968년 「商業어음割引取扱規程」이 제정됨으로써 선별적 신용배분수단으로 운용되기 시작하였으며,[12] 産業系列化 및 重要物資流通部門에서 발생된 상업어음을 중심으로 업종별로 재할인한도가 차등 설정되어 운용되었다. 1970년에는 거래은행이 財務構造·金融去來實績·信用度 등을 기준으로 선정한 優良去來業體에 대해 일정한도 내에서 상업어음을 자동재할인해 주는 소위 「크레디트 라인」(credit line)제도가 도입되었다. 그러나 이와 같이 상업어음재할인이 우대 지원되었음에도 불구하고 재할인규모가 1965~81년 기간중 한은 총대출금에서 점하는 비중은 10.7% 수준에 불과하였다(表 3 참조).[13]

12) 이전에도 한은은 상업어음재할인을 실시하였으나, 독립된 계정 없이 流動性調節을 위한 일반자금계정을 통해 극히 제한적으로 운용하였다.

13) 이는 한국은행이 정부의 수출주도 경제정책에 부응하여 자금의 可用性(재할인비율)면에서 輸出金融을 상업어음할인보다 더 우대해 주었기 때문에 나타난 현상으로 보인다. 이외에도 國內企業間 信用(기업간 제품인수·매도와 대금수수)體系가 문란하여 예금은행 입장에서 상업어음의 適格性與否의 식별이 극히 어려웠기 때문에 예금은행 스스로도 부도위험이 높은 국내상업어음보다는 外國銀行의 輸出信用狀이 첨부되어 대금지급이 보다 확실한 수출어음을 選好할 수밖에 없었지 않았나 사료된다. 한편 한국은행은 상업어음의 적격성 판정 강화를 위해 1976년 이후부터는 상업어음할인시 어음거래의 원인이 된 附加價値稅金計算書를 첨부하는 것을 의무화하였다. 그러나 無資料去來慣行이 지속되고 세금계산서 자체도 僞裝 授受되는 등 유통거래질서가 개선되지 못함에 따라 그 효과는 미미하였던 것으로 판단된다.

〈表 3〉 韓國銀行의 對預金銀行 貸出金[1] 構成比

(단위 : %)

	1965~81	1982~91	1992
眞性어음再割引	72.4	40.7	42.1(6.9)
貿易金融	61.7	18.3	6.3(1.0)
商業어음再割引	10.7	22.4	35.8(5.9)
農水畜産資金	10.8	2.9	3.0(0.5)
一般資金	14.1	55.5	37.4(6.1)
其他	2.7	0.9	17.6(2.9)
韓銀貸出金 計(A)	100.0	100.0	100.0(16.4)
韓銀 貿易金融 / 貿易金融	83.2	55.6	40.6
商業어음再割引 / 商業어음割引	37.7	47.3	47.3
A / 預金銀行 貸出金	16.0	20.5	16.0
A / 本源通貨	43.6	126.8	90.7

註 : 1) 비료인수자금 제외.
2) ( ) 안은 兆원.
資料 : 韓國銀行, 『調査統計月報』.

4. 中小企業支援과 産業構造調整을 위한 韓銀 貸出의 擴大期 (1982~92년)

1980년대에 들어와서도 政府部門에 의한 본원통화발행비중은 계속 감소하였다. 韓銀貸出을 통한 민간부문에 대한 신용공급비중도 (경상수지흑자로 인해 해외부문에 의한 통화공급이 급격히 늘어난 80년대 하반기를 제외하고는) 대체로 증가세를 나타냈으나, 1960년대와 1970년대에 비해 運用對象과 支援方式面에서 다음과 같은 큰 差異를 보이고 있다.

첫째, 한은 총대출금 중 가장 큰 비중을 점하였던 輸出金融이 축소된 반면, 그동안 산업자금배분과정에서 소외되었던 中小企業部門에 대한 대출이 대폭 증가하였다. 특히 한국은행은 中小企業部門에 대한 政策金融 지원확대를 위해 시중은행과 지방은행의 中小企業義務貸出比率을 상향조정하고(93년말 현재 시중은행 45%, 지방은행 80%) 이를 유지하기 위해 再割引支援基準을 해당은행의 의무대출비율 달성여부에 따라 엄격하게 差等 適用하였다. 이와 아울러 1983년부터는 中小企業 技術開發資金, 중소기업제품 수요자금융, 공해방지시설자금 등에 대해서도 一般資金計定을 통해 재할인을 지원하기 시작하였다. 특히 1980년대 중반 이후에는 經常收支의 黑字示顯으로 인해 수출금융지원의 필요성이 감소되고 經濟民主化가 추진되면서 '高度成長政策의 被害者'라는 인식을 가지게 된 중소기업인들이 中小企業金融擴充을 위한 정부의 보다 적극적인 金

融介入을 요구함에 따라 商業어음再割引 및 一般資金計定을 통한 중소기업부문에 대한 한은 대출이 더욱 強化되었다.[14] 이에 따라 〈表 3〉에서 보는 바와 같이 1982~91년 기간중 韓銀 總貸出金에서 輸出金融이 점하는 비중이 종전의 60% 수준 이상에서 18.3%로 급격히 하락하였고, 1992년말 현재에는 6.3%를 점하고 있다. 반면, 中小企業에 대한 대출은 급증하여 1991년말 현재 한은 총대출금(13조원)의 70% 수준(9조원)에 달하고 있다.[15]

1980년대 한은 대출정책의 또 다른 중요한 특징은 정부주도의 不實企業整理過程에서 産業合理化 關聯資金이 일반은행을 통해 대량 공급된 점을 들 수 있다. 1984~88년에 걸쳐 海外建設·海運 등에 대한 不實企業整理가 업체간 통폐합 및 제3자 인수방식으로 실시되는 과정에서 일반은행은 인수기업에 대해 장기·저리의 신규대출, 이자유예 및 감면 등 産業合理化資金을 지원하였다. 특히 1986~88년 기간중 일반은행이 78개의 부실기업을 정리하기 위해 지원한 자금규모는 무려 7.3조원[16]에 달하였다. 이러한 과정에서 한국은행은 대규모의 産業合理化資金과 不實債權을 떠맡게 된 일반은행의 자금지원 및 수지보전을 위해 저리의 대출금(산업합리화자금, 산업구조조정자금)을 一般資金計定을 통해 공급하였다.

이상과 같이 중소기업 및 산업구조조정관련자금이 일반자금계정을 통해 지원됨에 따라 1982~91년 기간중 一般資金貸出이 한은 총대출금의 연평균 55.5%를 점하게 되었으며(表 3 참조), 특히 1980년대 하반기에는 〈表 4〉에서 보는 바와 같이 60~70% 수준에 달했던 것으로 나타난다.[17] 현행 한은 대출제도가 一般資金計定에 가장 큰 비중을 두고 운용되고 있는 것은 통화당국의 효율적인 通貨管理를 제약하는 가장 중요한 요인으로 작용하고 있는 것으로 보인다. 이러한 한은 대출정책의 파행적 운용은 그동안 財政政策과 通貨金融政策이 서로 분리되지 않고 混在되어 수행되어 온 문제점이 근년에 더욱 심화되었음을 보여주고 있다.[18]

---

14) 반면 대기업에 대한 상업어음재할인과 수출금융지원은 1988년, 1989년에 각각 폐지되었다.

15) 1991년말 현재 韓國銀行의 중소기업 총대출금(9조원)은 預金銀行의 再割引對象 중소기업 총대출금(17조원)의 52.9%에 달하여 예금은행 중소기업대출의 韓銀借入依存度가 매우 높음을 알 수 있다.

16) 이는 1988년말 예금은행과 산업은행의 총대출금 58.1조원의 12.6%에 해당하는 규모이다.

17) 1992년말 현재 한은 총대출금대비 일반자금대출비중은 37.4%로 나타나 80년대에 비해 낮게 나타나고 있으나, 1992년에 其他計定을 통해 공급된 投資信託會社에 대한 特融 2.9조원을 일반자금으로 감안할 경우 여전히 한은 총대출금의 55% 이상을 점하게 된다.

18) 즉 중소기업과 산업구조조정 등에 대한 자금지원은 분명히 정부의 財政支援的 성격을 띠고 있으나, 재정지출정책의 비정상적 운용으로 정부예산에 반영되지 않고 한은대출금이라는 便法으로 공급되어 왔던 것이다.

〈表 4〉 韓國銀行 一般資金計定 內譯

(단위 : 조원)

	1987	1989	1991	1992
一般資金 計(A)	7.2	5.9	6.1	6.1
A1 資金[1]	4.8	3.7	4.6	4.8
産業合理化	0.3	1.9	1.7	1.5
A2 資金	2.0	1.6	1.2	0.9
産業構造調整	1.7	1.3	0.7	0.7
農漁家私債代替	0.3	0.3	0.5	0.2
B 資金 (流動性調節)	0.3	0.6	0.3	0.4
韓銀 貸出金[2]計(B)	10.2	9.7	13.0	16.4
A/B(%)	70.6	60.8	46.9	37.2

註 : 1) 中小企業關聯 자금(수출산업 및 소재부품산업 시설자금, 지방중소기업자금, 수요자금융, 기술개발자금, 수입대체 소재부품산업 운전자금, 공해방지 시설자금, 중소기업구조조정자금 등)과 産業合理化資金 포함.

2) 비료인수자금 제외.

資料 : 韓國銀行.

Ⅳ. 本源通貨供給經路가 인플레에 미치는 影響에 대한 實證分析

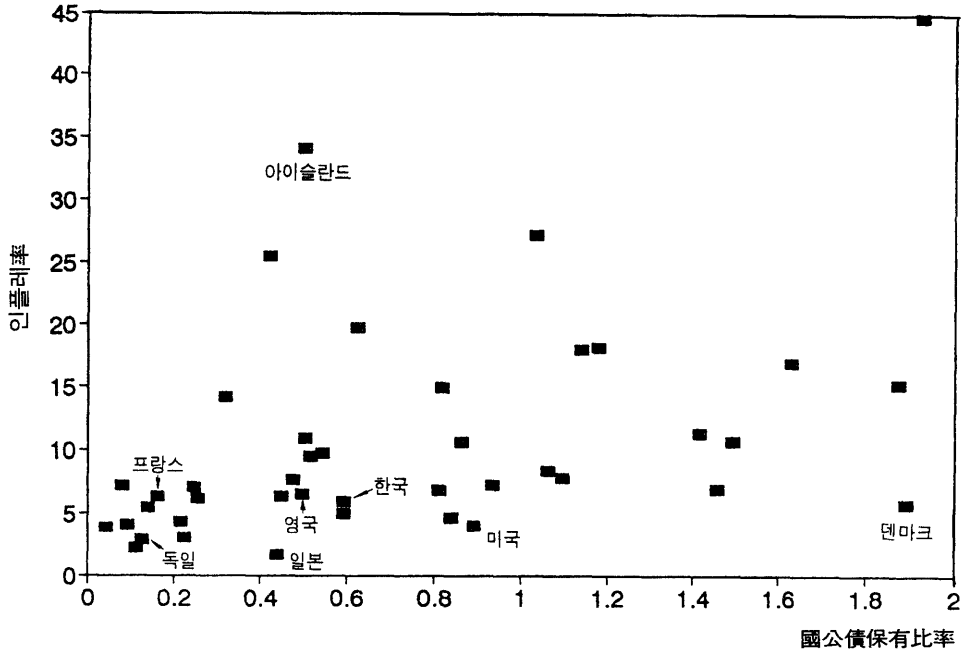
本章에서는 "인플레율이 발권대상자산의 가치에 따라 결정된다"는 Wallace(1981)와 Sargent(1982)의 가설에 대한 直接的인 檢證을 시도한다. 즉 II章에서 살펴본 바와 같이 발권대상자산의 구성면에서 큰 차이를 보이고 있는 각국 중앙은행의 발권행태가 인플레에 어떠한 영향을 주는가를 실증분석하고자 한다. 이를 위하여 國際通貨基金(IMF)의 *International Financial Statistics(IFS)*에 수록된 각국의 1981~90년의 年間 資料를 이용하여 「패널」(panel)추정을 시도한다. 추정대상국가는 *IFS*기준 선진국(industrial countries) 22개국[19]과 개발도상국(developing countries) 19개국 등 총 41개국을 선택하였다. 개발도상국 19개국의 선택기준은 1981~90년간 연평균 인플레율이 50% 미만으로 유지되고 경제규모가 상대적으로 크다고 판단되는 국가로 삼았는데, 아시아지역 9개국[20], 중남미지역 4개국, 아프리카지역 3개국, 유럽지역 2개국으로 구성하였다.

인플레함수 추정에 앞서 本源通貨供給源인 中央銀行의 國公債保有額 및 對預金

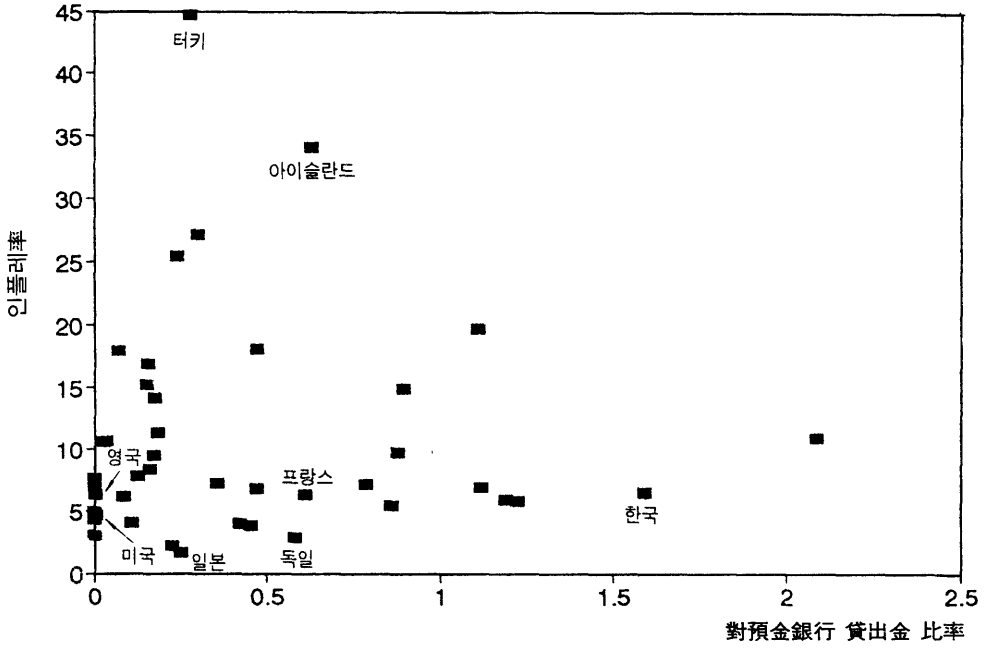
19) 원래 *IFS*기준에 의한 선진국수는 모두 23개국이나, 중앙은행이 존재하지 않는 룩셈부르크가 제외되었다.

20) 아시아지역 국가 중 싱가포르와 홍콩은 중앙은행이 존재하지 않아 포함시키지 않았다.

[圖 2] 本源通貨對比 中央銀行 國公債保有比率과 인플레率(1981~90)



[圖 3] 本源通貨對比 中央銀行 對預金銀行 貸出金比率과 인플레率(1981~90)



銀行에 대한 貸出金과 인플레와의 국가별 관계를 그림을 통해 살펴보면,[21] 아이슬란드와 덴마크를 제외한 대부분의 국가들이 본원통화대비 중앙은행의 國公債保有比重이 높을수록 인플레율이 높게 나타나며(圖 2), 본원통화대비 중앙은행의 대출금비중과 인플레율은 서로 밀접한 관계가 없는 것으로 나타나고 있다(圖 3).

인플레에 영향을 줄 것으로 사료되는 경제변수는 여러가지가 있으나 본고에서는 本源通貨供給經路와 總通貨增加率, 實質經濟成長率을 고려하였다. 본원통화의 공급경로를 나타내는 변수로는 본원통화대비 中央銀行의 國公債保有比率과 對預金銀行 貸出金比率을 선택하였으며, 총통화증가율과 경제성장률을 고려한 것은 전통적인 貨幣數量說에 따른 것이다. 따라서 「패널」자료를 이용한 인플레함수의 추정식은 式 (1)로 표현된다.

$$\Pi_{i,t}=\beta_0+\beta_1 GB_{i,t}+\beta_2 DW_{i,t}+\beta_3 M_{i,t}+\beta_4 Y_{i,t}+U_{i,t} \quad \cdots\cdots(1)$$
$$i=1\cdots N,\ t=1\cdots T$$

여기에서 $\Pi_{i,t}$는 특정국가 i의 t년도의 전년대비 인플레율(GDP 디플레이터 기준)을 나타내고, $GB_{i,t}$는 i국의 t년도 본원통화대비 중앙은행의 國公債保有比率, $DW_{i,t}$는 i국의 t년도 본원통화대비 중앙은행의 對預金銀行 貸出金比率, $M_{i,t}$는 i국의 t년도 전년대비 總通貨增加率, $Y_{i,t}$는 i국의 t년도 전년대비 GDP 實質成長率이다.

$U_{i,t}$는 오차항으로서 개별국가 i의 特性에 영향을 받는 確率效果(random effect) 模型[22]을 가정할 경우 式(2)와 같이 표현된다.

$$U_{i,t}=\alpha_i+\varepsilon_{i,t} \qquad i=1\cdots N,\ t=1\cdots T \quad \cdots\cdots(2)$$

단, α_i는 평균이 0이고 분산이 σ_α^2인 正規分布를 따른다고(즉, $\alpha_i \sim N(0,\ \sigma_\alpha^2)$) 가정한다. 즉 α_i는 국가 i의 個別效果를 나타내는 항으로서 觀測되지 않는 개별국가만이 갖는 금융산업구조, 중앙은행의 독립성 정도 등 金融制度的 특성과 경제주체의 행위의 특징 및 기타 인플레에 영향을 미칠 수 있는 요인을 나타낸다. $\varepsilon_{i,t}$는 국가 i의 t기에 있어서의 통상적인 오차항을 나타낸다.

한편 오차항의 평균과 공분산을 다음과 같이 가정한다.

---

21) 변수의 값은 1981~90년 평균치를 사용하였다.

22) 「패널」자료 추정은 α_i가 고정적으로 결정되는가, 아니면 확률적으로 결정되는냐에 따라 固定效果模型(fixed effect model)과 確率效果模型(random effect model)으로 나눌 수 있는데, 본고에서는 後者의 추정방식을 선택하였다. 즉 각 국가의 여러 金融制度, 經濟的 要因이 특정국가의 인플레에 영향을 미치는데, 이러한 요인은 국가에 따라 確率的으로 영향을 미친다고 보았기 때문이다. 동 확률효과모형은 각 국가마다 더미변수를 취해야 하는 고정효과모형에 비해 自由度(degree of freedom)의 손실을 방지할 수 있는 장점을 갖고 있는데, 확률효과모형의 특성에 대한 상세한 논의는 Maddala(1977) 참조.

$E(\alpha_i)=0,\ E(\varepsilon_{i,t})=0$

$cov(\alpha_i, \alpha_j)=\sigma_\alpha^2$ if $i=j$

$=0$ otherwise

$cov(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,s})=\sigma_\varepsilon^2$ if $i=j,\ t=s$

$=0$ otherwise

$cov(\alpha_i, \varepsilon_{j,t})=0$

이상의 가정을 토대로 확률효과모형을 추정한[23] 결과는 〈表 5〉에 정리하였다. 먼저 全體標本國家(41개국)를 이용한 추정결과를 보면, 國公債保有比率(*GB*)이 통계적 有意度 1% 수준 미만으로 인플레에 正의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 반면 중앙은행의 對預金銀行 貸出金比率(*DW*)은 인플레에 負의 효과를 갖지만 통계적 유의도는 없는 것으로 추정되었다. 인플레의 설명변수에 *GB*, *M*, *Y*만을 포함시킨 최종회귀식[24]의 추정결과에 의하면 *GB*가 1%포인트 증가시 인플레율이 0.02%포인트 증가하는 것으로 나타났다.[25]

23) 본고의 확률효과모형의 추정은 Engle and Marshall(1982)의 最尤推定法(maximum likelihood estimation)을 이용하였는데, 구체적 추정방법은 附錄 참조.

24) 최종회귀식은 누락설명변수(omitted variable)에 대한 尤度比檢定(likelihood ratio test)을 통해 찾아냈다.

25) 한편 〈表 5〉는 OLS방식(즉 $\alpha_i=0$의 제약을 가한)에 의한 인플레함수 추정결과도 보여주고 있는데, 추정된 로그우도값이 확률효과모형에 의한 최대로그우도치보다 현저하게 낮게 나타나(즉, 우도비검정을 통해 $H_0: \alpha_i=0$이 높은 유의수준으로 기각됨) OLS에 의한 추정은 오차항에 대한 모형설정상의 誤謬(misspecification) 문제가 있음을 알 수 있다.

위의 추정결과는 貨幣價値(인플레의 逆數)가 본원통화의 發券對象을 구성하는 資産의 價値에 의해서도 결정됨을 보여주고 있다. 즉 중앙은행의 眞性어음 등 우량 민간증권에 대한 再割引 또는 공개시장매입은 還收가 확실하고 만기도 短期이므로 인플레에 영향을 주지 않는 반면, 國公債를 대상으로 발행된 통화는 일반적으로 정부의 財政赤字 지속 및 이에 따른 장래의 國債償還能力 저하의 가능성이 상존하기 때문에 화폐가치를 하락시키는 요인으로 작용하는 것으로 해석된다. 또한 위의 결과는 Gurley & Shaw(1960)의 富의 效果에 의한 해석도 가능하다. 즉 민간증권을 대상으로 발행된 통화는 부의 효과가 없기 때문에 인플레압력이 미약하다고 볼 수 있는 반면, 국공채를 대상으로 하는 통화는 부의 효과가 성립함으로써 인플레압력이 크다고 할 수 있다. 이와 같이 화폐가치가 통화구성대상의 가치에 의해 영향을 받는 현상은 인플레가 총통화량에 의해서만 결정된다는 전통적인 통화론자의 貨幣數量說로는 설명할 수 없는 현상이다.

한편 이러한 금융구조변수 외의 總通貨增加率(*M*)과 實質經濟成長率(*Y*)도 모두 높은 유의수준(1% 미만)으로 인플레에 영향을 주는 것으로 나타나, 통화론자의 화폐수량설도 지지되는 것으로 나타났다. *M*이 1%포인트 증가하면 인플레율이 0.37%포인트 증가하고, *Y*의 경우에는 1%포인트 증가시 인플레율이 0.7%포인트 하락하고 있다.

〈表 5〉 인플레函數「패널」資料 推定結果(1981~90)

	상수	GB	DW	M	Y	R^2	δ	L
〈全體國家〉	① 2.38	0.02 (2.85)	−0.01 (−0.09)	0.37 (10.40)	−0.78 (−6.83)	0.30	0.30	−851
	② 2.84	0.03 (4.06)	−0.01 (−0.92)	0.54 (17.56)	−0.85 (−7.43)	0.50	0.0	−874
	①* 2.36	0.02 (2.86)		0.37 (10.42)	−0.77 (−6.85)	0.30	0.30	−851
	② 2.60	0.03 (4.05)		0.54 (17.06)	−0.86 (−7.50)	0.50	0.0	−874
〈先進國〉	① 1.86	0.01 (3.05)	−0.01 (−1.10)	0.12 (3.78)	−0.44 (−4.13)	0.18	0.48	−273
	② 5.30	0.02 (4.35)	−0.01 (−1.94)	0.21 (6.09)	−0.64 (−5.75)	0.32	0.0	−309
	①* 1.78	0.01 (2.95)		0.12 (3.81)	−0.43 (−4.08)	0.17	0.48	−273
	② 4.82	0.02 (4.07)		0.22 (6.18)	−0.63 (−5.59)	0.31	0.0	−311
〈後進國〉	① 2.07	0.05 (2.68)	−0.001 (−0.07)	0.47 (8.73)	−0.86 (−5.01)	0.38	0.17	−468
	② 2.95	0.03 (2.40)	−0.01 (−0.86)	0.59 (12.28)	−0.87 (−5.00)	0.51	0.0	−471
	①* 2.03	0.05 (2.74)		0.47 (8.79)	−0.86 (−5.03)	0.38	0.17	−468
	② 2.33	0.03 (2.64)		0.59 (12.29)	−0.89 (−5.19)	0.51	0.0	−471

註 : 1) ( ) 안은 t 값.
2) 금융선진국 : 21개국, 금융후진국 : 20개국.
3) ① : 확률효과모형추정, ② : OLS추정.
4) $s=\frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2+\sigma_\varepsilon^2}$
5) L은 로그尤度値.
6) * 식은 최종회귀식.

다음으로, 전체표본국가를 1981~90년 기간의 연평균 金融深化比率(총통화/GDP)에 따라 金融先進國家群(21개국)[26]과 金融後進國家群(20개국)[27]으로 나누어서 국가군별로 본원통화의 공급경로가 인플레에 미치는 영향을 재추정해 보았다. 인플레의 설명변수에 *GB*, *M*, *Y*를 포함시킨 최종회귀식의 부호는 전체표본을 사용하여 추정한

26) 금융심화비율이 높은 순서로 스위스, 타이완, 일본, 프랑스, 오스트리아, 포르투갈, 네덜란드, 그리스, 스페인, 키프로스, 이탈리아, 말레이시아, 영국, 미국, 노르웨이, 독일, 타일랜드, 덴마크, 스웨덴, 핀란드, 벨기에로 구성된다.

27) 금융심화비율이 낮은 순서로 방글라데시, 온두라스, 나이지리아, 터키, 필리핀, 스리랑카,

〈表 6〉 인플레函數 期間別(1981~85, 1986~90)「패널」資料 推定結果

	상수	GB	DW	M	Y	R^2	δ	L
1986~90	① 2.31	0.05 (3.06)	−0.01 (−0.55)	0.27 (5.85)	−0.69 (−3.89)	0.24	0.45	−423
	② 1.04	0.06 (5.14)	−0.01 (−0.76)	0.44 (9.22)	−0.53 (−2.88)	0.46	0.0	−441
	①* 2.14	0.05 (3.06)		0.27 (5.87)	−0.70 (−3.94)	0.24	0.45	−423
	② 0.72	0.06 (5.18)		0.44 (9.23)	−0.55 (−2.95)	0.45	0.0	−441
1981~85	① 2.51	0.05 (4.11)	0.001 (0.09)	0.35 (6.72)	−0.87 (−6.16)	0.39	0.18	−389
	② 2.90	0.05 (4.28)	−0.001 (−0.07)	0.44 (9.16)	−0.94 (−6.72)	0.50	0.0	−392
	①* 2.54	0.05 (4.13)		0.35 (6.83)	−0.87 (−6.17)	0.39	0.18	−389
	② 2.88	0.05 (4.34)		0.44 (9.42)	−0.94 (−6.75)	0.51	0.0	−392

註 : 1) ( ) 안은 t값.
2) ① : 확률효과모형추정, ② : OLS추정.
3) $s=\frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2+\sigma_\varepsilon^2}$
4) L은 로그尤度値.
5) * 식은 최종회귀식.

경우와 같은 결과를 얻었으나, 금융후진국가군이 선진국가군에 비해 상대적으로 M, GB, Y의 회귀계수가 모두 크게 나타났다. R^2값은 금융후진국이 0.38로 상당히 높게 나타났고, 금융선진국의 경우에는 0.17로 낮으나, 통상적으로 「패널」자료의 낮은 R^2값을 감안해 볼 때 표본회귀선의 適合度(fitness of regression line)면에서 만족할 만한 수준이라 사료된다.

끝으로 전기간을 1981~85년 및 1986~90년 두 기간으로 나누어 각각의 기간에 대해 確率效果模型에 의한 인플레함수의 추정도 시도하였는데, 그 결과는 〈表 6〉에 나타나 있다. 양 기간 공히 전술한 1981~90년간의 확률효과모형 추정결과와 마찬가지로 M의 증가뿐만 아니라 GB의 증가가 높은 유의수준으로 인플레율 상승에 영향을 주는 것으로 나타났으며, DW도 인플레에 아무런 영향을 주지 않는 것으로 추정되었다.[28]

뉴질랜드, 아이슬란드, 인도네시아, 한국, 남아프리카공화국, 베네수엘라, 칠레, 파키스탄, 아일랜드, 코스타리카, 인도, 호주, 캐나다, 모로코로 구성된다.

28) 1981~85년 기간에 대한 추정결과는 전체 표본국가 41개국에서 잔차(residual)가 회귀선으로부터 크게 이탈한 덴마크와 아이슬란드 2개국을 제외시켜 얻은 것이다.

V. 韓國銀行 貸出政策의 改善方向에 대한 提言

Ⅳ章의 회귀분석결과에 의하면 인플레가 총통화 증가율뿐만 아니라 중앙은행의 本源通貨 發券對象資産의 가치에도 크게 영향을 받고 있어 Wallace(1981)와 Sargent(1982)의 가설이 지지되고 있다. 즉 國公債를 대상으로 발행된 통화(즉 政府部門에 대한 신용공급)는 인플레를 초래하는 반면, 民間部門에 대한 貸出은 인플레에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 前者의 경우 장래의 財政政策에 대한 不確實性에 따른 정부의 국공채상환능력의 저하 가능성으로 인해 발행된 통화가 전액 환수되지 않을 것이라는 경제주체들의 期待心理에 연유하며, 後者의 결과는 대부분의 국가의 중앙은행 대출정책이 '還流의 法則'이 적용되는 眞性어음 등 민간부문의 短期優良證券을 대상으로 운용되고 있기 때문이라 해석된다.

이상의 실증분석결과는 향후 우리나라의 中央銀行 貸出政策 및 通貨管理의 改善方向에 큰 시사점을 준다. Ⅲ章에서 살펴본 바와 같이 현행 한은 대출정책의 가장 큰 問題點으로 지적되어야 할 것은 流動性調節手段으로 운용되어야 할 一般資金計定이 각종 장단기 政策金融의 支援窓口로 변질되어 운용됨에 따라 중앙은행의 유동성조절기능이 크게 저해되고 있는 점이다.

중앙은행의 眞性어음에 대한 재할인공급은 동 어음이 융통어음과는 달리 實物商去來에 수반하여 발행될 뿐만 아니라 만기일에 금융기관간 어음교환과정을 통해 自動決濟됨에 따라 資金의 回收가 확실하다는 점에서 유동성조절측면에서 하등의 문제가 없다. 이와는 대조적으로 현행의 一般資金은 대부분이 각종 중소기업자금 및 산업합리화자금 등 본질적으로 財政에서 지원되어야 할 자금으로 구성되어 있어[29] 인플레압력을 증대시키는 요인으로 작용하고 있는 것으로 보인다.

물론 재정적 성격의 자금이라 하더라도 短期로 운용하면서 貸出條件을 명확히 하고 이를 엄격히 지킨다면 인플레유발효과는 미미할 것이다. 그러나 현행 한국은행의 일반자금은 명목적으로는 예금은행 자체의 約束어음을 근거로 대출되고 있으나, 실제로는 정책당국의 필요에 따라 再貸出(revolving)이 빈번하게 이루어지고 있기 때문에 만기내에 원활한 자금회수가 어려운 실정이다. 예컨대, 현행의 中小企業義務貸出制度下에서 예금은행이 자체의 자금사정악화로 인해 중소기업에 대한 일반자금대출의 期限更新을 요구할 경우 한국은행이 이를 拒絶하기란 극히 어려운 일이라 할 수 있다. 또

29) 즉 이들 자금은 외형상으로는 한은 대출창구를 통해 민간부문에 지원되고 있는 것처럼 보이나, 실제로는 政府部門에 대해 지원되고 있는 것이다.

한 한국은행이 산업합리화관련 부실채권보유에 따른 一般銀行의 수지적자 및 株價急落에 따른 投資信託會社의 수지악화를 보전해 주기 위해 지원한 대규모의 특별융자도 해당 금융기관의 수지사정이 호전되지 않았다는 이유로 早期에 回收되지 못하고 있다. 물론 상기 자금은 중앙은행이 最終貸與者(lender of last resort)로서 금융기관의 도산, 예금인출사태, 이에 따른 金融恐慌의 가능성에 대처하기 위해 지원된 면이 없지 않으나, 物價安定을 최우선목표로 삼는 중앙은행의 특별융자는 금융시장에 대한 충격 및 불확실성이 해소되는 대로 최대한 조기에 회수함이 大原則임을 유의해야 한다.

따라서 유동성조절기능을 제고하기 위한 한국은행 대출제도 개선의 기본방향은 무엇보다도 한국은행의 獨立性을 제고시켜 一般資金貸出比重을 조속히 축소시켜 나가는 것이라 하겠다. 이를 위해서는 한은의 일반자금을 財政投融資로 이관하여 정책금융을 通貨中立的으로 운용하는, 즉 政策金融制度의 再整備가 필수적이다.[30] 이하에서는 정책금융의 재정부담을 전제로 향후 韓銀貸出制度의 개선방향을 제의해 봄으로써 본고의 結論에 대신하고자 한다.

첫째, 각종 中小企業관련 一般資金과 어음담보대출형식으로 지원되고 있는 農水畜産資金 등 재정지원적 성격이 강한 자금에 대해 과거 1951~68년 기간중 실시한 바 있는 再割引總額限度制를 재도입하여 규모축소를 유도하는 한편, 현재 잔액관리중인 産業構造調整資金과 産業合理化資金 및 投資信託會社에 지원된 특융을 가능한 한 빠른 시기에 전액 회수토록 해야 할 것이다.

둘째, 信用貸出의 활성화 등을 통한 신용사회로의 발전을 촉진하기 위해 商業어음 등 진성어음에 대한 再割引制度는 현행대로 存續시키고 재할인대상기업도 중소기업뿐만 아니라 大企業도 포함시키되[31] 再割引金利를 상향조정하여 금융기관의 동 어음에 대한 過度한 재할인 의존을 지양해 나간다.[32]

---

30) 정책금융의 현황과 재원조성의 개선방향에 대한 구체적인 내용은 金俊經(1993) 참조.

31) 현재 진성어음재할인은 中小企業에 대한 정책금융지원차원에서 대기업을 배제시키고 있다. 그러나 재할인대상어음은 본질적으로 자금의 원활한 회수를 위해 良質의 우량어음이어야 하므로, 향후 금리자유화의 진전에 따라 재할인금리의 우대도 폐지된다면 재할인제도를 가용성면에서 기업별로 차별하여 운용할 하등의 이유가 없다고 본다.

32) 최근 한국은행의 발표에 의하면 1994년 2~3월부터 商業어음재할인 및 무역금융 등 진성어음에 대한 재할인도 總額貸出限度의 대상에 포함시켜 점진적으로 지원규모를 축소해 나가는 것으로 되어 있는데, 이는 진성어음 재할인의 經濟的 機能은 물론 국내 어음할인시장의 實情을 간과한 조치로서 再檢討되어야 한다고 사료된다. 우리 실물경제는 그동안 지속적으로 확대발전되어 왔음에도 불구하고 企業間 信用體系는 여전히 문란하여 금융기관의 기업신용도에 입각한 진성어음할인이 원활히 이루어지지 않고 있다. 1992년 12월말 현재 全産業의 상거래과정에서 발생한 상업어음규모는 약 40조원(잔액기준)으로 추정되고 있으나, 제도금융권을 통해 現金化된 어음은 19조원으로 총발생규모의 48%에 불과하여(金俊經(1993) 참조) 대부분의 기업들이 生産에 투하된 자금을 早期回收하지 못하고 있는 실정이다. 이와 같이 진성어음할인시장이 제도

이와 병행하여 우량기업이 발행·배서한 상업어음과 무역어음을 견질담보로 하여 발행되는 表紙어음의 업무취급을 현행의 단자회사뿐만 아니라 銀行圈 및 기타 제2금융권 금융기관에도 확대허용하고 동 어음의 一般賣出金利를 완전 자유화함으로써 진성어음의 소화와 유통을 촉진해 나가는 것이 필요하다. 표지어음업무의 허용은 금융기관의 (일반투자자로부터의) 진성어음할인 재원 확충을 도모할 뿐 아니라, 流動性 및 健全性 면에서 良質인 동 어음을 대상으로 하는 公開市場操作의 여건을 조성하는 데 크게 기여할 것으로 기대된다.[33] 한편 기업간 신용질서체계가 성숙되어 商業어음시장이 활성화되어 가는 시기에 가서는 眞性어음에 대한 재할인금리우대를 완전히 폐지하여 재할인금리가 은행대출금리결정을 위한 基準金利로서의 기능을 발휘할 수 있도록 해야 할 것이다.

이와 같이 중앙은행의 眞性어음에 대한 재할인기능을 존속시키면서 表紙어음에 대한 공개시장조작을 활성화하고자 하는 취지는 앞에서 누차 강조한 바와 같이 眞性어음에 대한 재할인이 여타 한은대출자금에 비해 자금회수가 용이하여 중앙은행의 유동성 조절기능을 저해하지 않기 때문이다. 설령 일시적으로 진성어음재할인에 대한 수요가 급격히 증가하거나 또는 감소하는 경우라 하더라도 자유화된 眞性어음 再割引金利의 조정 또는 표지어음의 매출·매입조작을 통해 적정 유동성을 유지할 수 있는 것이다. 뿐만 아니라 진성어음에 대한 재할인이나 표지어음에 대한 공개시장조작은 여타 한은대출이나 國公債 또는 外換을 대상으로 하는 공개시장조작과는 달리 (신용질서가 정착될 때까지는 적어도) 企業間 實物去來를 직접 지원하는 成長通貨供給機能을 수행할 수 있다.[34] 즉 진성어음재할인금리의 신축적 조정과 표지어음에 대한 공개시장조작이 적절히 조합되어 운용될 경우 적정수준의

적으로 미발달되어 있는 상황에서 진성어음에 대한 재할인기능이 축소될 경우 生産的 部門으로의 자금흐름이 크게 위축될 우려가 있으며, 특히 受給比重이 높은 업종의 有望中小企業의 資金難이 심화될 것이다. 국내 금융기관의 상업어음할인의 부진원인에 대한 구체적 논의는 金俊經(1991) 참조.

33) 日本에서는 1972년 商業어음을 견질담보로 하여 발행되는 表紙어음을 대상으로 日本銀行의 공개시장조작이 실시된 이후 표지어음이 국공채와 함께 단기금융시장의 중요한 유동성 조절대상증권으로 정착되었으며, 英國도 割引商社(Discount House)가 상당규모의 商業어음을 공개시장을 통해 매입·매출해 줌으로써 국공채위주로 공개시장조작을 하는 英蘭銀行의 유동성조절기능을 보완하고 있다. 우리나라에서도 표지어음을 공개시장조작대상증권으로 활용하기 위해서는 이와 관련된 韓國銀行法 개편이 시급하다.

34) 金俊經(1992)은 비대칭적 정보하에서 中央銀行 貸出政策을 통한 통화공급이 實物成長을 촉진할 수 있음을 이론적으로 보였다. 또한 Kim(1990)은 우리나라의 분기별 시계열자료를 이용한 실증적 연구를 통해 1965~86년 기간중 韓國銀行의 貸出金(농수축산자금과 비료인수자금 제외)과 民間金融市場(私債市場) 및 비농림GDP간에 共積分關係(cointegration relationship), 즉 長期均衡이 존재함을 보였다. 이러한 분석결과는 표본기간중 한은대출정책이 당시의 高成長의 한 요인으로 작용하였음을 시사하는 것이라 할 수 있다.

유동성을 유지할 수 있을 뿐만 아니라 産業資金의 過不足을 신속하고 효과적으로 조절할 수 있는 것이다. 이와 병행하여 財政政策과 연계된 통화신용정책을 수행하기 위해 不渡危險이 없는 적정규모의 國公債를 대상으로 하는 공개시장조작도 활성화되어야 함은 물론이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金俊經, 「資金흐름의 改善과 商業어음割引制度 活性化方案」, 『KDI 分期別 經濟展望』, 1991년 겨울호, 韓國開發研究院, 1991.

———, 「不完全한 情報下의 通貨의 投資增大效果分析: 重複世代模型을 이용한 一般均衡的 接近」, 『韓國開發研究』, 1992 봄.

———, 「政策金融의 財源造成 改善方案」, 『'93 國家豫算과 政策目標』, 韓國開發研究院, 1993.

文宇植, 「銀行構造와 通貨傳達過程」, 『國民經濟制度研究』, 第1卷, 1991.

柳鐘權, 「貨幣와 信用: 英蘭銀行法 改正에 대한 Tooke의 批判을 중심으로」, 政策研究資料 9108, 國民經濟制度研究院, 1991.

左承喜, 「암스텔담은행의 스미스金融理論上의 意義와 世界通貨制度 改善方向에 관한 示唆」, 『韓國開發研究』, 1988 겨울.

———, 「中央銀行機能의 歷史的 定着過程과 現代的 意義」, 政策研究資料 90-08, 韓國開發研究院, 1990.

朝鮮銀行史研究會, 『朝鮮銀行史』, 東洋經濟新報社, 1987.

韓國銀行, 『韓國銀行 40年史』, 1990.

松成義衞・三輪悌三・長 幸男, 『日本における銀行の發達』, 青木書店, 1959.

寺西重郎, 『日本の經濟發展と金融』, 岩波書店, 1982.

Bernanke, B., "Credit in the Macroeconomy," *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, Spring, 1993, pp. 50~70.

Cameron, R., *Banking in the Early Stage of Industrialization*, Oxford, 1967.

Conant, C. A., *A History of Modern Banks of Issue*, August M. Kelly N. Y., 1969(초판 1896).

Engle, R. F. and R. C. Marshall, "A Micro-econometric Analysis of Vacant Housing Unit," UCSD Discussion Paper, University of California, San Diego, 1982, pp.82~85.

Fisher, I., *The Purchasing Power of Money*, August M. Kelly, N. Y. 1963(初版 1911).

Friedman, M. and A. Schwartz, *A Monetary History of the United States*, 1963.

Galbraith, J. K., *Money, Whence It Came When It Went*, 1976.

Goodhart, C., *The Evolution of Central Banks*, MIT Press, Cambridge, 1988.

Gurley, J. and E. Shaw, *Money in a Theory of Finance*, Brookings Institution, 1960.

Hilferding, R., *Finance Capital*, Routledge & Kegan Paul, London, 1981 (獨語 初版 1910).

Kim, Joon-Kyung, "The Role of Central Bank in Economic Development: Discount Policy in Korea," in *Dynamic Transformation: Korea, NICs and Beyond*, Consortium on Development Studies, Urbana, Illinois, 1990.

Laidler, D., "The Quantity Theory Is Always and Everywhere Controversial-Why?" *Economic Record*, Dec. 1991, pp. 289~306.

———, "Wicksell & Fisher on the 'Backing' of Money and the Quantity Theory," Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, 1987, pp. 325~334.

Maddala, G., *Econometrics*, McGraw-Hill Book Company, 1977.

Mints, L. W., *A History of Banking Theory*, Chicago 1970(初版 1940).

Ricardo, D., *Minor Papers on the Currency Question 1809~1823*, J. Hollander(ed.), 1932.

Rist. C., *History of Monetary and Credit Theory From John Law To the Present Day*, Paris, 1966(佛語 初版 1938).

Santiago-Vallent, W., "Historical Background of the Classical Monetary and the 'Real Bills' Banking Tradition," *History of Political Economy*, 20, 1, 1988, pp. 43~63.

Sargent, T., "The Ends of Four Big Inflation," in R. Hall(ed.), *Inflation: Causes and Effects*, University of Chicago Press, 1982.

Sargent, T. and N. Wallace, "The Real-bills Doctrine vs. the Quantity Theory of Money: A Reconsideration," *Journal of Political Economy*, Vol. 90, 1982, pp. 1212~1236.

Smith, B., "Some Colonial Evidence on Two Theories of Money: Maryland and the Carolinas," *Journal of Political Economy*, Vol. 93, 1985, pp. 1178~1211.

Wallace, N., "A Modigliani-Miller Theorem for Open-Market Operation," *American Economic Review*, 71, June 1981, pp. 267~274.

〈附 錄〉 確率效果模型 推定方法

確率效果模型의 추정은 Engle and Marshall(1982)의 방법을 사용했는데, 본 부록에서는 간단히 개괄적인 방법만 소개한다.

$U_{i,t}$의 共分散行列(covariance matrix)을 Σ라고 정의하면, Σ는 다음과 같이 표현된다.

$$\Sigma=\begin{bmatrix} E(U_1U_1') & E(U_1U_2')\cdots E(U_1U_N') \\ E(U_2U_1') & E(U_2U_2')\cdots E(U_2U_N') \\ \vdots & \vdots \quad \vdots \quad \vdots \\ E(U_NU_1') & E(U_NU_2')\cdots E(U_NU_N') \end{bmatrix}_{NT\times NT}$$

$$=\begin{bmatrix} \Sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Sigma_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \Sigma_N \end{bmatrix}$$

단, $\Sigma_i=\begin{bmatrix} \sigma_\alpha^2+\sigma_\varepsilon^2 & \sigma_\alpha^2 & \cdots & \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2+\sigma_\varepsilon^2 & \cdots & \sigma_\alpha^2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 & \cdots & \sigma_\alpha^2+\sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix}_{T\times T}$

오차항의 공분산행렬을 對角行列(diagonal matrix)로 變換시키기 위해 $P'P\Theta^{-2}=\Sigma^{-1}$을 만족하는 $NT\times NT$ 블록대각행렬(block diagonal matrix) P를 발견하여 $Y=Xb+U$에 앞곱하기를 하면, 변환된 추정식은 $Y^*=X^*b+U^*$의 형태가 되며, U^*의 공분산행렬은 다음과 같이 표현된다.

$$VAR(U^*)=E(U^*\,U^{*\prime})=E(PUU'P')$$
$$=\Theta^2 I$$

(여기에서 $Y^*=PY$, $X^*=PX$, $U^*=PU$,

$$P=\begin{bmatrix} P_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & P_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & P_N \end{bmatrix}$$

단, P_i는 $T\times T$의 정방행렬)

따라서 變換된 자료로 구성된 방정식 $Y^*=X^*b+U^*$에서 σ_α^2와 σ_ε^2이 알려져 있으면 GLS방식에 의한 추정이 가능하다. 그러나 σ_α^2와 σ_ε^2이 알려져 있지 않기 때문에 最尤推定法을 이용하게 된다. 개별 국가 i의 尤度函數는 α와 ε가 정규분포를 따르므로

$$L_i=(2\pi)^{-T/2}|\Sigma_i|^{-1/2}\exp\left(\frac{-1}{2}U_i'\Sigma_i^{-1}U_i\right)$$

의 형태를 취하며, 전체 표본의 우도함수는 $L=\Pi^N L_i$가 된다.

한편 계산의 단순화를 위해 P_i는 다음의 형태를 취한다고 가정한다.

$$P_i=I_T-\frac{\rho}{T}ll'(\text{단, } l=(1,\cdots,1)'\ (T\times l),$$
$$\rho\text{는 schalar})$$

위의 식에 의하면 ρ(rho)값을 알아야만 P_i 값이 정해지는데 문제는 ρ값을 어떻게 발견하느냐 하는 것이다. Ⅳ章의 $E(U_{i,t}U_{i,s}|t\neq s)=0$의 가정하에서는 ρ값을 다음과 같이 δ의 비선형함수로 구할 수 있다.

$$\rho=1-\sqrt{\frac{(1-\delta)/T}{\delta+(1-\delta)/T}} \qquad 단,\ \delta=\frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2+\sigma_\varepsilon^2}$$

즉 δ가 주어지면 ρ와 P_i의 값이 결정됨을 알 수 있다. 따라서 최우값 L을 결정하는 최적 δ를 0과 1 사이에서 찾는 것이 최우추정법의 핵심이 된다. ρ는 $0<\rho<1$의 범위를 갖는데 $\rho=0$(즉 $\sigma_\alpha^2=0$)인 경우 確率效果模型은 OLS와 같게 되며, ρ가 1에 근접하는 경우(예컨대, T가 충분히 크거나 또는 σ_α^2가 σ_ε^2에 비해 상대적으로 클 경우) 확률효과모형에 의한 추정은 固定效果模型의 추정과 매우 유사한 방법이 된다.

한편 전체 표본의 log우도함수도 다음과 같이 ρ의 함수로 구해진다.

$$\log L=\sum_{i=1}^{N}\log\frac{1-\rho}{\sigma^T}+\frac{NT}{2}$$

단, σ는 특정 δ값에 의해 변환된 자료의 OLS로부터 구한 標準誤差(standard error)를 나타낸다. 결론적으로 확률효과모형의 MLE는 log우도 L을 극대화시키는 最適 δ를 0과 1 사이에서 區間探索(grid search)을 통하여 구하는 과정이다.

財産稅의 價格效果와 歸着

盧 基 星

본고의 목적은 財産稅의 經濟的 效果를 분석하는 데 있다. 특히 財産稅가 住宅價格과 賃貸料에 미치는 효과와 그 크기, 그리고 財産稅의 귀착에 중점을 두었다.

財産稅가 강화되면 ①住宅價格은 하락하고, ②賃貸料는 상승하되 住宅價格이 변동하는 것과 시차를 두고서 이루어지고, 住宅價格과 賃貸料의 변동폭 차이는 住宅供給과 住居需要의 價格彈力性의 차이에 좌우되며, ③住宅供給의 價格彈力性이 더 비탄력적인 점을 감안할 때 住宅價格의 하락폭이 임대료의 상승폭보다 크고, ④住宅價格의 하락폭은 실효재산세율이 사용자비용에서 차지하는 비중이 클수록 커지며, ⑤현재의 낮은 실효재산세부담을 감안할 때 주택가격하락효과가 크지 않다는 것이 본고의 주요 결론이다.

財産稅의 부담측면에서는 재산세가 강화되면 住宅保有者가 그 부담을 일차적으로 지나, 임차자와 주택보유자 이외의 자본가도 역시 財産稅의 부담을 나누어 진다. 임차자는 임대료 상승에 따른 부담을, 자본가는 자본이 주택부문에서 비주택부문으로 이동함에 따라 수익률이 전반적으로 하락하는 데 따르는 부담을 진다.

I. 序 論

본고의 목적은 住宅市場과 賃貸料市場의 연립모형을 통하여 財産稅의 經濟的 效果를 住宅價格과 賃貸料變動에 초점을 맞추어 분석하는 데 있다.

최근에는 진정되어 하락세까지 보이고 있으나, 몇년 전까지만 해도 土地價格과 住宅, 특히 아파트價格이 급등하여 經濟·社會的으로 큰 문제를 야기하였다. 土地價格이 가장 많이 상승할 때는 1989년에 30%를 상회하였고, 住宅價格 및 아파트價格도 같은 해 14.6% 및 20% 상승하였다. 이와 함께 賃貸料도 不動産價格에 못지않게 상승하거나, 住宅의 경우에는 오히려 더 빠른 속

筆者 : 本院 硏究委員

* 필자는 本院의 金寬永, 柳一鎬 博士의 유익한 논평과 제언에 깊은 감사를 드린다. 그리고 財政學會 秋季學術發表會에서 유익한 논평을 해 주신 고려대학교의 이만우 교수와 서경대학교의 유경문 교수에게도 깊은 감사를 드린다.

도로 상승하기도 하였다. 이러한 不動産價格의 급격한 상승은 富의 편중분배로 인한 所得不均衡分配의 심화, 자금이동의 왜곡, 無住宅庶民의 주거불안과 이로 인한 社會不安 등 經濟的·社會的 문제를 야기한 것이 사실이다.

不動産價格의 안정을 위해서는 財産稅의 강화가 필요하다는 데로의 합의가 학계와 정책부서에서 이루어지고 있지만, 財産稅의 강화로 인한 不動産價格과 임대료 변동간의 상관관계 및 그 변동정도 등에 관해서는 명확하게 알려져 있지 않은 실정이다.

金京煥(1991)과 金正浩(1990, 1991)는 財産稅의 經濟的 效果에 관해서 외국의 기존이론을 검토한 후 우리나라에서의 財産稅가 不動産價格, 특히 임대료에 크게 전가되지는 않는다고 하고 있다. 그리고 金明淑(1989)과 郭泰元(1990)은 포괄적인 土地問題와 綜合土地稅를 분석하는 가운데, 財産稅의 不動産價格 下落效果에 대해 언급하고 있다.

이들의 결론은, 완전히 일치한다고 보기는 어려우나, 財産稅가 不動産價格의 하락 또는 상승과 임대료의 불변 또는 상승을 초래한다는 것으로 요약될 수 있다.

金京煥(1991, pp.62~64)은 財産稅가 강화될 때 需要曲線이 상향 이동 또는 자기실현적 예상현상을 통하여 재산세가 전방전가되는 등 不動産價格의 상승에 영향을 미칠 수 있으나, 자본의 지역간 국내이동, 인구의 지역간 이동, 주택수요의 가격탄력치, 도시용도의 토지공급탄력치 등의 크기에 의해서도 결정된다고 하면서 명확한 결론을 내리지 않고 있다.

반면에 金正浩(1990, p.17)는 財産稅의 인상으로 인하여 임대료는 주택스톡의 변화가 초단기적으로 볼 때는 일어나지 않으므로 상승하지 않는다고 하고 있다.

郭泰元(1990, p.34)은 財産稅(綜合土地稅)의 부담이 자본화되어 그만큼 지가가 하락하고 도입시점에서 강력한 하락효과가 기대된다고 한다. 그리고 이 효과가 일회적이고 임대료로 전가된다면, 지가하락효과는 줄어들 것이라고 하고 있다. 그리고 金明淑(1989, p.172)은 土地稅는 유동성 부족문제와 자본화 효과에 의하여 土地價格을 하락시킨다고 하고 있다.

그러나 기존의 연구에서는 모형에 의한 논의의 전개가 이루어지지 않았으므로 재산세 부과로 인한 주택가격과 주택임대료의 변동, 그리고 稅負擔의 전가문제에 대한 구체적인 결론이 유도되기가 어려웠던 것으로 판단된다.

따라서 본고에서는 財産稅의 경제적 효과를 명확하게 분석하기 위해서 住宅市場과 賃貸市場을 포괄하는 모형을 설정하였다. 이를 토대로 財産稅의 도입 또는 강화로 인한 住宅價格과 賃貸料의 변동의 크기와 住宅價格과 賃貸料의 변동상호관계, 그리고 재산세의 자원배분효과와 귀착을 분석한다. 마지막으로 본 모형을 土地市場에 응용하여 본다.

Ⅱ. 模　　型[1)]

1. 住宅市場

먼저 주택보유의 동기를 주거서비스를 생산하기 위한 것으로 본다. 이는 주택소유자가 임대를 목적으로 하든 자가소비를 목적으로 하든 실제 주거서비스를 생산하는 일종의 기업임을 뜻한다.

자가소비를 목적으로 하는 경우 임대에 따른 수익을 희생하므로 스스로에게 임대한 것으로 볼 수 있다. 따라서 기업으로서의 주택보유자를 설정하는 것은 논의의 전개에 있어 아무런 문제를 야기하지 않는다. 아래에서는 주택보유자를 하나의 기업으로 부르기로 한다.

한 기업의 주거서비스 생산함수를

$$h_i = h(H, L) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

i는 개별기업을 나타냄(이하 생략)

로 나타내 보자

주거서비스는 生產要素인 住宅 H와 勞動을 포함한 여타의 生產要素 L에 의해 생산된다. 여기서는 주요분석대상이 주택이므로 아래에서는 L을 제외한다. 따라서 주거서비스 생산함수를 $h=h(H)$로 간략히 표시한다.

기업이론에서 제시되듯이

$$h_H > 0, \quad h_{HH} < 0$$

이 성립한다고 가정하자.

이 기업은 이윤을 극대화할 것이므로, 아래의 문제를 설정할 수 있다.

$$\max_H \pi = R \cdot h(H) - C \cdot H \cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

이 기업은 주어진 賃貸料 R, 住宅價格 P, 市場利子率 r, 實效財產稅率(이하에서는 '實效'를 생략) t, 예상주택 가격상승률 $\dot{P}$ 아래에서 적정 H를 투입하여 주거서비스를 공급할 것이다.

여기서 (2)식의 두번째 항 C는 住宅使用者費用을 뜻하는데, $P(r+t-\dot{P})$와 같게 된다.[2)]

H는 一般企業의 生產要素인 資本과 같이 내구적인 生產要素이다. 이의 단위당 사용

---

1) 기존의 주택모형은 주로 Deaton and Muellbauer(1980, 13장)의 신고전학파의 내구재 수요모형을 토대로 하고 있는데, 자본화 공식 모형도 이로부터 도출될 수 있다. 鄭淵承(1992), 金正浩(1989) 참조.

본고에서 이용된 모형의 특징은 충격의 소재에 따라 그 파급효과를 명확하게 파악할 수 있다는 데 있다. 즉 본고에서와 같은 재산세 강화의 효과 분석은 물론 인구의 급격한 유입, 주택공급의 정책적 확대, 임대제도의 변경, 주택가격의 상한설정 또는 철폐 등의 효과를 분석할 수 있는 것이다. 예를 들면 인구유입의 급증으로 주거서비스 수요가 크게 증대했다면 일차적으로 임대시장에서 R이 증대하고 이의 영향으로 住宅市場에서의 住宅需要가 증대하고 住宅價格이 하락할 것이라는 추론이 가능하고, 黃斗鉉(1990)의 연구에서와 같은 住宅價格과 賃貸料의 변동에 대한 시차분석도 가능할 것이다.

2) C는 우리나라의 1980년대 후반 住宅價格의 급상승기에서와 같이 $\dot{P}$가 $r+t$를 상회하여 (−)일 가능성이 있다. 그러나 r과 P가 상승하여 새로운 균형상태에서는 여타 투자기회에서 수익률과 같게 될 것이다.

자비용으로서 市場利子率, 財産稅率, 그리고 住宅價格이 상승하면 그만큼 재산의 증식이라는 이익을 얻을 수 있으므로 $-\dot{P}$를 포함하였다. 물론 여기서는 讓渡所得稅, 取得稅, 登錄稅, 減價償却, 仲介費와 手數料 등 거래비용을 무시하고 있다.[3)]

(2)식을 H에 대해서 편미분하여 1차조건을 구하여 정리하면

$$H^d = H^d(P(r+t-\dot{P}),\ R) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

의 需要函數를 구할 수 있다.

여기서의 관심사항은 住宅需要에 있으므로

$$\frac{\partial H^d}{\partial R} > 0, \qquad \frac{\partial H^d}{\partial P} < 0,$$

$$\frac{\partial H^d}{\partial r} < 0, \qquad \frac{\partial H^d}{\partial t} < 0,$$

$$\frac{\partial H^d}{\partial \dot{P}} > 0$$

이 성립한다.[4)]

住宅의 供給函數는

$$H^s = H(P,\ P_m) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

(4)식과 같이 나타낼 수 있다. 住宅建設業者는 住宅價格이 상승하면 공급을 증대할 것이므로 부연 설명의 필요없이 $\frac{\partial H^s}{\partial P} > 0$이 성립한다.

그리고 建設資材 등 生産要素의 가격 P_m에 대해서는 $\frac{\partial H^s}{\partial P_m} < 0$이 성립한다.

均衡條件인

$$H^d = H^s \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

를 추가함으로써 균형 H^d, H^s, P의 값이 결정된다.

$$H^* = H^{d*} = H^{s*} = f(r,\ t,\ R,\ P_m,\ \dot{P})$$
$$P^* = g(r,\ t,\ R,\ P_m,\ \dot{P})$$

의 축약형으로 나타낼 수 있다.

2. 住宅賃貸市場

住宅賃貸市場에서는 주거서비스 수요와 주거서비스공급에 의해 임대료가 결정된다.

주거서비스 需要函數는 개별 수요자의 效用極大形態에 의해 쉽게 도출된다. h_j^d를 주거서비스에 대한 수요라 하면

---

3) $\dot{P}$를 무시할 때 H의 내구연한이 n 기간일 경우의 사용자 비용은 $\frac{P \cdot r}{(1+r)^n - 1} + P \cdot r$이 된다. n이 무한대일 경우 이는 $P \cdot r$로 되고, 여기에 財産稅率을 비용으로 계산하면 $P(r+t)$가 H의 사용자 비용이 되는 것이다. Crouch(1972), p.69 참조.

4) 1차조건을 $H,\ R,\ r,\ t,\ P,\ \dot{P}$에 대해서 전미분하여 정리하면

$$Rh_{HH}dH + h_R dR - Pdt - Pdr + Pd\dot{P} - (r+t-\dot{P})dP = 0$$

$$\frac{dH}{dR} = \frac{-h_R}{Rh_{HH}} > 0$$

$$\frac{dH}{dr} = \frac{dH}{dt} = \frac{P}{Rh_{HH}} < 0$$

$$\frac{dH}{dP} = \frac{r+t-P}{Rh_{HH}} < 0$$

$$\frac{dH}{d\dot{P}} = -\frac{P}{Rh_{HH}} > 0$$

$$h^d = \sum h_j^d(R, Y_j) = h^d(R, Y) \cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

로 나타낼 수 있다(하첨자는 생략). Y는 소득을 나타낸다. 주거서비스는 정상재일 것이므로, 그 수요는 임대료의 변동에 대해 (−)방향, 소득에 대해서 (+)방향으로 변동할 것이다($\frac{h^d}{\partial R}<0$, $\frac{h^d}{\partial Y}>0$).

주거서비스의 공급량은 주택의 전체스톡량에 의해 결정되므로

$$h^s = h^s(H^*(\cdot)) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

로 표시된다.

賃貸市場에서의 균형은 (6), (7), 그리고 均衡條件인

$$h^s = h^d \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

을 추가함으로써 균형치 R^*가 결정된다.

3. 綜 合

住宅市場과 賃貸市場에서의 장기적 균형은 양시장에서의 임대기업의 진입이 더 이상 일어나지 않는 경우에 이루어진다. 따라서 $\pi=0$이 長期均衡條件으로 추가된다. (2)식을 0으로 놓으면 (9)식과 같이

$$R \cdot h - P(r+t-\dot{P}) \cdot H = 0 \cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

조건식이 표시된다.[5)]

따라서 위 모형은 H^s, H^d, h^s, h^d, R, P, r의 7개 내생변수, Y, P_m, $\dot{P}$의 3개의 외생변수 및 (3)~(9)식의 7개 방정식으로 구성된다.

[圖 1]에서 $E(P_0, H_0)$, $e(R_0, h_0)$는 각각 住宅市場과 賃貸市場에서의 균형을 나타낸다. 住宅供給曲線인 H^s는 住宅供給이 단기적으로는 거의 수직선이나, 장기적으로 보면 주택가격에 반응할 것이므로 다소 가파르게 우상향하는 것으로 나타내었다. 비탄력적인 住宅需要를 보고하는 여러 실증분석 결과에 따라 수요곡선인 H^d와 h^d도 다소 가파르게 나타내었다.[6)] 특히 주거서비스의 供給曲線이 수직으로 나타난 것은 주거서비스가 H의 크기에 의해 결정되기 때문이다.

Ⅲ. 財産稅의 價格效果 分析

1. 住宅價格과 賃貸料에 미치는 效果

과세표준현실화의 제고 등에 의한 財産稅의 強化는 주거서비스 생산자의 주택사용자

---

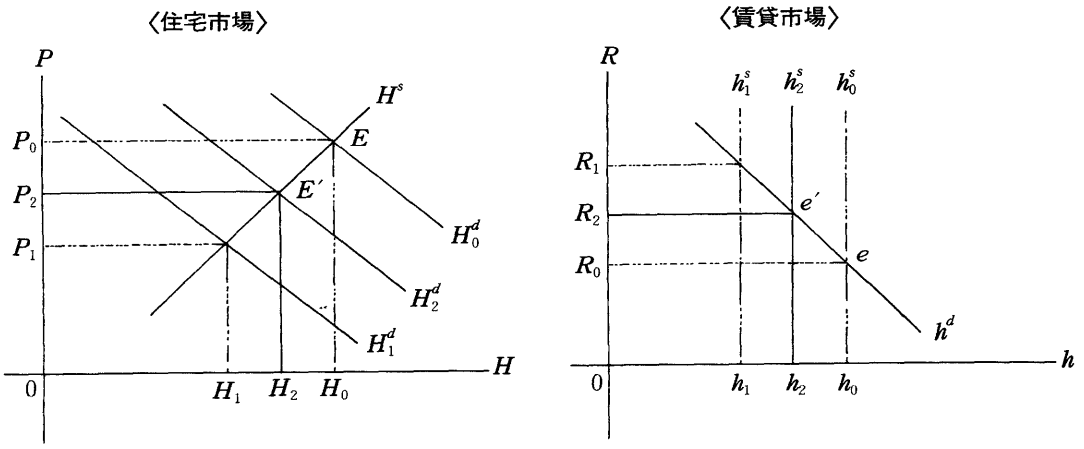
5) (9)식은 아래와 같이

$$\frac{R \cdot h}{P \cdot H} = r + t - \dot{P} \quad \text{또는}$$
$$\frac{R \cdot h}{P \cdot H} - t + \dot{P} = r$$

로 표시될 수 있다.

6) 金寬永(1988)을 제외하고는 Mills and Song (1979), Follain, et al.(1980), 金仲秀(1983), 鄭淵承(1992)의 실증분석에서는 住宅需要의 많은 부문이 자가수요를 목적으로 하는 것이므로 住宅需要의 價格彈力性이 절대치면에서 1보다 작은 0.08~0.76으로 나타난다. 住宅需要 彈力性을 주거서비스 탄력성으로 간주할 수 있을 것이다.

[圖 1] 住宅市場과 賃貸市場에서의 均衡



비용을 인상시켜 생산요소로서의 住宅需要를 감소시킨다. [圖 1]에서 住宅需要曲線은 財産稅 強化에 따라 H_1^d으로 하향 이동하여[7] 住宅市場에서는 가격의 하락과 住宅供給量이 줄어들 것이다. 단기적으로는 住宅供給量이 민감하게 반응하기 어려우므로 住宅價格의 하락이 두드러질 것이다. 住宅이 멸실되어도 추가적 건설이 이루어지지 않거나, 인구증가 등의 요인으로 더 늘어나야 할 주택의 공급이 뒤로 미루어지는 등 장기적으로 住宅供給이 감소한다. 재산세의 강화에 따른 住宅市場에서의 住宅供給의 감소는 주거서비스 생산의 감소를 가져와 h^s곡선을 h_1^s으로 좌향 이동시킨다. 이로 말미암아 임대료는 R_0에서 R_1으로 상승한다. 여기서 R의 상승은 住宅市場의 住宅需要의 증대를 가져와 이미 하향 이동한 수요곡선 H_1^d을 H_2^d로 다소 상향 이동시킨다.

이로 말미암아 주거서비스의 공급곡선은 다시 h_1에서 h_2로 우향 이동한다. 이러한 과정을 계속 거쳐 각 시장에서 새로운 균형상태는 $E'(P_2, H_2)$, $e'(R_2, h_2)$에서 이루어진다.[8]

여기서 흥미로운 점은 財産稅의 강화가 이루어지면 초기치에 비해 주택가격은 하락하고 임대료는 상승한다는 것이다.[9]

2. 住宅價格과 賃貸料 變動의 크기

최초의 균형점과 재산세 강화로 인한 새로운 균형점에서의 住宅價格과 賃貸料의 변동폭을 비교해 보면, 이는 전적으로 住宅供給과 주거서비스 수요의 價格彈力性에 의존

7) 이때 여타생산요소와 H의 대체가 일어날 것이나, H의 중요성이 워낙 커서 대체효과는 거의 무시할 정도일 것이다.

8) 균형점의 이동방향은 비교정학분석에 의하여 확인될 수 있다.

9) 실증분석을 요하는 것이긴 하나, 본 연구결과로 미루어 볼 때 財産稅率의 인상에 따른 住宅價格의 반응은 임대료에서보다 빨리 나타날 것으로 판단된다.

한다.

[圖 1]에서 최초의 균형점 E와 e, 새로운 균형점 E'와 e'에서의 均衡住宅量과 균형주거서비스량의 변동은 $h'(H) \cong 1$일 것이므로, 그 크기면에서 거의 같을 것이다. 그리고 $P_0 \rightarrow P_2$, $R_0 \rightarrow R_2$로의 변동은 각각 H^s곡선과 h^d곡선 위를 움직이게 된다. 따라서 가격과 임대료의 변동폭은 住宅供給과 주거서비스 需要曲線의 價格彈力性이 절대치면에서 같다면 서로 같고, 전자가 후자보다 더 작다면(크다면) 住宅價格의 하락폭이 임대료의 상승폭보다 더 클(작을) 것이다.

주거서비스수요의 價格彈力性은 절대치로 볼 때 최고 0.76, 住宅供給의 價格彈力性은 0.1로 각각 추정되고 있는 기존의 硏究結果를 참조할 때 住宅價格의 하락폭이 임대료의 상승폭보다 더 클 것으로 판단된다.[10]

다음으로 財産稅의 강화에 의한 住宅價格의 하락폭을 개략적으로 알아보기 위해 住宅供給曲線 H^s를 수직으로 상정해 본다. 이는 이 경우 住宅價格 하락폭이 최대가 되기 때문이다.

[圖 2]에서 하락폭 $\overline{Eb}$는 $\overline{Ea} \cdot \frac{\triangle P}{\triangle H^d}$에 의해 계산될 수 있다.

다소 복잡한 과정을 거쳐[11]

$$\overline{Eb} = \frac{t}{C} \cdot \frac{\triangle t}{t}$$

이 도출되는데, 이는 財産稅率의 인상에 의한 가격하락폭은 최대한 사용자 비용에서 재산세 부담의 비중 등과 재산세율의 인상률 $(\frac{\triangle t}{C})$의 곱으로 나타난다는 것을 의미한다. 그런데 전술한 바와 같이 均衡狀態에서는

$$\frac{R \cdot h}{P \cdot H} = r + t - \dot{P}$$

와 같이 住宅價格에 대한 임대료의 비율이 사용자비용과 같을 것이므로, 간접적으로 $\frac{R \cdot h}{P \cdot H}$를 구함으로써 사용자비용을 추정할 수 있다. 이때 $\frac{R \cdot h}{P \cdot H}$의 추정치는 여타의 비용을 모두 포함한다는 장점을 지닌다.

金正浩(1989)에 의하면 전세보증금의 주택가격에 대한 비율이 1987, 88년 두 해의 경우

$$0.58 - 0.21\,\dot{P} \quad \text{또는} \quad 0.54 - 0.18\,\dot{P}$$

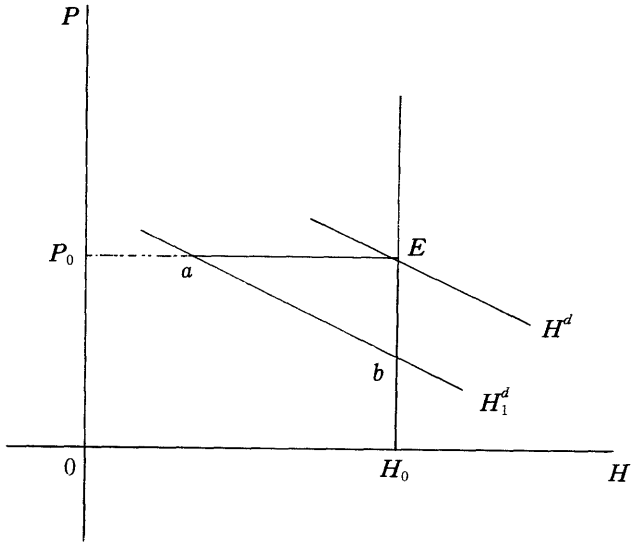
로서 추정되어 住宅價格上昇率에 따라 변동하는 것으로 나타났다.[12] 住宅價格上昇率과 이자율을 각각 $\dot{P} = 10\%$, $r = 10\%$로 가정할 경우 임대료(전세보증금×이자율)의 住宅價格에 대한 비율은 0.052~0.058 또는 5.2~5.6%로 계산되고, $\dot{P} = 20\%$, $r = 20\%$로 가정할 경우에는 그 비율이 0.10~0.11로

10) 住宅需要의 價格彈力性은 註 5)를 참조. 住宅供給의 價格彈力性은 金政鎬(1989)를 참조.

11) 住宅價格의 하락폭 $\overline{Eb}$의 도출과정은 附錄 참조.

12) 金政鎬(1989)에 의한 전세보증금의 住宅價格에 대한 비율의 추정치는 서울의 두 곳을 대상으로 한 대단히 한정적인 통계이나, 현재로서는 가능한 실증분석결과로서 유일한 것이므로 이를 이용한 것이다.

[圖 2] 住宅價格의 下落幅



계산된다.

그리고 財産稅率을 0.2~0.4%로 본다면[13] 財産稅가 사용자비용에서 차지하는 비중은 2.0~7.8%로서 극히 미미하다. 따라서 財産稅가 크게 강화된다 하더라도 주택가격 하락에 미치는 효과는 그렇게 크지 않을 것으로 사료된다.

여기에 주택가격 하락기대와 유동성 문제로 인한 추가적인 주택가격 하락을 감안하더라도 여전히 재산세 강화에 의한 가격하락효과는 크게 증대되지 않을 것으로 판단된다.

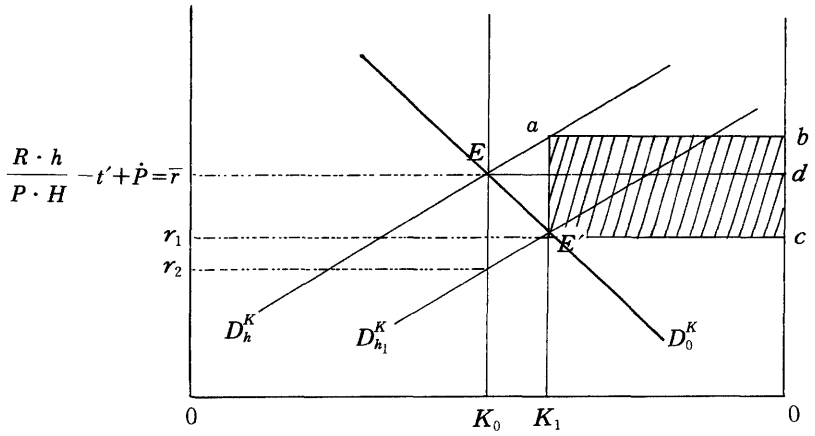
한가지 유의할 점은 住宅需要의 財産稅에 대한 탄력성은 주택이용비용에서 재산세 부담이 커질수록 그 주택가격 하락효과는 커진다는 점이다. 따라서 財産稅의 강화가 지속적으로 이루어진다면 주택가격 하락폭은 점점 커져갈 것이다.

3. 財産稅의 資源配分效果와 歸着

住宅賃貸者는 이미 언급한 바와 같이 이윤이 보장되지 않는다면 住宅賃貸市場을 떠나 金融資産인 株式, 債券 등 다른 投資手段을 찾을 것이고, 이윤이 정상이윤을 초과하면 추가적인 임대기업의 진입이 일어난다.

13) 土地課標現實化率 20% 수준과 건물분 재산세 과표현실화율 40%, 그리고 法定 綜合土地稅率과 財産稅率 각각 0.2~5%, 0.3~7%를 감안할 때 실효세율은 0.04~2.8%로 단순하게 볼 수 있다. 그러나 대부분의 토지가 낮은 세율의 적용을 받고 있으므로 전체적으로 볼 때 金京煥(1992, p.61)에서와 같이 1989, 90년의 경우 0.2~0.4%에 이를 것으로 보인다.

[圖 3] 財産稅의 資源配分效果와 歸着



註 : D_h^K: 住宅部門의 수익률 곡선
D_0^K: 非住宅部門의 수익률 곡선
$\overline{00}$: 경제내의 전체자본량

$$r_1 = \frac{R' \cdot h}{P' \cdot h} - t' + \dot{P}$$
$$\begin{cases} R' > R \\ P' < P \end{cases}$$

住宅賃貸者의 이윤은 장기적으로 0이어야 하고,

$$R \cdot h - P(r + t - \dot{P})H = 0,$$

$$\frac{R \cdot h}{P \cdot H} = (r + t - \dot{P}), \text{ 또는}$$

$$\frac{R \cdot h}{P \cdot H} - t + \dot{P} = r$$

가 성립되어야 한다.

이 세 식의 좌변은 住宅投資의 순수익률을 각각 다른 관점에서 표현한 것이다.

첫째 식의 좌변은 住宅投資에 따른 모든 비용을 차감한 수익률을 나타내고, 두번째 식은 住宅價格에 대한 임대수익의 비율을 수익률로 보아 우변의 사용자비용과 비교하고 있으며, 마지막 식은 시장이자율과 비교한 투자수익률을 좌변에 나타낸 것이다. 만약 좌변의 값이 우변의 것보다 클 경우 住宅賃貸産業에는 추가적인 진입이 일어나고 자본이 非住宅部門에서 住宅部門으로 이동한다. 이러한 움직임은 상기 식에서 양변의 값이 같아질 때까지 이루어진다.

財産稅가 증대하기 전 均衡狀態에서는 $\frac{R \cdot h}{P \cdot H} - t + \dot{P} = \bar{r}$ 이 성립했으나, $t \rightarrow t'(t' > t)$에 따라 R과 P가 변동이 없는 초단기의 경우 주택임대수익률은 [圖 3]에서와 같이 $r_2 = \frac{R \cdot h}{R \cdot H} - t' + \dot{P} < \bar{r}$ 이 되어 균형상태가 깨진다. 새로운 균형상태로 복귀하는 과정에서 자본은 $\overline{K_0K_1}$만큼 非住宅部門으로 옮겨가게 되어 최종 균형상태인 E'에서

住宅部門과 여타 부문에서 수익률 r_1으로 균형을 이루게 된다.[14]

다음으로 財産稅의 귀착을 살펴보자. 주택서비스 생산자가 직접 부담하는 재산세의 규모는 [圖 3]에 나타난 바와 같이 □$abcE'$ 크기에 해당된다. 그러나 주택서비스 생산자나 여타 자본가들은 순수익률이 r에서 r_1으로 하락하게 되어 주택소유자뿐만 아니라 여타 자본가가 재산세의 부담을 진다. 그리고 임대료가 상승하게 되어 임차자가 재산세 부담의 일부를 진다.

이러한 논의를 유휴토지의 경우에도 그대로 적용할 수 있다. 土地에 대한 財産稅의 증대는 토지의 공급과 지대의 변동에 영향을 미치지 못하므로 土地價格의 하락이 크게 일어남으로써 資本市場의 균형이 달성될 수밖에 없는 것이다. 그리고 그 부담은 유휴토지소유자에게 전부 전가된다.

Ⅳ. 結　　論

본고의 목적은 財産稅의 경제적 효과를 분석하는 데 있다. 특히 財産稅가 住宅價格과 賃貸料에 미치는 효과와 그 크기, 그리고 財産稅의 귀착에 중점을 두었다.

財産稅가 강화되면 ①住宅價格은 하락하고, ②임대료는 상승하되 住宅價格이 변동하는 것과 시차를 두고서 이루어지고, 住宅價格과 賃貸料의 변동폭 차이는 住宅供給과 住居需要의 價格彈力性의 차이에 좌우되며, ③住宅供給의 價格彈力性이 더 비탄력적인 점을 감안할 때 住宅價格의 하락폭이 임대료의 상승폭보다 크고, ④住宅價格의 하락폭은 實效財産稅率이 사용자비용에서 차지하는 비중이 클수록 커지며, ⑤현재의 낮은 實效財産稅負擔을 감안할 때 住宅價格下落效果가 크지 않다는 것이 본고의 주요 결론이다.

財産稅의 부담측면에서는 재산세가 강화되면 住宅保有者가 그 부담을 일차적으로 지나, 임차자와 주택보유자 이외의 자본가도 역시 財産稅의 부담을 나누어 진다. 임차자는 임대료 상승에 따른 부담을, 자본가는 자본이 住宅部門에서 非住宅部門으로 이동함에 따라 수익률이 전반적으로 하락하는 데 따르는 부담을 진다.

따라서 재산세 강화에 의한 住宅價格의 하락을 바람직하다고 본다면, 임대료 상승과 자원의 非住宅部門으로의 이동은 임차자의 부담증대와 住宅供給의 위축의 측면에서 다소 부정적이라 할 수 있다. 이러한 부정적인 효과를 완화하기 위해서는 住宅供給을 증대할 필요가 있을 것이다. 그리고 이러한 논의를 土地問題에 적용시켜 볼 때 유휴토지에 대한 재산세 강화는 토지의 중립성을 다소 해치는 측면이 있으나, 土地價格의 안정을 위해서는 유용하다.[15]

---

14) 資本이 非住宅部門으로 이동함에 따라 非住宅部門의 수익률 r은 낮아진다.

15) 財産稅의 비중립성에 관해서는 金明淑(1989), 林德鎬(1991) 등을 참조.

그러나 財産稅의 가격하락효과가 크지 않으므로, 住宅價格의 안정을 위해서는 財産稅에 절대적으로 의존하기보다는 현재 추진중인 과표현실화를 통한 財産稅의 강화와 함께 讓渡所得稅, 住宅制度, 巨視金融政策 등 여러 수단과 병행하는 것이 필요하다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

郭泰元, 「우리나라의 土地問題와 綜合土地稅」, 『韓國租稅硏究』, 1990.

金京煥, 「財産稅가 不動産價格과 賃貸料에 미치는 效果」, 『財政論集』, 1991.

———, 「地方稅 機能強化 方案」, 宋大熙·盧基星(編), 『地方自治制 實施에 따른 中央·地方 財政機能의 再定立』, 韓國開發硏究院, 1992.

金寬永, 「住宅金融과 住宅供給決定要因의 時系列分析」, 『韓國開發硏究』, 1988 봄.

金明淑, 「財産稅保有稅의 改編方向과 政策效果」, 『國家豫算과 政策目標』, 韓國開發硏究院, 1989.

金正浩, 「資産市場槪念을 이용한 서울地域 아파트 傳貰 및 賣買價格간의 關係分析」, 『地域硏究』, 1989.

———, 「建物分 財産稅制의 發展方案 硏究」, 韓國地方行政硏究院, 1990.

———, 「우리나라 住宅市場의 構造와 政府介入의 限界」, 韓國經濟硏究院, 1991.

金政鎬, 「住宅生産에 관한 硏究」, 國土開發硏究院, 1989.

金仲秀, 「우리나라 住宅需給決定要因의 時系列分析」, 『韓國開發硏究』, 1983 겨울.

林德鎬, 「土地稅의 非中立性과 地價 및 都市構造의 變化」, 1991.

鄭淵承, 「期待資本利得이 住宅需要에 미치는 影響」, 『經濟學硏究』, 1992. 12.

黃斗鉉, 「住宅賣買價格과 傳貰價格의 時差分析」, 1990.

Crouch, R. L., *Macroeconomics*, New York : Harcourt Brace Jovanovich, Inc., 1972.

Deaton, A. and J. Muellbauer, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge : Cambridge University Press, 1980.

Follain, J., G. C. Lim, and B. Renaud, "The Demand for Housing in Developing Countries: the Case of Korea", *JUE*, 1980.

Mills, E. S. and B. N. Song, *Urbanization and Urban Problems*, Cambridge, Mass.; Harvard University Press, 1979.

[附錄] 住宅價格 下落幅의 크기를 도출하는 過程

本文의 [圖 2]에서

$$\overline{Eb} = \overline{Ea} \cdot \frac{\triangle P}{\triangle H^d} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

그런데 $\overline{Ea} = \frac{\partial H^d}{\partial t} \triangle t$ 이고, $\frac{\triangle P}{\triangle H^d} = \frac{1}{\varepsilon_{H^d,\,P}} \cdot \frac{P}{H^d}$ 이므로, $\varepsilon_{H^d,\,P}$는 住宅의 需要彈力性(이하 탄력성은 절대치임).

$$\overline{Eb} = \frac{\partial H^d}{\partial t} \cdot \frac{1}{\varepsilon_{H^d,p}} \cdot \frac{P}{H^d} \cdot \triangle t$$

$$= \varepsilon_{H^d,\,t} \cdot \frac{1}{\varepsilon_{H^d,p}} \cdot \frac{\triangle t}{t} P \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

여기서 $P=1$이라 놓으면 價格下落幅은

$$\overline{Eb} = \varepsilon_{H^d,\,t} \cdot \frac{1}{\varepsilon_{H^d,\,P}} \cdot \frac{\triangle t}{t} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

으로 표시된다. $\varepsilon_{H^d,\,P}$는 기존의 실증연구에서 비탄력적으로 추정되었으므로, $\varepsilon_{H^d,\,t}$의 크기를 알 수 있으면 $\overline{Eb}$의 크기를 짐작할 수 있다.

그런데 $\varepsilon_{H^d,\,t} = \varepsilon_{H^d,\,C} \cdot \frac{t}{C}$이고, 住宅需要의 價格彈力性 $\varepsilon_{H^d,\,C} = \varepsilon_{H^d,\,P}$이므로 $\varepsilon_{H^d,\,t} = \varepsilon_{H^d,\,P} \cdot \frac{t}{C}$로 표시될 수 있다.[1)]

따라서

$$\overline{Eb} = \frac{t}{C} \cdot \frac{\triangle t}{t} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

---

1) 이를 수식으로는 아래와 같이 보일 수 있다.
住宅需要函數를 간단히 표현하면,

$H^d = f(C)$

단, C는 사용자비용, 이하 상첨자 생략.

$C = P(r + t - \dot{P}) = r + t - \dot{P}$, $(P=1)$

$$\frac{\partial H}{\partial C} \cdot \frac{C}{H} = \varepsilon_{H,C}$$

$$\varepsilon_{H,t} = \frac{\partial H}{\partial t} \cdot \frac{t}{H} = \frac{\partial H}{\partial C}\frac{\partial C}{\partial t} \cdot \frac{t}{H}$$

$$= \frac{\partial H}{\partial C}\frac{\partial C}{\partial t} \cdot \frac{C}{H}\frac{H}{C}\frac{t}{H}$$

$$= \varepsilon_{H,C} \cdot \frac{\partial C}{\partial t} \cdot \frac{t}{C} = \varepsilon_{H,C} \cdot \frac{t}{C}$$

$$= \varepsilon_{H,P}\frac{t}{C}, \left(\frac{\partial C}{\partial t} = 1\right)$$

그리고

$$\varepsilon_{H,P} = \frac{\partial H}{\partial C} \cdot \frac{\partial C}{\partial P} \cdot \frac{C}{H} \cdot \frac{P}{H}$$

$$= \varepsilon_{H,C} = \frac{P \cdot \frac{\partial C}{\partial t}}{C} = \varepsilon_{H,C}$$

株式收益率 變動幅의 規模效果와 非對稱效果

高 英 先

株式收益率의 條件附分散의 움직임을 模型化하기 위하여 Engle(1982)의 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)模型을 嚆矢로 많은 종류의 模型이 제시되어 왔다. 이 가운데서 Nelson(1991)의 EGARCH(Exponential Generalized ARCH)는 종래의 模型에 비하여 여러가지 長點을 지니고 있는 模型이다. 그러나 EGARCH에서는 非期待收益率(unexpected return)이 條件附分散에 미치는 規模效果(magnitude effect)와 非對稱效果(asymmetry effect)의 影響이 동일한 動態(dynamics)를 보인다고 假定하고 있다. 本 論文은 이 假定을 완화하였을 때 規模效果와 非對稱效果가 매우 다른 動態를 가지며, 특히 規模效果의 영향은 오래 지속되는 반면 非對稱效果는 비교적 빠르게 사라짐을 보여준다.

I. 序 論

財務分析理論에서 株式收益率의 分散(variance)은 株式投資의 위험성을 나타내는 척도로 사용되고 있다. 예를 들어 Merton(1973)은 市場포트폴리오(market portfolio)의 期待收益率이 分散의 線型函數로 표현될 수 있음을 보여준다. 또한 이러한 전통적인 CAPM(Capital Asset Pricing Model)에서 기본적으로 가정하고 있는 時間에 대한 不變性(stationarity)을 완화하여 分散이 시간에 따라 변하는 경우[1]를 상정해 보면, 각 時點에서의 期待收益率은 그 時點에서의 條件附分散(conditional variance)의 函數가 된다. 즉 여기에서 條件附分散이란 未來의 分散에 관한 市場參加者들의 期待値로 해석하게 되며, 期待收益率이 條件附分散의 函數라는 것은 市場危險이 증가하는 것에 대해 市場參加者들이 報償을 받기 원하기 때문이라고 해석할 수 있다.[2]

筆者 : 本院 招聘硏究員

1) 좀더 정확히 말하면 條件附分散과 無條件附分散이 상이한 경우.

2) Merton(1980) 참조.

이와 관련하여 Pindyck(1984)과 Poterba and Summers(1986) 사이에 재미있는 論爭이 있었는데, Pindyck은 1970년대의 株價暴落이 많은 부분 條件附分散의 增加에 따른 期待收益率의 增加에 기인한다고 본 반면 Poterba and Summers는 條件附分散의 움직임이 충분한 持續性(persistence)을 갖지 않기 때문에 그렇게 결론지을 수 없다고 반박하고 있다. 여기에서 條件附分散이 持續的이라는 것은 條件附分散이 증가하였을 때 그후에도 당분간은 條件附分散이 계속 높은 수준에 있다는 것을 의미한다. 또한 반대로 條件附分散이 감소하면 그후에도 계속 낮은 수준에 머무르게 될 가능성이 많다는 것을 의미한다.

이러한 論議와 관련하여 중요한 문제는 어떻게 條件附分散을 模型化할 것인가 하는 문제이다. 어떤 模型에 따르면 條件附分散이 매우 지속적인 움직임을 보이는 것으로 추정되는 반면 다른 模型에 따르면 그렇지 않을 수 있기 때문이다. 條件附分散을 模型化하는 데에 있어 가장 많이 사용되는 것은 Engle(1982)이 처음 제안한 ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 계통의 模型이다. 이 계통의 模型에 포함되는 대표적인 것으로 Bollerslev (1986)의 Generalized ARCH(GARCH)와 Nelson(1991)의 Exponential GARCH(EGARCH)를 꼽을 수 있다. Pagan and Schwert(1990)는 이들을 포함한 여러 模型들에 대한 實證的 比較를 제공하고 있다.

本 論文에서는 Nelson의 EGARCH를 좀 더 일반적인 형태로 擴張한 模型을 제시하고 그 有用性을 탐색해 보고자 한다. EGARCH는 ARCH 또는 GARCH에 대하여 여러가지 長點을 가지고 있는 模型으로 알려져 있다. 먼저 EGARCH에서는 條件附分散의 持續性의 의미가 명확하다는 점을 들 수 있다. 즉 ARCH와 GARCH에서는 條件附分散이 어떤 尺度(norm)에서는 지속성을 가지더라도 다른 尺度에서는 지속성을 잃는 경우가 발생할 수 있다. 반면 EGARCH에서는 條件附分散의 로그(log)값이 일반적 線型模型의 諸假定을 만족시키기 때문에 持續性의 의미가 명확하다.

EGARCH의 또 다른 長點은, 株式收益率의 예상치 못한 變動이 음(−)의 방향으로 발생하였는가 또는 양(+)의 방향으로 발생하였는가에 따라 條件附分散이 相異한 형태로 움직일 수 있다는 사실을 模型 속에 포착할 수 있다는 점이다. 株式收益率이 豫想値보다 낮은 경우에는 그후 收益率의 變動幅(volatility)이 상대적으로 크고, 반대로 株式收益率이 豫想値보다 큰 경우에는 그후 收益率의 變動幅이 상대적으로 작다는 것이 전부터 알려져 왔었다. 즉 非期待收益率(unexpected return)이 음(−)인 경우에는 그것이 양(+)인 경우보다 條件附分散이 더 크다. 이러한 非對稱性은 條件附分散이 現在 및 過去收益率의 絶對値(magnitude)와 관계가 있을 뿐 아니라 收益率의

符號(sign)와도 관련이 있음을 의미한다.

Black(1976)은 이러한 非對稱的 움직임을 설명하기 위하여 두가지의 理論을 제시하였다. 첫째의 理論은 앞에서 언급한 바와 같은 危險프리미엄假說(risk premium hypothesis)이다. 즉 앞으로 分散이 증가할 것으로 市場參加者들이 예상한다면 현재의 株價가 하락하고 그 결과 非期待收益率은 음(－)이 된다. 만일 市場參加者들의 예상이 平均的으로 옳다면, 즉 이들이 상습적으로 예측을 잘못하지 않는다면 現在의 非期待收益率과 未來의 分散 사이에는 음(－)의 相關關係가 관찰될 것이다. 이 경우에 因果關係는 未來의 分散에서 現在의 非期待收益率의 방향으로 흐르게 된다.

非對稱的 움직임을 설명하는 두번째 假說은 레버리지效果理論(leverage effect hypothesis)이라 불리는 것으로서, 이 假說은 株式所有者들이 해당 企業의 資產에 대하여 가지고 있는 請求權은 債券所有者들이 가지는 請求權에 대하여 下位에 있다는 사실에 착안하고 있다. 즉 株式은 殘餘請求權(residual claim)이기 때문에 企業의 收益性變化에 따른 資產價値의 變動은 債券所有者보다는 株式所有者들에게 더 많이 귀착되며, 따라서 많은 경우 株式價値의 變動幅이 債券價値의 變動幅보다 크다. 또한 全體資產價値의 變動幅은 같더라도 負債比率(負債÷總資產)이 높은 기업일수록 株價의 變動幅이 더 크게 된다. 이러한 사실로부터 우리는 株價가 하락하여 負債比率이 증가하면 株式收益率의 分散이 증가할 것으로 예상할 수 있다. 이 경우 條件附分散과 收益率 사이의 因果關係는 앞서와는 달리 後者에서 前者의 방향으로 흐르게 된다.

이러한 두 理論 가운데 어느 것이 옳으냐의 문제는 本 論文의 관심사항이 아니다.[3] 本 論文에서는 다만 이러한 非對稱性을 模型化하는 데 있어 EGARCH 模型이 갖는 限界를 지적하고 이에 대한 改善策을 제시하고자 한다. EGARCH에 따르면 非期待收益率의 非對稱效果(asymmetry effect)와 規模效果(magnitude effect)가 동일한 持續性을 가진다. 그러나 선험적으로 이들이 동일한 長期的 動態를 보일 이유가 없다. 따라서 本 論文에서는 이들이 상이한 방식으로 움직일 수 있도록 模型을 一般化하고 이 새로운 模型을 generalized exponential ARCH(GE-ARCH)라고 부르기로 한다. 그리고 이 模型을 美國의 月別 株式收益率 資料에 적용함으로써 非對稱效果와 規模效果가 과연 얼마나 相異한 형태로 움직이는가를 살펴보고자 한다.

다음 章에서는 ARCH, GARCH, 그리고 EGARCH 模型에 대해서 설명한 후에 Ⅲ章에서 非對稱效果 및 規模效果의 의미를 구체적으로 설명하고 GE-ARCH模型을 제시한다. Ⅳ章은 美國 株式收益率 資料를 이

3) 관심있는 讀者는 Christie(1982), Haugen, Talmor, and Torous(1991), French, Schwert, and Stambaugh(1987) 등을 참조할 것.

용하여 이 模型을 추정하고 EGARCH 模型과의 차이점을 보여준다. V章은 結論을 싣고 있다.

Ⅱ. 條件附分散의 持續性

論議에 앞서 [圖 1]에 나타난 美國의 株式收益率을 살펴보도록 하자. [圖 1]은 「스탠다드 앤 푸어」의 株價指數(S&P 500)를 기초로 한 美國의 戰後 月別株式收益率을 보여주고 있다.[4] 이 그림을 살펴보면 美國株式市場에서는 株式收益率이 비교적 小幅으로 騰落하였던 시기와 큰 폭으로 騰落하였던 시기가 반복되었음을 알 수 있다. 예를 들어 1962년 중반에 收益率은 크게 감소하였다가 곧 증가하였고 그후에는 變動幅이 줄어들어 안정된 모습을 보이다가 1966년 말에 다시 커졌다. 그러나 變動幅이 가장 컸던 시기는 1974년의 오일 쇼크를 전후한 시기로서, 1974년 9월에 收益率이 −11.7%로 暴落하였다가 다음달에는 16.6%로 暴騰하였다. 이러한 暴騰과 暴落은 1976년까지 다소간 지속되고 있다.

ARCH 및 그후의 여러 模型은 이처럼 무리를 지어 일어나는 暴騰과 暴落의 현상을 포착하려는 목적으로 고안되었다. 이러한 模型들을 설명하기 위하여 다음과 같은 變數들을 정의하기로 한다. 먼저 P_t를 t期末의 株式價格이라 하고 E_{t-1}을 $t-1$期末에 알고 있는 情報에 대한 條件附期待値(conditional expectation)라 하자. 그러면

$r_t = \log(P_t / P_{t-1}) = t$期의 로그收益率 (log-return) ……(1)

$e_t = r_t - E_{t-1} r_t = t$期의 非期待收益率 (unexpected return) ……(2)

$\sigma_t^2 = E_{t-1} e_t^2 = t$期의 條件附分散 ……(3)

$$z_t = \frac{e_t}{\sigma_t} \quad \cdots\cdots(4)$$

式 (1)에서 r_t를 로그收益率로 정의한 것은, 이렇게 정의했을 때 r_t의 support가 $(-\infty, \infty)$가 되어 正規分布 등을 가정할 수 있기 때문이다.

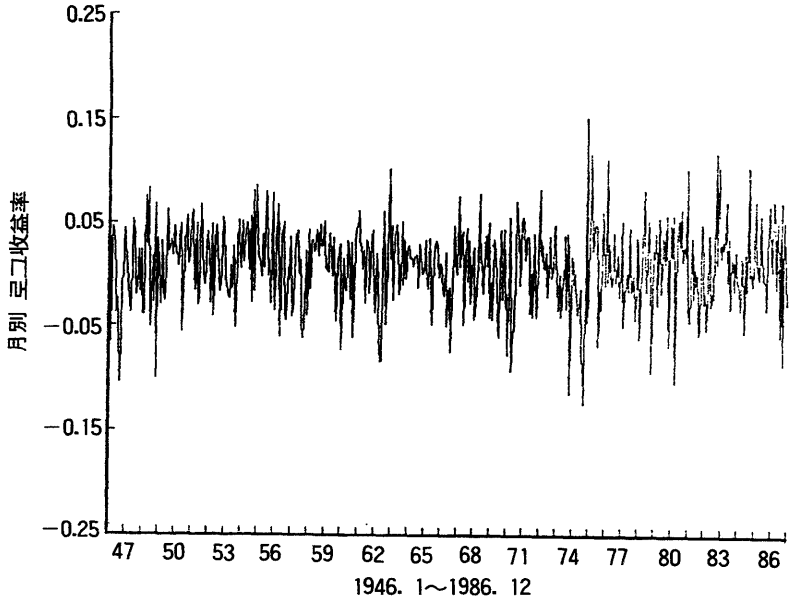
式 (4)에 따르면 z_t는 平均이 0이고 分散이 1이다. 또한 서로 다른 z_t간의 共分散(covariance)은 0이 된다. 따라서 r_t의 條件附分布가 正規分布라면 z_t는 相互獨立的이고 同一한 (i. i. d; independent and identically distributed) 標準正規分布를 갖게 된다. 뒤에 가서 模型을 추정할 때는 z_t가 正規分布를 갖는다고 가정하겠지만 현재에는 단지 이들이 i. i. d.이며 對稱的인 分布를 가졌다는 것만을 가정하도록 하자.

ARCH 模型은 σ_t^2가 다음과 같이 움직인다고 가정한다.

$$\sigma_t^2 = A_o + \sum_{i=1}^{\infty} A_i e_{t-i}^2, \quad A_i \geq 0,\ i=0,\ 1,\ 2, \cdots \quad \cdots\cdots(5)$$

4) 株式收益率은 配當所得을 포함하며, 그림에 그려진 것은 株式收益率+1에 로그를 취한 값이다.

[圖 1] S & P 500 株式收益率



위에서 係數값들이 0 이상이라고 가정한 것은 e^2_{t-i}의 값에 관계없이 σ^2_t이 항상 0 이상의 값을 가져야 하기 때문이다. 이렇게 가정하면 e^2_{t-i}가 클수록 σ^2_t가 커지게 된다. 예를 들어 $t-1$期의 株式값이 暴騰 또는 暴落하여 e^2_{t-1}의 값이 커지면 σ^2_t의 값도 커진다. 이것은 $t-1$期와 마찬가지로 t期에도 株式값의 變動幅이 클 것으로 예상됨을 의미한다. 式 (5)의 無限合(infinite sum)은 이러한 效果가 상당히 오래 지속될 가능성을 포착하기 위함이다. 만일 $i \rightarrow \infty$ 함에 따라 $A_i \rightarrow 0$한다면 시간이 지남에 따라 e^2_{t-1}의 영향이 줄어들게 된다.

GARCH 模型은 式 (5)의 ARCH를 一般化하여 σ^2_t가 좀더 복잡한 형태로 움직일 수 있도록 한 것이다. GARCH에서 σ^2_t는 다음과 같이 정의된다.

$$\sigma^2_t = A_o + \sum_{i=1}^{\infty} A_i e^2_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} B_i \sigma^2_{t-i}, \quad A_i \ B_i \geq 0 \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

즉 一般的인 時系列模型에서 MA process를 ARMA process로 확장하는 것처럼 ARCH를 확장한 것이 GARCH이다. 一般時系列模型처럼 式 (6)의 GARCH는 式 (5)의 無限系列(infinite series) ARCH로 표현될 수 있다.

그러나 ARCH 및 GARCH는 一般線型模型과는 근본적으로 다른 성격을 가지고 있는데, 예를 들어 式 (6)에서 $A_1=1-B_1$이고 A_1과 B_1를 제외한 모든 係數는 0인 경우

를 생각해 보자. 즉

$$\sigma_t^2 = (1-B_1)\, e_{t-1}^2 + B_1 \sigma_{t-1}^2 \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

인 경우에, 간단한 計算을 통하여 다음과 같은 관계를 보일 수 있다.

$$E_{t-1}\, \sigma_{t+s}^2 = \sigma_t^2, \quad s \geq 1 \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

式 (8)은 σ_t^2가 martingale process임을 보여준다. 따라서 일반 時系列模型에서처럼 σ_t^2가 random walk process와 같은 성격을 가질 것으로 (잘못) 짐작할 수 있다. 예를 들어 σ_t^2에 대한 衝擊(shock)의 效果가 영원히 지속되며 σ_t^2의 分散이 發散(explode)하게 될 것으로 짐작할 수 있다. 그러나 이러한 짐작과는 반대로 式 (7)의 경우에 σ_t^2는 確率 1로 (almost surely) 0으로 수렴함을 보일 수 있다.[5] 즉 σ_t^2에 대한 衝擊의 效果는 곧 사라지며 σ_t^2의 分散은 0으로 수렴한다.

이러한 論議는 ARCH 또는 GARCH 模型에서 σ_t^2가 持續性(persistence)을 갖는가 갖지 않는가를 판단하는 데 있어 一般 時系列分析理論의 結果를 원용할 수 없음을 보여준다. EGARCH 模型은 이러한 점에 있어서 ARCH와 GARCH 模型의 단점을 훌륭히 개선하였다.

EGARCH 模型은 實數 θ, γ, $\{a_i\}_{i=0}^{\infty}$에 대하여 條件附分散을 다음과 같이 정의한다.

$$\log\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^{\infty} a_i g(z_{t-i}), \qquad a_1 \equiv 1 \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

$$g(z_t) = \theta(|z_t| - E|z_t|) + \gamma z_t \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots (10)$$

앞에서 가정한 것처럼 z_t이 i. i. d. 라고 가정하면 式 (10)에서 $g(z_t)$ 역시 i. i. d. 이며 따라서 式 (9)의 모형은 一般線型模型理論의 적용을 받을 수 있다. 예를 들어 $\log\sigma_t^2$가 stationary하고 ergodic하기 위한 必要充分條件은 $\Sigma a_i^2 < \infty$ 이며, 만일 $\Sigma a_i^2 = \infty$ 이라면 $\log\sigma_t^2$에 대한 衝擊($g(z_t)$)의 效果는 영원히 지속된다.

실제 模型의 推定에 있어서는 式 (9)의 無限系列表現을 사용하지 않고 다음과 같은 ARMA 형태를 가정하게 된다.

$$\log\sigma_t^2 = b_0 + \frac{1+\phi_1 L + \cdots + \phi_q L^q}{1-\alpha_1 L - \cdots - \alpha_p L^p} \cdot g(z_t) \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

式 (11)의 模型은 EGARCH(p, q)라 불린다. 式 (11)과 같이 가정했을 때 $\Sigma a_i^2 < \infty$의 條件은 $x^p - \alpha_1 x^{p-1} - \cdots - \alpha_p = 0$의 根이 單位圓(unit circle) 안에 있다는 條件과 同一하다.

EGARCH 模型은 또 序論에서 언급한 바와 같이 條件附分散의 非對稱性을 포착할 수 있다. 만일 式 (10)에서 $\gamma=0$이라면 $g(z_t)$는 z_t의 절대값으로부터만 영향을 받으며 非對稱性은 존재하지 않게 된다. 그러나 만일 $\gamma<0$이라면 $g(z_{t-1})$는 $z_{t-1}>0$일 때보다

5) Geweke(1986) 참조.

$z_{t-1}<0$일 때에 더 크다. 따라서 $\log \sigma_t^2$ 역시 $z_{t-1}>0$일 때보다 $z_{t-1}<0$일 때에 더 크다.

Nelson(1991)은 日別收益率로 模型을 추정하여 본 결과 $\gamma<0$임을 발견하였으며, Pagan and Schwert(1990) 역시 1800년대의 月別收益率로 模型을 추정해 본 결과 $\gamma<0$임을 발견하였다. ARCH와 GARCH 모형은 이러한 非對稱性을 模型 속에 포착할 수 없다.

EGARCH의 또 다른 長點으로는 式 (9)에서 係數 a_i에 대하여 어떠한 制約도 두지 않는다는 것이다. 반면 ARCH 및 GARCH에서는 係數들이 0이상이어야 한다. 따라서 EGARCH는 좀더 다양한 動態를 포착할 수 있다. 즉 ARCH 및 GARCH에서는 衝擊이 항상 條件附分散을 증가시키는 방향으로 작용하지만 EGARCH에서는 條件附分散을 증가시킬 수도 있고 감소시킬 수도 있다.

Ⅲ. GE-ARCH

그러나 이러한 長點에도 불구하고 EGARCH는 限界를 갖고 있는데, 그것은 EGARCH에서는

$$g_1(z_t) \equiv \theta(|z_t| - E|z_t|) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (12)$$

로 표현되는 '規模效果'(magnitude effect)와

$$g_2(z_t) \equiv \gamma z_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (13)$$

로 표현되는 '非對稱效果'(asymmetry effect)가 서로 다른 動態的 성질을 가질 수 없기 때문이다. 예를 들어 式 (9)에서 $\{a_i\}_{i=0}^{\infty}$가 一定率 ρ로 감소하는 경우를 생각해 보자.

$$a_1 = 1,\ a_2 = \rho,\ a_3 = \rho_2,\ a_4 = \rho_3,\ \cdots, |\rho| < 1 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (14)$$

그러면 式 (9)와 (10)으로부터

$$\log\sigma_t^2 = a_o + g_1(z_t) + \rho\, g_1(z_{t-1}) + \rho^2\, g_1(z_{t-2}) + \cdots + g_2(z_t) + \rho\, g_2(z_{t-1}) + \rho^2\, g_2(z_{t-2}) + \cdots \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (15)$$

이다. 따라서 시간이 지남에 따라 規模效果 $g_1(z_t)$는 非對稱效果 $g_2(z_t)$와 동일한 속도로 감소하게 된다. 그러나 선험적으로 이것이 그래야만 하는 이유를 찾기 어렵다. 이제 이러한 假定을 완화하여 規模效果는 ρ_1의 속도로 감소하고 非對稱效果는 ρ_2의 속도로 감소한다고 가정하자. 그러면

$$\log\sigma_t^2 = a_o + g_1(z_t) + \rho_1 g_1(z_{t-1}) + \rho_1^2\, g_1(z_{t-2}) + \cdots + g_2(z_t) + \rho_2 g_2(z_{t-1}) + \rho_2^2\, g_2(z_{t-2}) + \cdots \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (16)$$

이다. 따라서 만일 $|\rho_1| > |\rho_2|$라면 規模效果가 非對稱效果에 비하여 더 오래 지속되며 반대로 $|\rho_1| < |\rho_2|$라면 非對稱效果가 規模效果보다 더 오래 지속된다.

이러한 論議를 확장하여 條件附分散을 다

음과 같은 방식으로 정의하자.

$$\log\sigma_t^2=b_0+\theta\sum_{i=1}^{\infty}b_i(|z_{t-i}|-E|z_{t-i}|)$$
$$+\gamma\sum_{i=1}^{\infty}c_iz_{t-i}, \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(17)$$
$$b_1\equiv1,\ c_1\equiv1,$$

여기에서 $\{b_i\}_{i=0}^{\infty}$와 $\{c_i\}_{i=1}^{\infty}$는 實數의 series이다. 만일 모든 i에 대하여 $b_i=c_i$라면 式 (17)은 式 (9)와 같은 형태가 된다. 그러나 그렇지 않다면 規模效果와 非對稱效果는 서로 다른 長期的 動態를 보이게 된다. 우리는 式 (17)의 模型을 Generalized Exponential ARCH(GE-ARCH)로 부르기로 한다.

GE-ARCH 模型에서 $\log\sigma_t^2$의 stationarity와 ergodicity는 다음의 定理가 보여주는 바와 같이 b_i와 c_i의 自乘合可能性(square summability)에 달려 있다.

〈定理 1〉 式 (17)과 같이 $\log\sigma_t^2$를 정의하고 $\{z_t\}$가 i. i. d.이며 對稱的인 分布를 가졌다고 가정하자. 또한 θ와 γ 가운데 적어도 하나는 0이 아니라고 가정하자. 이때 σ_t^2와 $\log\sigma_t^2$가 stationary하고 ergodic하며 $\log\sigma_t^2$가 covariance stationary하기 위한 必要充分條件은 $\sum b_i^2<\infty$ 하고 $\sum c_i^2<\infty$ 한 것이다. 또한 $\sum b_i^2=\infty$ 이거나 $\sum c_i^2=\infty$ 라면 確率 1로 (almost surely) $\log\sigma_t^2=\infty$ 이다.

定理의 證明은 本 論文의 附錄에 실려 있다.

아래에서 실제로 模型을 추정하는 데 있어서는 式 (17)의 無限系列表現을 사용하지 않고 다음과 같은 ARMA 형태를 가정하였다.

$$\log\sigma_t^2=b_o+\frac{1+\phi_1L+\cdots+\phi_qL^q}{1-\alpha_1L-\cdots-\alpha_pL^p}\cdot\theta(|z_t|-E|z_t|)$$
$$+\frac{1+\psi_1L+\cdots+\psi_nL^n}{1-\beta_1L-\cdots-\beta_mL^m}\cdot\gamma z_t \quad \cdots(18)$$

이때 自乘合可能條件 ($\sum b_i^2<\infty, \sum c_i^2<\infty$)은 $x^p-\alpha_1x^{p-1}-\cdots-\alpha_p=0$과 $x^m-\beta_1x^{m-1}-\cdots-\beta_m=0$의 根이 單位圓(unit circle) 안에 있어야 한다는 條件과 동일하다.

〈定理 1〉은 σ_t^2이 strictly stationary하기 위한 必要充分條件은 $\{b_i\}$와 $\{c_i\}$의 自乘合可能性임을 보여준다. 반면 〈定理 1〉은 σ_t^2이 covariance stationary하기 위한 條件은 제시하지 않고 있다. 다음의 〈定理 2〉는 z_t가 正規分布를 가진다고 가정할 때 $\{b_i\}$, $\{c_i\}$가 自乘合可能하면 σ_t^2의 모든 moment가 존재함을 보여준다. 즉 이 경우 σ_t^2는 covariance stationary하다.

〈定理 2〉 式 (17)에서와 같이 σ_t^2를 정의하고 θ와 γ 가운데 적어도 하나는 0이 아니라고 가정하자. 또한 z_t가 i. i. d.이며 正規分布를 갖는다고 가정하고 $\sum b_i^2<\infty$이고 $\sum c_i^2<\infty$이라고 가정하자. 그러면 양(+)의 實數 d에 대하여

$$E\sigma_t^{2d}=e^{a_0d}\prod_{i=1}^{\infty}\Big\{\phi((b_i+c_i)d)\exp\Big[\frac{1}{2}(b_i+c_i)^2d^2$$
$$-b_id\sqrt{\frac{2}{\pi}}\Big]+\phi((b_i-c_i)d)\exp$$
$$\Big[\frac{1}{2}(b_i-c_i)^2d^2-b_id\sqrt{\frac{2}{\pi}}\Big]\Big\}<\infty \quad \cdots(19)$$

이다. 여기에서 $\phi(\cdot)$는 標準正規分布의 累積分布函數이다.

특히 $d=1$일 때 〈定理 2〉는 $\sum b_i^2<\infty$이고 $\sum c_i^2<\infty$이라면 $Ee_t^2=E\sigma_t^2<\infty$임을 보여준다. 즉 $\log\sigma_t^2$가 stationary하다면 e_t의 無條件附分散은 有限(finite)하다.

Ⅳ. 規模效果와 非對稱效果의 長期的 動態

이제 1946년에서 1986년까지 美國 株式市場의 月別 超過收益率(excess return) 資料를 사용하여 式 (18)의 模型을 추정하기로 한다. 여기에서 超過收益率이란 株式收益率에서 無危險資産收益率을 뺀 값을 말하는데, 원래의 株式收益率 대신 超過收益率을 사용하는 것은 株式收益率 중 物價上昇率에 해당하는 부분의 영향을 없애기 위함이다. 株式收益率은 S&P500의 收益率(配當所得 포함)을 사용하였으며 無危險資産收益率로는 1個月滿期 財務省證券 收益率(one-month treasury bill rate)을 사용하였다. 전체 標本數는 492개이며 資料는 모두 Ibbotson and Sinquefield(1989)에서 추출하였다.

模型推定에 있어서는 앞에서 언급한 바와 같이 z_t가 i. i. d. 正規分布를 가진다고 가정했다. 이 가정하에서 $E|z_t|=\sqrt{2/\pi}$이다.

먼저 다음의 EGARCH(2,0) 模型을 추정하였다.

$$r_t=\mu+\lambda\sigma_t^2+e_t \quad\cdots\cdots(20)$$

$$\log\sigma_t^2=a_0+\frac{1}{1-\alpha_1L-\alpha_2L^2}[\theta(|z_t|-\sqrt{2/\pi})+\gamma z_t] \quad\cdots\cdots(21)$$

式 (20)에 따르면 期待收益率은 $E_{t-1}r_t=\mu+\lambda\sigma_t^2$이다. 여기에서 $\lambda\sigma_t^2$는 期待收益率의 한 決定要因으로서 危險프리미엄(risk premium)을 나타낸다. 序論에서 설명한 바와 같이 σ_t^2는 市場參加者들이 예상하는 市場危險의 정도를 나타내며, 市場危險이 클수록 期待收益率이 커야 하므로 $\lambda>0$일 것으로 예상된다.

式 (21)은 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$\log\sigma_t^2=\alpha_0+\alpha_1\log\sigma_{t-1}^2+\alpha_2\log\sigma_{t-2}^2+\theta(|z_t|-\sqrt{2/\pi})+\gamma z_t \quad\cdots\cdots(22)$$

여기에서 $\alpha_0=a_0(1-\alpha_1-\alpha_2)$이다.

로그尤度函數는 다음과 같다.

$$\log L=-\frac{1}{2}\sum\log\sigma_t^2-\frac{1}{2}\sum\frac{e_t^2}{\sigma_t^2} \quad\cdots\cdots(23)$$

e_t의 값은 式 (20)과 (22)를 사용하여 反復的으로(recursively) 계산하였다. $\log\sigma_t^2$의 初期값으로는 超過收益率의 標本分散에 로그를 취한 값을 사용하였다. $(|z_t|-\sqrt{2/\pi})$와 z_t의 초기값은 0으로 하였다. 이러한 초기값을 사용하여 e_t와 σ_t^2를 계산한 후에 첫 12개의 標本을 式 (23)의 尤度函數에 포함시키지 않고 버렸는데, 이는 초기값 選定에 따라 推定値가 달라질 수 있는 短點을 보완하기 위함이다. 따라서 式 (23)의 합계(∑)

〈表 1〉 EGARCH 模型의 推定値 : 式 (20)과 (21)

$\mu \times 100$	λ	α_0	α_1	α_2	θ	γ
−1.099	−3.417	−1.313	0.238	0.560	0.066	−0.190
(−0.834)	(−0.380)	(−2.816)	(0.636)	(1.593)	(0.368)	(−3.160)
[−1.492]	[−0.686]	[−2.542]	[1.109]	[2.612]	[0.703]	[−3.774]

註 : ( ) 안의 數는 보통의 t값이며, [ ] 안의 數는 White(1982)의 robust t값임.

는 실제로 480개 項의 合을 의미한다. 式 (23)을 極大化하기 위해서 Gauss의 MAX LIK 루틴을 사용하였다.

推定結果는 〈表 1〉에 제시되어 있다. ( ) 안의 數는 情報行列(information matrix)의 逆行列을 分散行列(covariance matrix)로 사용하였을 때의 t값이며, [ ] 안의 數는 White(1982)의 misspecification-robust covariance matrix를 사용하였을 때의 t값이다. 로그尤度값은 849.83이었으며, 더 많은 $\log\sigma_t^2$과 $\theta(|z_t|-\sqrt{2/\pi})+\gamma z_t$의 래그(lag)項을 포함시키더라도 로그尤度값은 크게 증가하지 않았다.

〈表 1〉에서 $x^2-\hat{\alpha}_1 x-\hat{\alpha}_2=0$의 根은 0.877과 −0.639이다. EGARCH 模型에서는 規模效果와 非對稱效果가 이러한 根을 가지는 동일한 AR(2) 過程을 거쳐 $\log\sigma_t^2$에 영향을 미친다. 각 效果의 長期的 動態를 살펴보기 위하여 다음과 같이 $G_1(z_t)$과 $G_2(z_t)$를 정의하자.

$$G_1(z_t) \equiv \frac{1}{1-\alpha_1 L-\alpha_2 L^2}\cdot\theta(|z_t|-\sqrt{2/\pi})$$

$$G_2(z_t) \equiv \frac{1}{1-\alpha_1 L-\alpha_2 L^2}\cdot\gamma z_t \quad \cdots\cdots\cdots(24)$$

그러면 式 (21)로부터

$$\log\sigma_t^2=a_0+G_1(z_t)+G_t(z_t) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(25)$$

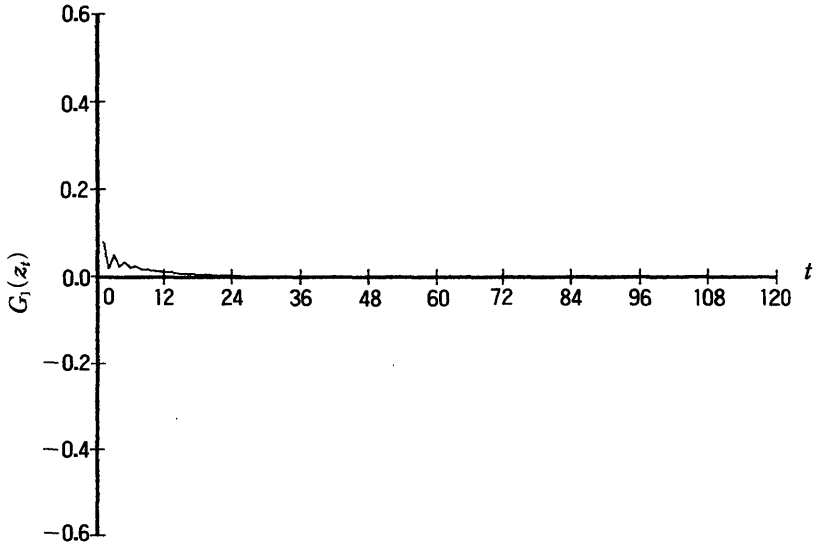
임을 알 수 있다. 따라서 $G_1(z_t)$는 $\log\sigma_t^2$ 가운데 規模效果에 기인한 부분을 의미하며, $G_1(z_t)$는 非對稱效果에 기인한 부분을 의미한다. 각각의 效果가 $\log\sigma_t^2$에 미치는 영향이 [圖 2]와 [圖 3]에 예시되어 있다. 이 그림들은

$$z_0=\pm 2,\ g_1(z_1)=g_1(z_2)=\cdots=0,$$
$$g_2(z_1)=g_2(z_2)=\cdots=0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(26)$$

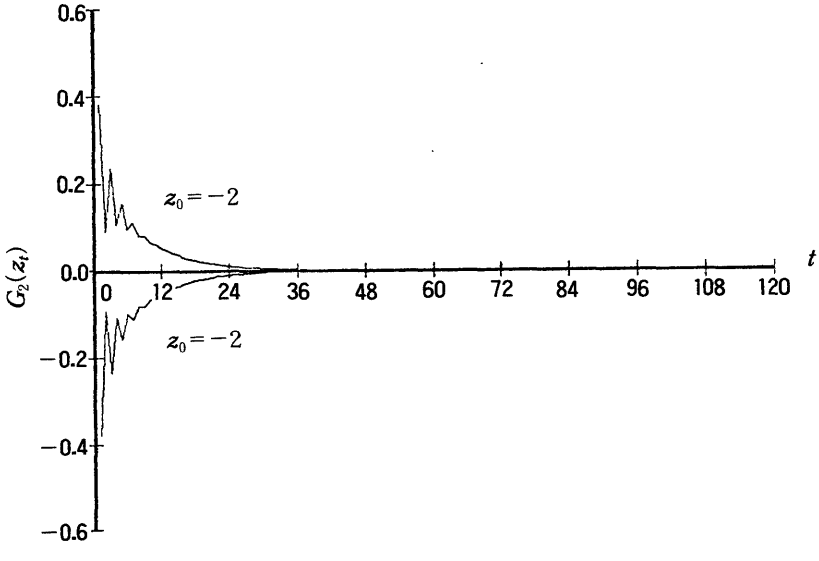
일 때 $G_1(z_t)$, $G_2(z_t)$의 움직임을 보여준다. z_t는 標準正規分布를 가지므로 $z_0=\pm 2$라는 것은 期待値로부터 標準偏差의 2배만큼 떨어져 있는 것을 의미한다.

먼저 [圖 2]는 $g_1(\pm 2)=\theta(|\pm 2|-\sqrt{2/\pi})$라는 衝擊이 가해졌을 때 $G_1(z_t)$가 처음에는 증가하였다가 차차 長期的 均衡値인 0으로 수렴하는 것을 보여준다. 또 [圖 3]은 $g_2(\pm 2)=\pm 2\gamma$라는 衝擊이 가해졌을 때에 $G_2(z_t)$가 처음에는 감소(z_0=2일 때) 또는 증가(z_0=−2일 때)했다가 차차 長期的 均衡値인 0으로 수렴하는 것을 보여준다. $G_1(z_t)$

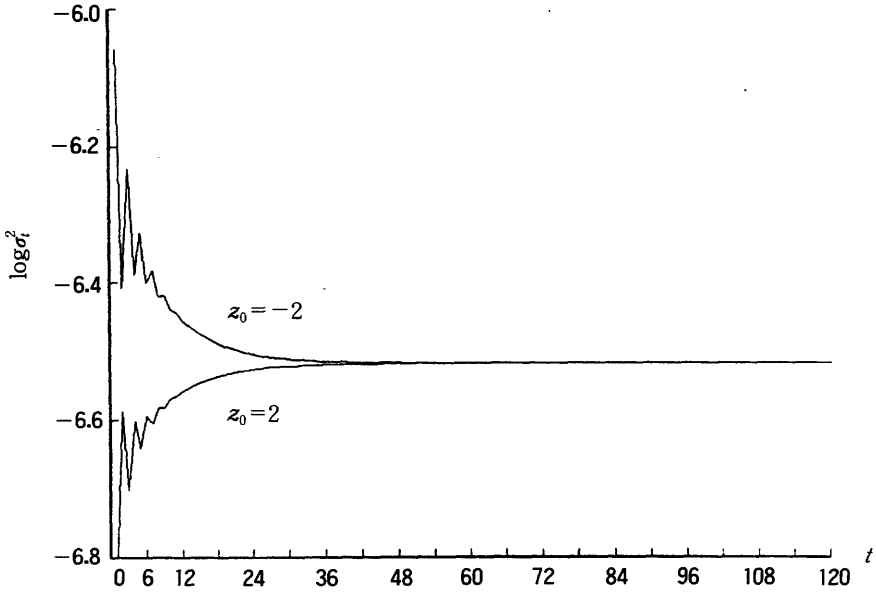
［圖 2］ 規模效果의 長期的 動態



［圖 3］ 非對稱效果의 長期的 動態



[圖 4] $\log\sigma_t^2$의 長期的 動態



과 $G_2(z_t)$는 동일한 AR(2) 過程의 지배를 받으므로 그 움직이는 형태가 동일하다. 단지 초기값 $g_1(\pm 2)$ 또는 $g_2(\pm 2)$의 차이로 인해 움직이는 크기가 다를 뿐이다. [圖 2]와 [圖 3]에 따르면 $G_1(z_t)$과 $G_2(z_t)$은 36개월 후에는 거의 0이 됨을 알 수 있다. 즉 規模效果와 非對稱效果는 3년 후에 거의 모두 사라진다. [圖 4]는 두 效果의 合으로서 $\log\sigma_t^2$의 움직임을 보여준다.

위의 그림들로부터 우리는 EGARCH 模型에서 $z_0=\pm 2$라는 비교적 큰 衝擊의 效果가 3년 이내에 사라짐을 알 수 있다. 특히 規模效果는 그 크기가 매우 작은 것으로 나타났는데, 이는 $\hat{\theta}$가 작기 때문이다. 이와는 반대로 아래의 결과가 보여 주듯이 GE-ARCH 模型에서는 非對稱效果뿐 아니라 規模效果도 매우 유의하게 나타난다.

이제 式 (21)을 一般化하여 다음과 같은 GE-ARCH 模型을 추정하자.

$$\log\sigma_t^2=b_0+\frac{1}{1-\alpha_1 L-\alpha_2 L^2}\cdot\theta(|z_t|-E|z_t|)$$
$$+\frac{1}{1-\beta_1 L-\beta_2 L^2}\cdot\gamma z_t \quad \cdots\cdots(27)$$

式 (27)은 다음과 같이 정리될 수 있다.

$$\begin{aligned}\log\sigma_t^2=&\beta_0+(\alpha_1+\beta_1)\log\sigma_{t-1}^2\\&+(\alpha_2+\beta_2-\alpha_1\beta_1)\log\sigma_{t-2}^2\\&-(\alpha_2\beta_1-\alpha_1\beta_2)\log\sigma_{t-3}^2\\&-\alpha_2\beta_2\log\sigma_{t-4}^2\\&+\theta(|z_t|-\sqrt{2/\pi})-\theta\beta_1(|z_{t-1}|\\&-\sqrt{2/\pi})-\theta\beta_2(|z_{t-2}|-\sqrt{2/\pi})\\&+\gamma z_t-\gamma\alpha_1 z_{t-1}-\gamma\alpha_2 z_{t-2} \quad \cdots\cdots(28)\end{aligned}$$

〈表 2〉 GE-ARCH 模型의 推定値 : 式 (20)과 (27)

$\mu \times 100$	λ	β_0	α_1	α_2	β_1	β_2	θ	γ
0.443	0.739	−0.198	1.893	−0.957	0.101	0.422	0.045	−0.287
(0.656)	(0.158)	(−2.073)	(21.446)	(−8.771)	(0.458)	(1.866)	(1.403)	(−3.240)
[0.952]	[0.231]	[−2.199]	[43.540]	[−18.217]	[0.577]	[2.083]	[2.341]	[−3.709]

註 : ( ) 안의 數는 보통의 t 값이며, [ ] 안의 數는 White(1982)의 robust t 값임.

여기에서, $\beta_0 = b_0(1-\alpha_1-\alpha_2)(1-\beta_1-\beta_2)$이다.

GE-ARCH 模型의 推定値는 〈表 2〉에 제시되어 있다. $\alpha_1=\beta_1$이고 $\alpha_2=\beta_2$일 때 式 (27)은 式 (21)과 같아진다. 尤度比檢定(likelihood ratio test)과 월드檢定(Wald test) 모두 이 假說을 기각하는데, 이때 p 값은 각각 0.003 이하, 0.0001 이하였다.

〈表 2〉에서 $x^2-\hat{\alpha}_1 x-\hat{\alpha}_2=0$의 根은 0.947 $\pm 0.246i$이며 절대값은 0.978이다. 또한 $x^2-\hat{\beta}_1 x-\hat{\beta}_2=0$의 根은 0.702, −0.601이다. 따라서 規模效果가 非對稱效果보다 더 지속적임을 알 수 있다. 이와 같은 사실은 앞에서와 같이

$$G_1^*(z_t) \equiv \frac{1}{1-\alpha_1 L-\alpha_2 L^2} \cdot \theta(|z_t|-\sqrt{2/\pi})$$

$$G_2^*(z_t) \equiv \frac{1}{1-\beta_1 L-\beta_2 L^2} \cdot \gamma z_t \cdots\cdots\cdots (29)$$

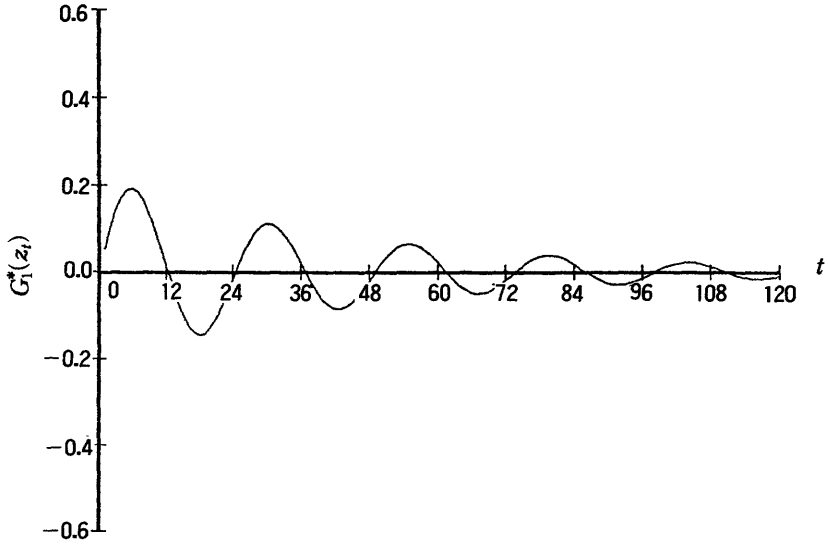
를 정의하고, 式 (26)의 衝擊에 따른 $G_1^*(z_t)$과 $G_2^*(z_t)$의 반응을 살펴봄으로써 알 수 있다. [圖 5]와 [圖 6]은 $G_1^*(z_t)$과 $G_2^*(z_t)$의 움직임을 각각 圖示하고 있다.

[圖 2]와는 달리 [圖 5]에서 規模效果는 10년이 지나도 지속된다. 반면 [圖 6]에서 알 수 있듯이 非對稱效果는 1년후에는 거의 사라지는데, 이는 [圖 3]의 EGARCH 模型에서 非對稱效果가 오래 지속되는 것과 대조된다. 따라서 EGARCH 模型에서 非對稱效果의 持續性은 過大推定된 반면 規模效果의 持續性은 過小推定되었음을 알 수 있다. [圖 7]은 GE-ARCH 模型에서 規模效果와 非對稱效果를 합했을 때 衝擊의 全般的 效果를 보여준다.

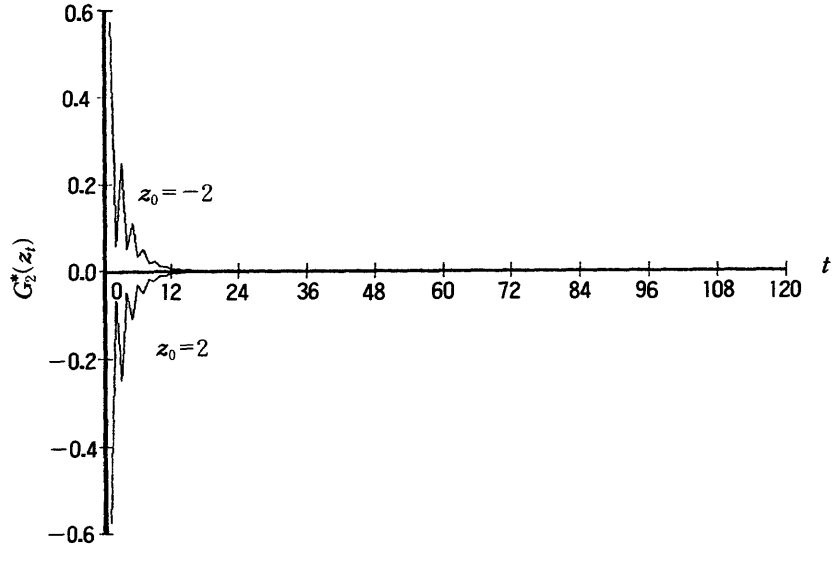
V. 結　　論

여러 분야의 應用經濟學에서 지금까지 추정하였던 模型은 變數의 平均値(first moment)에 대한 算式이 대부분이었다. 그러나 1980년대에 들어와서 變數의 條件附分散(second moment)을 模型化하는 작업이 활발해졌는데, Engle(1982)의 ARCH 模型이 이러한 模型들의 嚆矢라 할 수 있다. 이러한 模型들은 財務分析理論에서 證券收益率의 變動幅을 模型化하는 데 가장 많이 사용되었다. 그러나 ARCH 유형의 模型에서

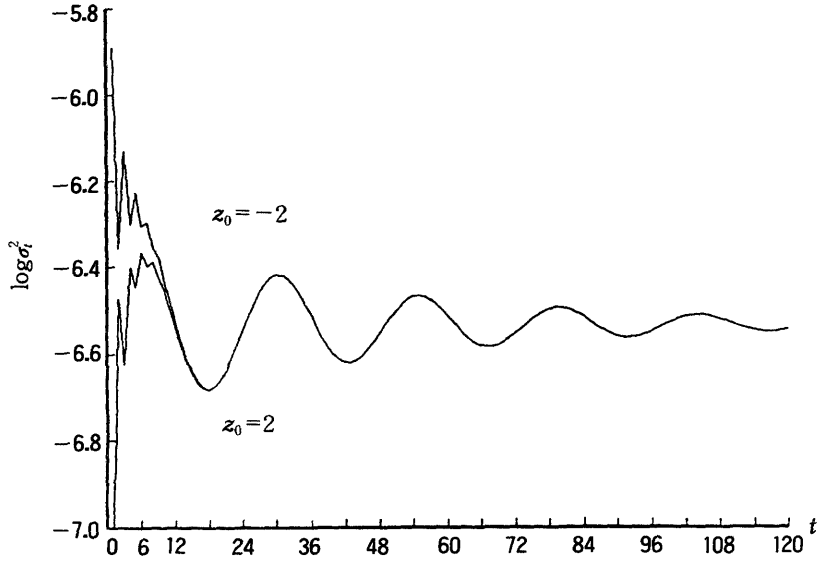
[圖 5] 規模效果의 長期的 動態



[圖 6] 非對稱效果의 長期的 動態



[圖 7] $\log\sigma_t^2$의 長期的 動態



는 條件附分散의 非對稱的 움직임을 模型 속에 포착할 수 없었다. Nelson(1991)의 EGARCH 模型은 이와 달리 條件附分散의 非對稱性을 포착할 수 있을 뿐 아니라 그 외의 여러가지 長點도 가진 模型으로 받아들여지고 있다.

本 論文에서는 EGARCH 模型을 발전시켜 非對稱效果와 規模效果가 상이한 長期的 動態를 보이는 現象을 模型化할 수 있는 방법을 제시하였다. 또한 이 模型(GE-ARCH)의 현실적 重要度를 평가해 보고자 美國의 戰後 月別株式收益率 資料를 사용하여 이 模型을 추정해 보았다. 그 결과 規模效果는 EGARCH 模型에서보다 훨씬 더 긴 壽命을 가짐을 발견하였으며 반대로 非對稱效果는 壽命이 짧아짐을 발견하였다. 따라서 GE-ARCH 模型은 EGARCH 模型의 중요한 發展으로 받아들일 수 있다.

▷ 参 考 文 献 ◁

Billingsley, Patrick, *Probability and Measure*, Second Edition, New York: John Wiley and Sons, 1986.

Black, Fisher, "Studies of Stock Price Volatility," *Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 1976, pp. 177~181.

Bollerslev, Tim, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 1986, pp. 307~328.

Christie, Andrew A., "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances," *Journal of Financial Economics*, 10, 1982, pp. 407~432.

Engle, Robert F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, 1982, pp. 987~1007.

French, Kenneth R., G. William Schwert, and Robert F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, 1987, pp. 3~29.

Geweke, John, "Comment," *Econometric Reviews*, 5, 1986, pp.57~61.

Haugen, A., Robert Eli Talmor, and Walter N. Torous, "The Effect of Volatility Changes on the Level of Stock Prices and Subsequent Expected Returns," *Journal of Finance*, 46, 1991, pp. 985~1007.

Ibbotson, Roger G. and Rex A. Sinquefield, *Stocks, Bonds, Bills, and Inflation: Historical Returns (1926~1987)*, Chicago, 1989.

Merton, Robert C., "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica*, 41, 1973, pp. 967~987.

Merton, Robert C., "On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation," *Journal of Financial Economics*, 8, 1980, pp. 323~361.

Nelson, Daniel B., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, 1991, pp. 347~370.

Pagan, Adrian R. and G. William Schwert, "Alternative Models for Con-

ditional Stock Volatility," *Journal of Econometrics*, 45, 1990, pp. 267~290.

Pindyck, Robert S., "Risk, Inflation, and the Stock Market," *American Economic Review*, 74, 1984, pp. 335~351.

Poterba, James M. and Lawrence H. Summers, "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations," *American Economic Review*, 76, 1986, pp. 1142~1151.

White, Halbert, "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models," *Econometrica*, 50, 1982, pp. 1~26.

附　　錄

1. 〈定理 1〉의 證明

〈定理 1〉은 Nelson(1991)의 〈定理 2. 1〉을 응용하여 증명한다. 먼저 $\sum b_i^2 < \infty$이고 $\sum c_i^2 < \infty$라고 가정하자. 그리고 $X_t = \theta b_i(|z_t| - E|z_t|) + \gamma c_i z_t$로 정의한다. 그러면 X_t들은 相互獨立的이며, $EX_i = 0$이다. 또한 z_t의 分布가 對稱的이고, $Var(z_t)=1<\infty$ 이므로

$$\sum_{i=1}^{\infty} Var(X_t) = \theta^2 Var(|z_t|)\sum_{i=1}^{\infty} b_i^2 + \gamma^2 Var(z_t)\sum_{i=1}^{\infty} c_i^2 < \infty \quad \text{(i)}$$

이다. 그러면 Billingsley(1986)의 〈定理 22.6〉에 따라 $\log\sigma_t^2 (=\sum X_t)$이 確率 1로 有限하다(finite almost surely). 그러면 式 (12)에 의하여 정의된 $\{z_{t-i}\}_{i=1}^{\infty}$에서 $\log\sigma_t^2$로의 mapping은 measurable하며, 따라서 Stout(1974)의 〈定理 3. 5. 8〉에 의하여 $\log\sigma_t^2$와 σ_t^2는 stationary하고 ergodic하다.

이제 모든 t에 대하여 $\log\sigma_t^2$의 分散은 式 (i)에 의하여 주어진 바와 같이 그 값이 有限하다. 따라서 $\log\sigma_t^2$는 covariance stationary하다.

A를 $\log\sigma_t^2 = \sum_{i=1}^{\infty} X_i = \infty$인 事件(event)이라 정의하자. 그러면 A는 tail event이므로 Kolmogorov의 0−1 定理(Billingsley(1986), 〈定理 22.3〉)에 의하여 $P(A)=0$이거나 $P(A)=1$이다. 만일 $\sum b_i^2 = \infty$이거나 $\sum c_i^2 = \infty$ 이라면 어떤 實數 c가 存在하여 $\sum_i^{\infty} Var(X_i^{(c)}) = \infty$이 된다. 여기에서 $X_i^{(c)} = X_i I_{[|X_i| \le c]}$이다. 그러면 Three Series Theorem (Billingsley (1986), 〈定理 22.8〉)에 의하여 $P(A) > 0$이다. 따라서 $P(A)=1$이다.

2. 〈定理 2〉의 證明

式 (14)의 右邊을 구하기 위한 演算過程은 생략하고 有限性만을 증명하기로 한다. 이를 위해서, 無限數列 $\prod_{i=1}^{\infty} x_i$가 수렴하기 위해서는 $\sum_{i=1}^{\infty} |x_i - 1| < \infty$이면 된다는 사실을 이용하기로 한다. 이 사실은 다음과 같은 관계로부터 도출된다 : $\log|x_i| \le |x_i| - 1 \le |x_i - 1|$.

이제 양(+)의 數 ε을 固定시킨다. 그러면 $\sum b_i^2 < \infty$이고 $\sum c_i^2 < \infty$이므로 어떤 數 N이 존재하여 모든 $i(\ge N)$에 대하여 $|b_i| < \varepsilon$이고 $|c_i| < \varepsilon$인 관계가 성립한다. 이제 x_i를 式 (14)의 i번째 項이라고 정의한 후에 아래에서는 $\sum_{i=N}^{\infty} |x_i - 1| < \infty$임을 보이고자 한다. 이것은 $\sum_{i=1}^{N-1} |x_i - 1| < \infty$이라는 사실과 더불어 $\sum_{i=1}^{\infty} |x_i - 1| < \infty$ 임을 의미한다. 먼저 다음과 같이 $S(b, c)$를 정의한다.

$$S(b,\ c)=\phi((b+c)d)\exp\Big[\frac{1}{2}(b+c)^2d^2 - bd\sqrt{2/\pi}\Big]+\phi((b-c)d)\exp\Big[\frac{1}{2}(b-c)^2d^2-bd\sqrt{2/\pi}\Big] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (\text{ii})$$

여기에서 $|b|<|\varepsilon|$이고 $|c|<\varepsilon$이다. 그러면

$$S(0,0)=1,\ \frac{\partial S(0,0)}{\partial b}=0,\ \frac{\partial S(0,0)}{\partial c}=0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (\text{iii})$$

이다. 또한 만일 $\bar{b}$ 가 0과 b 사이에 있고 $\bar{c}$ 가 0과 c 사이에 있어서 $|\bar{b}|<\varepsilon$이고 $|\bar{c}|<\varepsilon$이라면, ε과 d에만 의존하는 常數 B, C, D가 존재하여

$$\Big|\frac{\partial^2 S(\bar{b},\bar{c})}{\partial b^2}\Big|\le 2B,\ \Big|\frac{\partial^2 S(\bar{b},\bar{c})}{\partial b\partial c}\Big|\le C,$$

$$\Big|\frac{\partial^2 S(\bar{b},\bar{c})}{\partial c^2}\Big|\le 2D \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (\text{iv})$$

가 된다. 이제 $S(b,\ c)-1$를 Taylor series에 따라 (0, 0)에서 擴張하고 절대값을 취하면

$$\begin{aligned}|S(b,\ c)-1| &= \Big|\frac{1}{2}\frac{\partial^2 S(b,c)}{\partial b^2}b^2 + \frac{\partial^2 S(\bar{b},\bar{c})}{\partial b\partial c}bc + \frac{1}{2}\frac{\partial^2 S(\bar{b},\bar{c})}{\partial c^2}c^2\Big| \\ &\le Bb^2+C|bc|+Dc^2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (\text{v})\end{aligned}$$

이다. 따라서

$$\begin{aligned}\sum_{i=N}^{\infty}|x_i-1| &= \sum_{i=N}^{\infty}|S(b_i,c_i)-1| \\ &\le B\sum_{i=N}^{\infty}b_i^2+C\sum_{i=N}^{\infty}|b_i c_i|+D\sum_{i=N}^{\infty}c_i^2 \\ &\le B\sum_{i=N}^{\infty}b_i^2+C\Big(\sum_{i=N}^{\infty}b_i^2\Big)^{1/2}\Big(\sum_{i=N}^{\infty}c_i^2\Big)^{1/2} + D\sum_{i=N}^{\infty}c_i^2 \\ &<\infty \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (\text{vi})\end{aligned}$$

이다. 式 (vi)에서 둘째 不等式은 「슈바르츠」不等式으로부터 도출된다.

研究叢書案內

1. 韓國「인플레이션」의 原因과 그 影響
   金光錫 著 — A 5 新/ 122쪽 半洋裝/3,000원
2. 穀價政策의 計劃化－次善의 糧穀政策
   文八龍 著 — A 5 新/ 158쪽 半洋裝/3,600원
3. 韓國農業의 成長(1918～1971)
   潘性紈 著 — A 5 新/ 250쪽 半洋裝/5,600원
4. 韓國家計의 貯蓄行態
   金光錫 著 — A 5 新/ 146쪽 半洋裝/3,000원
5. 農產物價格分析論－理論과 政策
   文八龍, 柳炳瑞 共著 — A 5 新/ 318쪽 半洋裝/7,000원
6. *TRADE AND DEVELOPMENT IN KOREA*
   洪元卓, A.O. 크루거 編 — A 5 新/ 254쪽 半洋裝/6,000원
7. *SOCIAL SECURITY IN KOREA*
   朴宗淇 著 — A 5 新/ 198쪽 半洋裝/4,600원
8. *PUBLIC ENTERPRISE AND ECONOMIC DEVELOPMENT : THE KOREAN CASE*
   L.P. Jones 著 — A 5 新/ 294쪽 半洋裝/6,600원
9. 韓國의 外換·貿易政策
   金光錫, L.E. 웨스트팔 共著 — A 5 新/ 336쪽 半洋裝/7,600원
10. *FACTOR SUPPLY AND FACTOR INTENSITY OF TRADE IN KOREA*
    洪元卓 著 — A 5 新/ 236쪽 半洋裝/5,000원
11. 勞動供給과 失業構造
    金秀坤 著 — A 5 新/ 202쪽 半洋裝/4,600원
12. 韓國의 鐵鋼需要分析
    宋熙秊 著 — A 5 新/ 250쪽 半洋裝/5,600원
13. 韓國鐵鋼工業의 成長
    金胤亨 著 — A 5 新/ 508쪽 半洋裝/11,000원
14. *PLANNING MODEL AND MACROECONOMIC POLICY ISSUES*
    金迪敎 編 — A 5 新/ 492쪽 半洋裝/11,000원
15. *INDUSTRIAL AND SOCIAL DEVELOPMENT ISSUES*
    金迪敎 編 — A 5 新/ 342쪽 半洋裝/7,600원
16. 韓國의 人口問題와 對策
    金善雄 編 — A 5 新/ 532쪽 半洋裝/11,600원
17. 韓國電力需要 및 價格의 分析
    張榮植 著 — A 5 新/ 252쪽 半洋裝/5,600원
18. 市場構造와 獨寡占規制
    李奎億 著 — A 5 新/ 370쪽 半洋裝/8,000원
19. 賃金과 勞使關係
    金秀坤 著 — A 5 新/ 244쪽 半洋裝/5,600원
20. 韓國의 人口와 人口政策
    洪思媛 著 — A 5 新/ 214쪽 半洋裝/4,600원
21. *TRADE, DISTORTIONS AND EMPLOYMENT GROWTH IN KOREA*
    洪元卓 著 — A 5 新/ 410쪽 半洋裝/9,000원
22. 成長과 構造轉換
    金光錫, M. 로머 共著 — A 5 新/ 194쪽 半洋裝/4,000원

㉓ 韓國의 綜合輸送體系
林浩奎 著 A 5 新/ 306쪽 半 洋 裝/7,000원

㉔ 韓國企業의 財務行態
南相祐 著 A 5 新/ 204쪽 半 洋 裝/4,600원

㉕ 韓國經濟의 高度成長要因
金光錫 朴埈卿 共著 A 5 新/ 166쪽 半 洋 裝/3,600원

㉖ *COMMUNITY DEVELOPMENT AND HUMAN REPRODUCTIVE BEHAVIOR*
洪思媛 著 A 5 新/ 198쪽 半 洋 裝/4,600원

㉗ 農業投資分析論
文八龍 林栽煥 共著 A 5 新/ 250쪽 半 洋 裝/5,600원

㉘ 纖維·電子工業의 特性과 需給構造
金榮奉 著 A 5 新/ 180쪽 半 洋 裝/4,000원

㉙ 鐵鋼工業의 特性과 需給構造
南宗鉉 著 A 5 新/ 192쪽 半 洋 裝/4,600원

㉚ 韓國의 所得分配와 決定要因(上)
朱鶴中 編 A 5 新/ 470쪽 半 洋 裝/10,600원

㉛ 韓國의 國土·都市·環境
宋丙洛 編 A 5 新/ 410쪽 半 洋 裝/9,000원

㉜ 韓國의 保健財政과 醫療保險
朴宗淇 著 A 5 新/ 272쪽 半 洋 裝/6,000원

㉝ 石油化學工業의 現況과 展望
具本英 著 A 5 新/ 236쪽 半 洋 裝/5,000원

㉞ 成長과 都市化問題
宋丙洛 M.S. 밀즈 共著 A 5 新/ 270쪽 半 洋 裝/6,000원

㉟ 韓國의 流通經濟構造
林浩奎 著 A 5 新/ 308쪽 半 洋 裝/7,000원

㊱ 韓國工業化패턴과 그 要因
金光錫 著 A 5 新/ 272쪽 半 洋 裝/6,000원

㊲ 保健醫療資源과 診療生活圈
延河淸 金學泳 共著 A 5 新/ 336쪽 半 洋 裝/7,600원

㊳ 韓國의 敎育과 經濟發展
金榮奉 N.F. 맥긴 外 A 5 新/ 272쪽 半 洋 裝/6,000원

㊴ 貿易·外援과 經濟開發
A.O. 크루거 著 田英鶴 譯 A 5 新/ 256쪽 半 洋 裝/5,600원

㊵ *MACROECONOMIC AND INDUSTRIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 A 5 新/ 414쪽 半 洋 裝/9,000원

㊶ *HUMAN RESOURCES AND SOCIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 A 5 新/ 384쪽 半 洋 裝/8,600원

㊷ *KOREAN REGIONAL FARM PRODUCT AND INCOME : 1910~75*
A. Keidel 著 A 5 新/ 268쪽 半 洋 裝/6,000원

㊸ 韓國의 農村開發
文八龍 潘性紈 D.H. 퍼킨스 共著 A 5 新/ 396쪽 半 洋 裝/9,000원

㊹ 需給構造와 物價政策
李 烘 著 A 5 新/ 288쪽 半 洋 裝/6,600원

㊺ 經濟開發과 政府 및 企業家의 役割
司空 壹 L.P. 존스 共著 A 5 新/ 410쪽 半 洋 裝/9,000원

46 *PRIMARY HEALTH CARE IN KOREA*
延河清 著 A 5 新/ 214쪽 半 洋 裝/4,600원

47 韓國 經濟·社會의 近代化
金滿堤 E.S. 메이슨 外 A 5 新/ 530쪽 半 洋 裝/11,600원

48 輸出主導型 成長經濟의 外換政策
李天杓 著 A 5 新/ 228쪽 半 洋 裝/5,000원

49 韓國의 所得分配와 決定要因(下)
朱鶴中 著 A 5 新/ 432쪽 半 洋 裝/9,600원

50 國民經濟와 福祉年金制度
延河清 閔載成 共著 A 5 新/ 428쪽 半 洋 裝/9,600원

51 技術革新의 過程과 政策
金仁秀 李軫周 共著 A 5 新/ 402쪽 半 洋 裝/9,000원

52 韓國의 經濟開發과 人口政策
R. 레페토 金善雄 外 A 5 新/ 328쪽 半 洋 裝/7,000원

53 韓國의 金融發展：1945～80
D.C. 콜 朴英哲 共著 A 5 新/ 334쪽 半 洋 裝/7,600원

54 韓國의 賃金構造
朴烜求 朴世逸 共著 A 5 新/ 440쪽 半 洋 裝/10,000원

55 *SOURCES OF ECONOMIC GROWTH IN KOREA*
金光錫 朴埈卿 共著 A 5 新/ 238쪽 半 洋 裝/5,400원

56 轉換期의 韓國經濟와 金融政策
金重雄 南相祐 共著 A 5 新/ 354쪽 半 洋 裝/8,000원

57 北韓의 經濟政策과 運用
延河清 著 A 5 新/ 348쪽 半 洋 裝/8,000원

58 地方財政調整制度와 財源配分
李啓植 著 A 5 新/ 280쪽 半 洋 裝/6,000원

59 벤처캐피탈의 役割과 課題
姜文秀 著 A 5 新/ 236쪽 半 洋 裝/5,000원

60 家計貯蓄과 租稅政策
李啓植 著 A 5 新/ 366쪽 半 洋 裝/8,000원

61 韓國의 公企業管理政策
宋大熙 著 A 5 新/ 310쪽 半 洋 裝/8,400원

62 韓國經濟의 歷史的 照明
具本湖 編 A 5 新/ 368쪽 半 洋 裝/11,000원

63 分配不均等의 實態와 主要政策課題
權純源 高日東 外 A 5 新/ 462쪽 半 洋 裝/12,000원

64 韓國 財閥部門의 經濟分析
丁炳烋 梁英植 共著 A 5 新/ 324쪽 半 洋 裝/9,200원

65 市場去來의 規制와 競爭政策
申光湜 著 A 5 新/ 426쪽 半 洋 裝/12,000원

66 企業結合－經濟的 效果와 規制
李奎億 朴炳亨 共著 A 5 新/ 506쪽 半 洋 裝/11,000원

新 刊 案 內

構造變化와 雇傭問題 — 朴 埈 卿, 金 政 鎬 著
半洋裝 / A5新 / 240쪽 / 定價 6,000원

韓國經濟의 產業貿易模型 — 李 元 暎 著
半洋裝 / A5新 / 234쪽 / 定價 6,000원

韓國의 流通產業 — 南 逸 聰 編
半洋裝 / B5 / 196쪽 / 定價 5,200원

國內銀行의 經營效率性 比較分析 — 孫 承 泰 著
半洋裝 / A5新 / 198쪽 / 定價 5,000원

產業保護와 誘因體系의 歪曲 — 兪 正 鎬 外
半洋裝 / A5新 / 322쪽 / 定價 7,600원

企業結合－經濟的 效果와 規制 — 李 奎 億, 朴 炳 亨 著
半洋裝 / A5新 / 506쪽 / 定價 11,000원

國家豫算과 政策目標(1993年度) — 宋 大 熙, 文 亨 杓 編
半洋裝 / A5新 / 330쪽 / 定價 8,000원

土地市場의 分析과 政策課題 — 孫 在 英 編
半洋裝 / B5 / 424쪽 / 定價 9,600원

KDI 圖書會員制 案內

會員에 대한 特典

- 會員加入期間(1년)중 本 硏究院이 發刊하는 一切의 刊行物을 郵送함.
  (단, 自體資料 및 配布制限資料는 제외)

會　　費 : 100,000원

加入方法

- 직접 本院 發刊資料相談室에 拂入하거나,
- 가까운 郵遞局에서 本院 郵便對替計座(計座番號 : 010983-31-0514919)에 拂入하면 됨.

問 議 處

서울특별시 동대문구 청량리동 207의 41　우편번호 : 130-012
KDI 발간자료상담실(Tel. 960/3283, 960/4811(交) 305)