季刊 1979年 3月 13日 登録
登録番號 바-565

제12권 제4호 1990 겨울

韓國開發研究

韓國經濟의 多部門模型 : 模型構造와 推定結果 — 朴 埈 卿, 金 政 鎬

技術的 效率性의 決定要因과 動態的 變化 — 劉 承 旻

生產模型을 이용한 輸出·輸入函數의 價格彈性値 推定 — 李 弘 求

個人所得稅收函數 推定 — 盧 基 星

相續稅에 있어서의 衡平과 效率性의 乖離 — 文 亨 杓

公的年金의 適正給與構造에 관한 硏究 — 柳 一 鎬

ENGLISH SUMMARY(英文要約)

KDI

韓國開發研究院

季刊 韓國開發研究

제 12 권 제 4 호 1990 겨울

韓國經濟의 多部門模型：
模型構造와 推定結果 …… 朴 埈 卿 金 政 鎬 … 3

技術的 效率性의 決定要因과
動態的 變化…… 劉 承 旻 … 21

生產模型을 이용한 輸出·輸入函數의
價格彈性値 推定…… 李 弘 求 … 47

個人所得稅收函數 推定 …… 盧 基 星 … 71

相續稅에 있어서의 衡平과
效率性의 乖離 …… 文 亨 杓 … 97

公的年金의 適正給與構造에 관한 硏究……柳 一 鎬…113

ENGLISH SUMMARY(英文要約)……131

編 輯 陣

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

編輯問議：編輯委員會(960-0084)
購讀問議：發刊資料相談室(960-3283)

論評 및 書評 寄稿案內

本 季刊誌는 本誌에 發表된 論文과 本院에서 發刊되는 硏究叢書 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.

硏究主題 및 그 內容과 관련되는 硏究方法論 혹은 國家政策上의 爭點을 表出시켜 向後의 硏究課題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 硏究課題 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 『韓國開發硏究』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 多部門模型 : 模型構造와 推定結果

朴 埈 卿
金 政 鎬

多部門模型은 産業聯關資料를 비롯한 産業情報資料를 이용하여 장기의 구조변화를 분석·전망하고 總生産性과 要素價格의 변동에 의한 産業競爭力의 추이를 분석하여 중기의 成長展望을 試算하는 年間 計量模型으로 25개 産業部門의 1,300餘個의 構造式·定義式으로 구성된다. 국내가격과 國際價格의 차이가 산업·무역구조에 영향을 미치고 국내생산과 요소가격이 산업별 要素需要를 결정하며 요소수요와 요소가격에 의하여 所得이 결정되고 소득과 가격이 산업별 消費支出을 결정한다; 산업별 총생산성과 相對價格이 投入産出係數에 영향을 미치고 투입산출계수와 상대가격이 산업별 生産費用을 결정하며 생산비용과 競爭輸入價格을 고려하여 국내가격이 결정된다; 生産性增加와 賃金上昇의 産業間 차이가 相對價格을 변화시키고 이로 인하여 産業·貿易·雇傭構造가 선진국과 同質化되는 知識·技術集約化 과정이 전개된다.

Ⅰ. 序 論

韓國經濟는 성장세의 지속을 위하여 國內産業의 知識·技術集約化가 불가피한 발전단계에 진입하였다. 成長要因의 分析에 의하면 향후 10여년간에 國內總生産이 연평균 7.0~8.0%의 성장을 지속하려면 연평균 3.5~4.0%의 生産性增加가 지속되어야 한다. 韓國經濟의 生産性을 향상시킨 주요요인은 製造業部門의 量的成長이었다. 제조업부문의 양적성장을 통하여 規模의 經濟가 실현되고 상대적으로 생산성이 낮은 農業部門·서비스部門에서 제조업부문으로 자원이 이동하여 생산성향상에 크게 기여하였다. 그러나 제조업부문의 생산·고용비중이 급속히 증가하는 발전단계가 지나면서 제조업부문의 양적성장에 의

筆者 : 朴埈卿 - 本院 研究委員
金政鎬 - 本院 研究員

한 생산성향상이 한계에 봉착하고 있다. 生産性增加가 지속되려면 輸出産業을 중심으로 知識·技術集約化가 가속되고 기술·자본집약적 中間財·資本財의 수입대체가 진행되어 수출산업으로 발전하며 지식·기술집약적 산업으로 자원이 재분배되는 産業調整이 원활히 진행되어야 할 것이다. 市場規模가 확대되고 産業技術이 발전하며 産業間 聯關關係가 확대·심화되어 輸入代替의 經濟性이 제고되는 기술·자본집약적 中間財·資本財의 경쟁력이 배양되어 需要産業의 경쟁력이 강화되고 성장의 수출의존도가 저하되며 素材·部品·機械類의 對日依存도 개선되어야 할 것이다. 경공업부문에서도 개도국의 수출상품과 差別化가 가능한 高附加價値 제품이 개발되고 선진국 시장에서 競爭優位를 확보하는 經營資源의 축적이 가속되지만 低賃加工型 業種이 경쟁우위를 상실하여 생산·수출비중이 감소할 것이다.

국제환경의 변화도 국내산업의 지식·기술집약화를 촉진시킬 것이다. 세계경제의 多極化가 진행되고 세계적 국제분업이 전개되며 互惠主義가 강화되는 등 무역환경이 변화하는 가운데 한국경제의 지위가 부상하면서 공정한 交易秩序의 형성에 협력해야 하는 국제적 의무가 증대하므로 환경변화에 적응하면서 適正成長을 지속하기 위해서는 互惠主義의 원칙에 입각한 通商戰略과 이를 뒷받침하는 國際分業型 산업 무역구조의 형성이 요구된다. 국제분업형 산업 무역구조의 형성은 産業內 貿易과 産業協力의 확대, 상품수입과 외국인투자에 대한 競爭制限的 規制의 완화, 국내기업의 海外進出과 企業內 국제분업의 전개, 저생산성 부문의 産業調整과 수입증대 등으로 요약된다. 국제분업형 산업구조는 고부가가치형·高度加工型 산업구조의 전개를 의미하며 知識·勞動의 고용비중이 증대하는 지식·기술집약화를 의미한다.

이러한 구조변화의 전망은 經濟動向의 分析·豫測에서 主要産業의 中期動向과 長期展望에 관한 정보·자료의 활용이 중요해짐을 시사한다. 多部門模型은 産業聯關資料를 비롯한 産業情報資料를 이용하여 장기의 구조변화를 분석·전망하고 生産性과 要素價格의 변동에 의한 産業競爭力의 추이를 분석하여 중기의 成長展望을 試算하기 위한 年間 計量模型으로 25個 産業部門別 賃金函數·價格函數·技術函數·輸入函數·消費函數·投資函數·生産函數·勞動需要函數 등 1,300餘個의 構造式·定義式으로 구성되어 있다. 多部門模型의 구조적 특성은 기술변화와 가격변화를 內生化하여 産業競爭力을 분석하고 이에 입각하여 成長展望을 試算하는 것이다. 多部門模型의 구조를 개괄적으로 보면, 기술변화가 생산성에 영향을 미치고 산업별 생산성과 요소가격이 산업별 國內生産價格에 영향을 미치며 ; 국내생산가격과 國際價格의 차이가 産業·貿易構造에 영향을 미치고 국내생산과 요소가격이 산업별 要素需要를 결정하며 요소수요와 요소가격에 의하여 所得이 결정되고 소득과 가격이 산업별 最終需要를 결정한다 ; 기술변화는 산업별 總生産性(total productivity)의 변화율로 측정된다. 산업별 총생산성과 相對價格이 投入産出係數에 영향을 미치고 투입산출계수와 상대가격이 산업별 生産費用을 결정하며 생산비용과 競爭輸入價格을 고려하여 국내가격이 결정된다 ; 生産性增加와 賃金上昇의 産業間 차이가 相對價格을 변화시키고 이로 인

하여 産業·貿易·雇傭構造가 선진국과 同質化되는 知識·技術集約化의 과정이 전개된다.

II. 多部門模型의 構造

多部門模型은 價格技術模型·需要供給模型·總量模型의 3個 下位模型으로 구성된다. 3개의 下位模型이 순환하는 구조(block-recursive model)는 아니지만 下位模型間의 連結이 비교적 단순한 구조를 지니므로 下部模型別 模擬實驗이 가능하다. 多部門模型의 25개 産業部門은 8개 大分類産業과 製造業의 15개 中·小分類産業으로 구성된다. 産業分類는 〈表 1〉과 같다.

1. 價格·技術模型

價格技術模型에서는 산업별 要素價格指數·國內生産價格指數·投入係數·輸入係數가 결정된다. 産業別 賃金指數(w_i)를 결정하는 변수는 全産業의 平均賃金指數(w)와 산업별 勞動生産性指數(η_i^r)이다. 전산업 평균임금지수는 總量模型에서 결정되며 산업별 노동생산성지수는 外生變數이다. 固定資本의 使用者費用指數(c_i)는 고정자본의 가격지수(p_i^k)·감가상각률(d_i)·이자율(r) 등에 의하여 결정된다. 감가상각률은 외생변수이며 이자율은 총량모형에서 결정되고 고정자본의 가격지수는 資本財價格指數의 加重平均이다. 加重値는 需要産業 고정자본의 資本財別 구성비이다. 국내생산자가 결정하는 산업별 國內生産價格(p_j^x)은 生産費用(p_j^z)·輸入價格(p_j^m)·超過需要(ρ_j) 등의 함수이다. 산업별 수입가격은 외생변수이며 산업별 초과수요는 需要供給模型에서 결정되고 생산비용은 中間財價格指數(p_i)·임금지수(w_j)·사용자비용지수(c_j)의 가중평균지수이며 가중치는 産業聯關表의 中間投入係數

〈表 1〉 多部門模型의 産業分類

多部門模型 産業分類	KSIC code	多部門模型 産業分類	KSIC code
1. 農林水産業	1	14. 電氣·電子機器	383
2. 鑛業	2	15. 輸送用機器	384
3. 飮食料品	31	16. 精密機器	385
4. 纖維·衣類	32	17. 其他 製造業	39
5. 木製品	33	18. 電氣·가스·水道	4
6. 紙製品·印刷出版	34	19. 建設業	5
7. 化學製品	351, 352, 356	20. 都小賣·飮食宿泊	6
8. 石油·石炭製品	353, 354	21. 運輸·倉庫·通信	7
9. 고무製品	355	22. 金融·保險·不動産·企業서비스	8
10. 非金屬鑛物製品	36		
11. 1次金屬製品	37	23. 其他 서비스	92~96
12. 組立金屬	381	24. 公共行政·國防	91
13. 一般機械	382	25. 原油	

(a_{ij})·勞動係數(l_j)·資本係數(k_j)이다. 자본재·중간재의 價格指數는 국내생산가격지수와 수입가격지수의 加重平均指數인 總需要(總供給) 價格指數(p_i)이며 가중치는 輸入係數(m_i : 輸入／總需要)이다.

$$w_i = f_i^w(w,\ \eta_i^r),\quad i=1,2,\cdots\cdots 24,$$
$$c_i = p_i^k(r+d_i-\Delta p_i^k/p_i^k),\quad i=1,2,\cdots\cdots 24,$$
$$p_j^x = f_j^p(p_j^z,\ p_j^m,\ \rho_j),\quad j=1,2,\cdots\cdots 24,$$
$$p_j^z = \sum_{i=1}^{24} a_{ij}p_i + l_j w_j + k_j c_j,$$
$$j=1,2,\cdots\cdots 24,$$
$$p_i = (1-m_i)\ p_i^x + m_i p_i^m,\quad i=1,2,\cdots\cdots 25,$$
$$m_i = f_i^m(p_i^m/p_i^x,\ t),\quad i=1,2,\cdots\cdots 25,$$

中間財價格·生產要素價格의 변동과 總生產性의 변화가 중간재와 생산요소의 投入量에 미치는 영향을 분석하기 위하여 投入係數(中間投入係數·勞動係數·資本係數)의 변동을 總生產性의 증가율(λ_j)과 相對價格(p_i^r)의 변동으로 설명하는 投入係數函數를 추정하였다. i 產業의 財價格이 상대적으로 저하하면 代替效果에 의하여 i 產業의 생산물에 대한 中間需要가 증대하며 j 產業의 總生產性이 증대하면 j 產業의 投入量이 감소한다. 투입계수함수는 豫測年의 중간투입계수(a_{ij})를 基準年의 중간투입계수(a_{ij}^0)와 상대가격(p_i^r)의 변동에 의한 대체효과를 나타내는 代替函數인 $r_i(p_i^r)$와 總生產性의 변동에 의한 投入量의 변화를 나타내는 效率函數인 $s_j(\lambda_j)$의 積으로 나타낸다. 노동계수(l_j)와 자본계수(k_j)의 변동도 대체함수와 효율함수를 이용하여 결정된다.

$$a_{ij} = r_i(p_i^r)\ a_{ij}^0\ s_j(\lambda_j),\quad i=1,\ 2,\cdots\cdots 25,$$
$$j=1,2,\cdots\cdots 24,$$
$$l_j = r_{26}(p_{26}^r)\ l_j^0\ s_{26}(\lambda_{26}),\quad j=1,2,\cdots\cdots 24,$$
$$k_j = r_{27}(p_{27}^r)\ k_j^0\ s_{27}(\lambda_{27}),\quad j=1,2,\cdots\cdots 24,$$
$$p_j^r = (p_j/p_j^0)/(p/p^0),\quad j=1,2,\cdots\cdots 24,$$

p = 中間財價格指數·賃金指數·使用者費用指數의 加重平均指數

價格技術模型에서는 산업별 國內生產價格指數, 賃金指數, 使用者費用指數, 投入係數 및 輸入係數가 외생변수(산업별 勞動生產性指數, 산업별 輸入價格指數, 산업별 감가상각률, 基準年의 투입계수·中間財價格指數·임금지수·사용자비용지수, 기간중 總生產性의 증가율), 總量模型에서 결정되는 변수(全產業 平均賃金, 이자율, 환율), 需要供給模型에서 결정되는 변수(산업별 超過需要) 등의 함수로 결정된다. 가격기술모형에서 결정된 산업별 要素價格指數·總需要價格指數·輸入係數는 需要供給模型에 설명변수로 투입된다.

2. 需要·供給模型

需要供給模型에서는 산업별 最終需要(민간소비지출, 정부소비지출, 자본재투자수요, 재고변동, 수출), 산업별 中間需要, 산업별 要素需要(고정자본저량, 취업자수) 산업별 國內總生產, 산업별 總產出, 산업별 輸入 및 산업별 超過需要가 결정된다. 산업별 民間消費支出(C_i)은 費目別 민간소비지출(C_k)에 산업별·비목별 소비지출행렬인 變換行列(Θ)을 乘하여 구한다. 비목별 민간소비지출은 民間消費支出總額(C)을 8個 費目間에 배분하는 消費函數體系에 의하여 결정된다. 소비함수체계의 변수는 민간소비지출총액과 비목별 消費財價格指數이다. 민간소비지출총액은 總量模型

에서 결정되며 비목별 소비재가격지수(p_h^c)는 산업별 總需要價格指數(p_i)의 加重平均指數이고 가중치는 변환행렬 Θ의 요소(θ_{ik})이다. 산업별 資本財投資需要(I_i)는 需要産業의 投資函數와 資本財別·需要産業別 投資支出行列인 변환행렬(Φ)에 의하여 예측된다. 투자함수의 변수는 산업별 要素價格比(c_j/w_j)·計劃生産量(X_j)·前年度 固定資本貯量($K_{j,-1}$)·金融機關 設備資金貸出額(CR_j) 등이다. 변환행렬 Φ가 수요산업의 투자지출을 資本財産業間에 배분하여 資本財産業別 資本財投資需要(I_i)가 결정된다. 政府消費支出(G_i)·在庫變動(H_i)·輸出(E_i)은 외생변수이다. 산업별 재고변동은 규칙성이 약하고 비중도 작아서 외생변수로 가정하였다. 산업별 輸出은 業界 및 專門研究機關의 情報資料와 專門知識을 활용하기 위하여 外生變數로 취급하였다. 한국의 다부문모형은 美國·日本 등의 다부문모형과 貿易去來에 의하여 연계(link)될 예정이며 多國·多部門 連繫模型에서는 美國·日本 등의 多部門模型에서 산업별 對韓輸入이 결정된다. 한국의 다부문모형에서는 산업별 수입이 産業別·地域別 輸入函數에 의하여 對美輸入·對日輸入 등으로 분할된다.

$$C_k = f_k^c(C,\ p_1^c,\ p_2^c,\ \cdots\cdots p_8^c),$$
$$k = 1, 2, \cdots\cdots 8,$$

$$C_i = \sum_{k=1}^{8} \theta_{ik}\, C_k,\quad i = 1, 2, \cdots\cdots 24,$$

$$I_j = f_j^I(c_j^*/w_j^*,\ X_j^*,\ K_{j,-1},\ CR_j),$$
$$j = 1, 2, \cdots\cdots 24,$$

$$I_i = \sum_{j=1}^{24} \phi_{ij}\, I_j,\quad i = 1, 2, \cdots\cdots 24,$$

$$G_i = \bar{G}_i,\quad H_i = \bar{H}_i,\quad E_i = \bar{E}_i,\quad i = 1, 2, \cdots\cdots 24.$$

산업별 민간소비지출·정부소비지출·자본재투자수요·재고변동·수출이 결정되면 이들을 합하여 산업별 最終需要(F_i)를 결정하고 이에 逆行列$(I - A + \hat{M})^{-1}$을 乘하여 산업별 總産出(X_i)을 결정한다. $\hat{M}$은 輸入係數行列이다. 산업별 총산출에 中間投入係數를 乘하고 이의 합으로 산업별 中間需要(U_i)를 결정한다. 산업별 輸入은 최종수요와 중간수요의 合인 總需要(D_i)에 輸入係數(m_i)를 乘하여 결정한다. 地域別 輸入函數에 의하여 산업별 수입이 對美輸入·對日輸入 등으로 분할되어 미국·일본 등의 다부문모형에 외생변수로 투입된다. 산업별 최종수요에서 산업별 수입을 감하여 산업별 國內總生産(Y_i)을 결정하고 이들을 합하여 國內總生産(Y)을 결정한다. 국내총생산은 總量模型에 설명변수로 투입된다. 산업별 就業者數(L_i)는 勞動需要函數에 의하여 결정된다. 노동수요함수의 변수는 산업별 賃金·資本價格比(w_i/p_i^k)·前年度 就業者數($L_{i,-1}$) 등이다. 附加價値 生産函數에 의하여 산업별 生産能力(Y_i^*)이 추정되고 산업별 국내총생산과 생산능력의 차이로 超過需要(ρ_i)를 추정한다. 초과수요는 價格技術模型의 國內生産價格函數에 설명변수로 투입된다.

$$F_i = C_i + G_i + I_i + H_i + E_i,\quad i = 1, 2, \cdots\cdots 24,$$
$$X = (I - A + \hat{M})^{-1}\, F$$
$$U_i = \sum_{j=1}^{24} a_{ij}\, X_j,\quad i = 1, 2, \cdots\cdots 24,$$
$$M_i = m_i(F_i + U_i),\quad i = 1, 2, \cdots\cdots 24,$$
$$Y_i = F_i - M_i,\quad i = 1, 2, \cdots\cdots 24,$$
$$Y = \sum_{i=1}^{24} Y_i$$
$$L_i = f_i^L(Y_i,\ w_i/p_i^k\ L_{i,-1}),$$
$$i = 1, 2, \cdots\cdots 24,$$

$$Y_i^* = \lambda_i f_i^Y (L_i,\ K_i)$$
$$\rho_i = Y_i - Y_i^*$$

價格技術模型과 需要供給模型은 中間投入係數·要素價格指數·總需要價格指數·輸入係數·超過需要 등의 변수에 의하여 연결되어 上位模型을 구성한다. 초과수요는 수요공급모형에서 결정되어 가격기술모형으로 투입되며 다른 변수는 가격기술모형에서 결정되어 수요공급모형에 투입된다. 上位模型의 解는 反復計算過程에서 수렴한다.

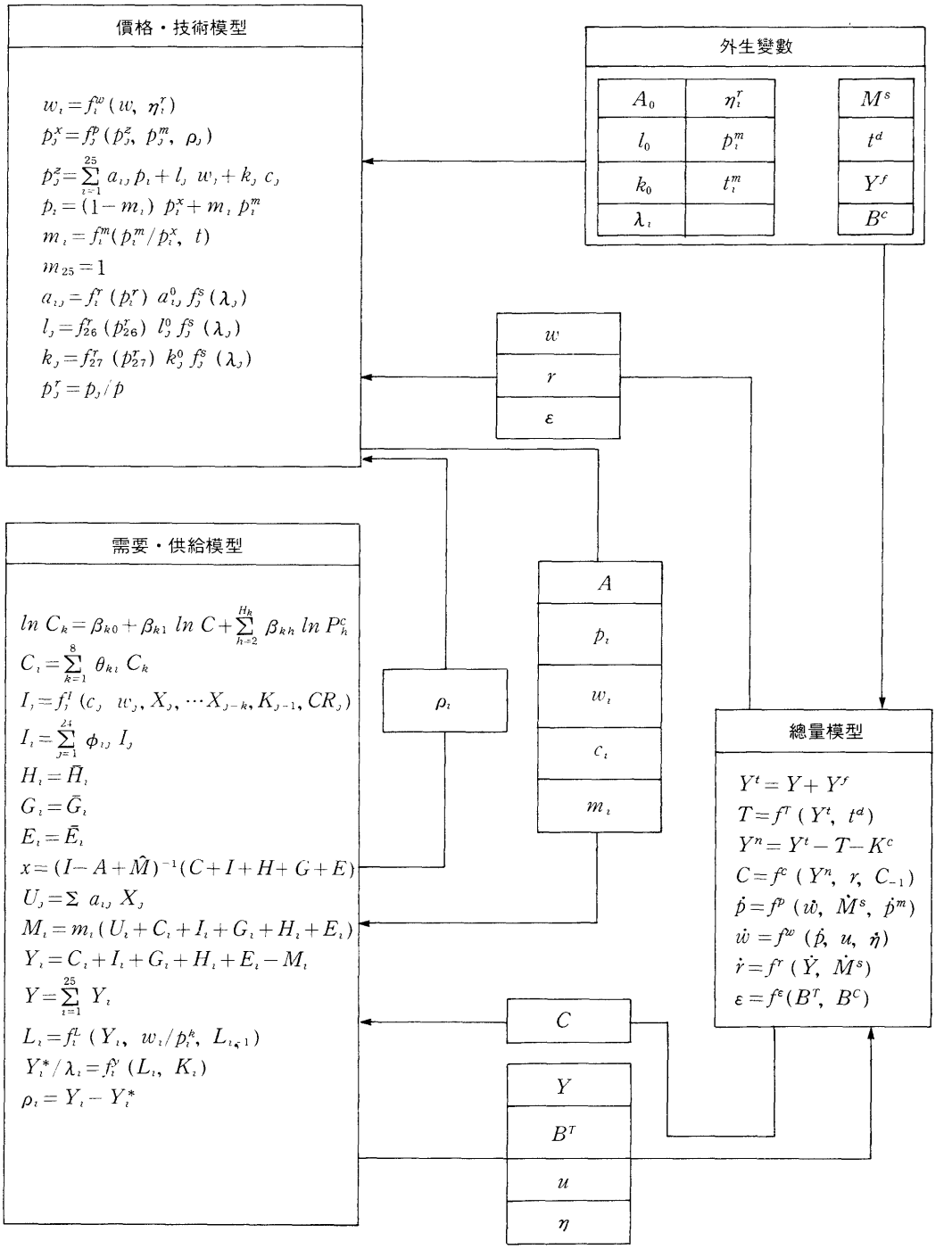
3. 總量模型

總量模型에서는 國民總生產(Y)·民間消費支出總額·全產業 平均賃金指數·利子率·換率(ε) 등이 결정된다. 需要供給模型에서 결정된 國內總生產과 외생변수인 純受取要素所得(Y^f)의 合으로 국민총생산이 결정되고 租稅函數에 의하여 租稅收入이 결정되며 국민총생산에서 租稅收入(T)과 減價償却(K^c)을 감하여 可處分所得(Y^n)을 결정한다. 조세함수의 변수는 국민총생산과 內國稅率(t^d)이다. 가처분소득과 이자율 및 前年度 民間消費支出總額(C_{-1})이 변수인 消費函數에 의하여 민간소비지출총액이 결정된다. 이자율은 金融市場의 需給均衡式에서 결정되며 通貨供給(M^s)은 외생변수이다. 換率은 國際收支均衡式에서 결정된다. 全產業 平均賃金指數는 賃金函數와 物價函數에 의하여 결정된다. 임금함수는 全產業 平均賃金指數의 上昇率($\dot{w}$)을 物價上昇率($\dot{p}$)·失業率(u)·全產業 勞動生產性 增加率($\dot{\eta}$) 등으로 설명하며, 물가함수는 물가상승률을 全產業 平均賃金上昇率·通貨增加率(M^s)·輸入價格指數上昇率($\dot{p}^m$) 등으로 설명한다. 전산업 평균임금지수의 상승률이 聯立方程式의 解로 결정되면 이에 前年度 전산업 평균임금지수를 乘하여 전산업 평균임금지수를 결정한다. 이와 같이 결정되는 전산업 평균임금지수와 물가상승률은 價格技術模型에서 결정되는 산업별 임금지수 및 산업별 總需要價格指數의 加重平均과 당연히 일치하지 않지만 一貫性에 문제가 있는 것은 아니다. 總量模型에서 결정되는 전산업 평균임금상승률과 물가상승률은 가격기술모형의 價格決定過程에서 사용되는 期待値로 해석할 수 있다.

$$Y^t = Y + Y^f$$
$$T = f^T(Y^t,\ t^d)$$
$$Y^n = Y^t - T - K^c$$
$$C = f^C(Y^n,\ r,\ C_{-1})$$
$$\dot{p} = f^p(\dot{w},\ \dot{M}^S,\ \dot{p}^m)$$
$$\dot{w} = f^w(\dot{p},\ u,\ \dot{\eta})$$
$$\dot{r} = f^r(\dot{Y},\ \dot{M}^S)$$
$$\varepsilon = f^\varepsilon(B^T,\ B^C)$$

總量模型과 價格技術模型은 전산업 평균임금지수·이자율·환율 등으로 연결된다. 총량모형에서 결정된 변수가 가격기술모형에 투입된다. 환율은 수입가격지수를 결정하는 요인이다. 수입가격지수는 c.i.f 수입가격지수·關稅率指數(t)·輸入商品稅率指數·환율지수의 積이다. 총량모형과 需要供給模型은 민간소비지출총액·국내총생산·貿易收支·全產業 勞動生產性 등으로 연결된다. 민간소비지출총액은 총량모형에서 결정되어 수요공급모형으로 투입되며 다른 변수는 수요공급모형에서 결정되어 총량모형으로 투입된다. 이와 같이 상호연

〔圖 1〕 多部門模型의 循環圖



결된 3개의 下位模型이 多部門模型을 구성하고 있다.

III. 構造式의 推定

1. 多部門模型의 資料體系

資料體系는 國民所得計定·經常價格 産業聯關表·不變價格(1980년) 産業聯關表·生産要素의 貯量 및 價格指數·기타 總量資料 등으로 구성된다. 1970~86년간의 時系列資料를 이용하여 構造式을 추정하였으나 산업연관표를 이용하여 추정되는 價格技術模型의 代替函數와 效率函數의 추정에는 산업연관표가 작성된 7個年의 자료를 이용하였다.

産業別 國內總生産과 要素所得은 國民所得計定의 자료를 이용하였으나 金融歸屬서비스와 輸入稅를 25개 산업부문에 배분하였다. 금융귀속서비스는 産業聯關表의 金融部門 中間需要 構成比를 이용하여 産業部門에 배분하였고 수입세는 산업연관표의 關稅·輸入商品稅 구성비를 이용하여 산업에 배분하였다. 中間財의 産業間去來와 산업별 最終需要는 산업별 中間投入額(U) 및 最終需要의 合計(C, G, I, H 및 E)가 국민소득계정과 일치하고 산업별 需給均衡($D_i=S_i$, $i=1,2,\cdots,25$)이 성립하도

〔圖 2〕 多部門模型의 資料體系

	1 24	25	26 34	35	36	37 61	62	63	64	65	66	67	68	69
1	中間投入	中間需要	民間消費	民間消費	政府消費	固定資本形成	投資需要	在庫增減	輸出	最終需要	總需要	輸入	總産出	總供給
25	A	U_i	Θ	C_i	G_i	Φ	I_i	H_i	E_i	F_i	D_i	M_i	X_i	S_i
26	U_j	U	C_k	C	G	I_j	I	H	E	F	D	M	X	S
27 30	要素所得													
31	Y_j	Y												
32	Y_j	Y												
33 35	要素需要													

록 韓國銀行의 산업연관표를 수정하여 추정하였다. 경상가격 산업연관표를 작성한 후 국민소득계정의 산업별 總產出換價指數(p_i^x)와 직접 추정한 산업별 輸入換價指數(p_i^m)를 이용하여 1980년 불변가격 산업연관표로 변환하였다. 총산출환가지수(國內生產價格指數)와 수입환가지수의 加重平均指數인 산업별 總需要價格指數(p_i)로 경상가격 산업연관표의 1~25行을 除하고 列의 合計(26행)가 國民所得計定의 불변가격 중간투입액 및 불변가격 최종수요와 일치하도록 조정하였다. 27~30行의 要素所得은 국민소득계정의 자료를 이용하였으나 自營業主·家族從事者의 勤勞所得을 추계하여 營業剩餘에서 減하고 被傭者報酬에 합산하였다. 31行의 산업별 國內總生產은 국민소득계정의 수치와 차이가 있으며 이 차이가 산업별 金融歸屬서비스의 推定値이다. 26~32行은 1970~86년간의 國民所得計定 時系列資料를 이용하였고, 산업연관표가 작성된 7個年의 中間投入行列(A), 民間消費行列(Θ), 投資支出行列(Φ)을 추정하였으며, 산업별 最終需要는 매년 추정하였다. 민간소비행렬과 투자지출행렬은 都市家計調査資料와 國富統計調査資料를 이용하여 추정하였다. 33~35行의 산업별 就業者, 自營業主·家族從事者, 固定資本貯量도 직접 추정하였다.

2. 價格·技術模型의 推定

가격기술모형의 구조식은 산업별 就業者 平均賃金指數를 결정하는 賃金函數, 산업별 總產出換價指數를 결정하는 國內生產價格函數, 산업별 수입계수를 결정하는 輸入函數, 중간투입계수·노동계수·자본계수를 결정하는 代替函數·效率函數 등이다. 대부분의 構造式은 對數線型函數로 近似推定하였다.

$$ln\, w_j = \beta_{0j} + \beta_{1j}\, ln\, w + \beta_{2j}\, ln\, \eta_j^r,$$
$$j = 1, 2, \cdots\cdots 24,$$
$$ln\, p_j^x = \beta_{0j} + \beta_{1j}\, ln\, p_j^z + \beta_{2j}\, ln\, p_j^m,$$
$$j = 1, 2, \cdots\cdots 24,$$
$$ln\,(M_i/D_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}\, ln(p_i^m/p_i^x) + \beta_{i2} t,$$
$$j = 1, 2, \cdots\cdots 24,$$
$$ln\, r_i = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}\, ln(p_i^r),\ i = 1, 2, \cdots\cdots 27,$$
$$ln\, s_j = \beta_{0j} + \beta_{1j}\, 1/\lambda_j + \beta_{2j}\, 1/\lambda_{j-1}$$
$$j = 1, 2, \cdots\cdots 24,$$

輸入函數의 셋째 項은 시간의 경과(t)에 따라 輸入代替에 의하여 수입계수가 하락하는 효과를 측정한다. 代替函數의 변수 p_i^r는 산업별 總需要價格指數의 상대적 변동, $[p_i(t)/p_i(0)]/[p(t)/p(0)]$을 표시한다. 분자는 期末 總需要價格指數와 期初 總需要價格指數의 比率로 나타낸 산업별 價格變動指數이며 분모는 同 期間中의 全產業 平均價格의 변동지수이다. 全產業 平均價格指數(p)는 25個 產業部門의 총수요가격지수·全產業 平均賃金指數·전산업 平均使用者費用指數의 加重平均指數이며 加重値는 중간투입액의 全產業合計, 就業者報酬의 전산업합계, 資本所得(감가상각 포함)의 전산업합계이다. 效率函數의 변수 λ_j는 산업별 總生產性指數로서 基準年 不變價格 產業聯關表를 이용하여 추정된다. λ_j는 기준년의 單位生產費用의 기준년 불변가격으로 평가한 比較年의 단위생산비용으로 除하여 추정된다. 비교년의

$$\lambda_j = [\Sigma\, a_{ij}^0\, p_i^0 + l_j^0\, w_j^0 + k_j^0\, c_j^0]/[\Sigma\, \bar{a}_{ij}\, p_i^0 + \bar{l}_j\, w_j^0 + \bar{k}_j\, c_j^0]$$

〈表 2〉 産業別 賃金函數

	상수	$ln\ w$	$ln\ \eta_i$
1	0.5317	0.9866	0.5716
	(4.34)	(49.53)	(3.46)
2	-0.5336	1.1555	1.5813
	(-2.26)	(26.78)	(3.94)
3	-3.0286	1.1414	1.3871
	(-7.48)	(38.22)	(5.36)
4	-1.3907	1.1042	0.6935
	(-4.84)	(32.28)	(3.62)
5	0.0731	0.9510	0.0059
	(0.07)	(9.32)	(0.01)
6	-0.3194	1.0080	0.5258
	(-1.02)	(40.83)	(2.19)
7	-0.9219	1.0611	0.6202
	(-2.97)	(69.66)	(3.67)
8	-0.8478	0.8206	0.8535
	(-2.42)	(24.82)	(6.06)
9	-1.1342	1.0724	0.7604
	(-1.42)	(11.65)	(2.03)
10	-1.4010	1.1187	0.8351
	(-4.76)	(63.85)	(3.14)
11	-3.5410	1.2342	1.1326
	(-7.76)	(51.22)	(4.79)
12	-2.4590	1.3260	0.3417
	(-6.42)	(46.08)	(0.91)
13	-0.0517	1.0063	0.3231
	(-0.32)	(41.58)	(1.49)
14	-2.1995	1.2282	0.5904
	(-3.07)	(21.03)	(1.45)
15	-0.0616	0.9639	0.7788
	(-0.16)	(35.25)	(3.51)
16	-1.9241	1.1760	0.9648
	(-4.17)	(23.75)	(3.18)
17	-2.7230	1.2928	0.3459
	(-6.43)	(22.80)	(0.60)
18	2.6248	0.7552	0.0185
	(3.71)	(24.87)	(0.06)
19	-2.5940	1.3086	1.4342
	(-5.59)	(29.65)	(4.28)
20	-0.0964	1.0816	1.1094
	(-0.45)	(24.74)	(6.66)
21	0.2956	0.9846	0.6398
	(2.32)	(93.17)	(3.37)
22	-0.9604	1.4743	0.8783
	(-3.32)	(30.18)	(9.66)
23	-0.1457	1.1496	1.2378
	(-2.09)	(55.35)	(4.67)
24	0.1758	1.0648	0.6160
	(0.65)	(28.06)	(2.71)

〈表 3〉 産業別 國內生産價格函數

	상수	$ln\ p_i^z$	$ln\ p_i^m$
1	-0.078	0.785	0.141
	(-3.451)	(15.161)	(1.374)
2	0.088	0.716	0.519
	(2.722)	(5.149)	(2.800)
3	0.131	1.001	0.050
	(6.154)	(12.703)	(0.644)
4	-0.003	0.704	0.182
	(-0.262)	(14.818)	(3.411)
5	-0.067	0.650	0.156
	(-1.731)	(5.611)	(1.166)
6	0.032	0.841	
	(1.822)	(41.669)	
7	0.017	0.861	
	(1.408)	(64.699)	
8	0.127	0.640	0.514
	(2.587)	(3.588)	(2.893)
9	0.010	0.777	0.131
	(0.274)	(5.382)	(0.997)
10	-0.002	0.841	0.085
	(-0.070)	(9.084)	(0.763)
11	-0.031	0.927	0.451
	(-2.742)	(10.451)	(0.428)
12	0.731	0.746	
	(0.972)	(22.165)	
13	-0.019	0.861	
	(-1.006)	(44.107)	
14	0.000	0.603	0.022
	(-0.011)	(4.717)	(0.180)
15	0.031	0.680	0.124
	(1.918)	(5.871)	(1.081)
16	-0.009	0.268	0.265
	(-0.337)	(2.145)	(1.724)
17	-0.002	0.662	0.183
	(-0.035)	(3.855)	(1.106)
18	0.068	0.947	0.219
	(0.879)	(3.432)	(0.966)
19	0.004	0.775	0.217
	(0.161)	(5.947)	(1.425)
20	0.008	0.427	0.495
	(0.317)	(2.930)	(3.491)
21	0.029	0.492	0.380
	(1.142)	(6.176)	(4.352)
22	-0.085	0.408	0.563
	(-2.351)	(2.567)	(3.134)
23	0.031	0.756	0.193
	(1.883)	(16.622)	(2.860)
24	0.024	0.675	0.137
	(0.992)	(3.308)	(0.716)

〈表 4〉 産業別 輸入函數

	상수	$ln(p_i^m/p_i^d)$	$ln\ t$
1	-2.0208	-0.5418	0.0163
	(-14.22)	(-3.29)	(1.310)
2	-2.5298	-0.4763	0.1215
	(-5.12)	(-0.750)	(3.050)
3	-3.1075	-0.9878	0.0283
	(-27.25)	(-2.77)	(2.920)
4	-2.6742	-0.4466	-0.0009
	(-58.46)	(-2.120)	(-0.210)
5	-4.9536	-2.7182	0.1656
	(-19.71)	(-4.19)	(7.56)
6	-1.8650	-0.6617	0.0037
	(-24.91)	(-3.76)	(0.62)
7	-1.1718	-0.4965	-0.0123
	(-26.34)	(-2.20)	(-2.99)
8	-3.2319	-0.9018	0.0855
	(-12.19)	(-4.52)	(3.13)
9	-3.6695	-4.5619	0.0420
	(-23.06)	(-2.71)	(2.12)
10	-3.1411	-0.3213	0.0364
	(-38.49)	(-1.46)	(7.12)
11	-0.8714	-0.3214	-0.0604
	(-10.96)	(-1.39)	(10.16)
12	-2.1550	-1.3176	0.0214
	(-8.38)	(-6.40)	(0.94)
13	-0.1741	-0.3972	-0.0376
	(-4.89)	(-3.89)	(-13.34)
14	-1.0420	-0.5269	-0.0151
	(-2.64)	(-0.85)	(-0.41)
15	-0.6628	-0.3644	0.0909
	(-4.82)	(-0.56)	(-4.84)
16	-1.2170	-0.3173	0.0536
	(-14.95)	(-1.44)	(4.59)
17	-2.7416	-0.5859	0.0439
	(-28.71)	(-2.27)	(4.02)
18			
19			
20	-7.7084	-4.3918	0.3089
	(-30.31)	(-3.19)	(11.46)
21	-4.0260	-1.0965	0.0996
	(-28.46)	(-1.49)	(6.34)
22	-4.4860	-0.2633	0.0013
	(-22.58)	(-0.35)	(0.05)
23	-6.8787	-0.2652	0.1628
	(-15.47)	(-0.41)	(4.88)
24			
25			

불변가격 단위생산비용은 기준년 불변가격 중간투입계수($\bar{a}_{ij}$)·노동계수($\bar{l}_j$)·자본계수($\bar{k}_j$)에 기준년의 총수요가격지수(p_i^0)·임금지수(w_j^0)·사용자비용지수(c_j^0)를 乘하여 추정된다. 가격기술모형 구조식의 추정결과를 〈表 2〉, 〈表 3〉, 〈表 4〉, 〈表 5〉로 정리하였다. 括號안의 수치는 t값이다.

3. 需要·供給模型의 推定

수요공급모형의 구조식은 8개 費目別 民間消費支出을 결정하는 산업별 消費函數, 需要産業別 投資支出을 결정하는 投資函數, 산업별 就業者數를 결정하는 勞動需要函數, 自營業主·家族從事者數를 결정하는 勞動需要函數 등이다. 價格技術模型에서와 같이 構造式은 對數線型函數로 近似推定하였다.

$$ln\ C_k=\beta_{k0}+\beta_{k1}\ ln\ C+\sum_{h=2}^{H_k}\beta_{kh}\ ln\ p_h^c,\quad k=1,2,\cdots\cdots 8,$$

$$ln\ I_j=\beta_{j0}+\beta_{j1}\ ln(c_j^*/w_j^*)+\beta_{j2}\ ln\ X_j^*+\beta_{j3}\ ln\ K_{j,-1}^p+\beta_{j4}\ lnCR_j,\quad j=1,2,\cdots\cdots 24,$$

$$ln\ L_i=\beta_{i0}+\beta_{i1}\ ln\ X_i+\beta_{i3}\ ln(w_i/p_i^k)+\beta_{i4}\ ln\ L_{i,-1},\quad i=1,2,\cdots\cdots 24,$$

$$ln\ L_i^u=\beta_{i0}+\beta_{i1}\ ln\ L_i+\beta_{i2}\ ln(w_i^u/w_i)+\beta_{i3}\ t,\quad i=1,2,\cdots\cdots 24.$$

민간소비지출총액을 8個 費目間에 배분하는 消費函數는 零次同次性의 制約을 주고 體系的 推定方法(iterative Zellner estimator)에 의하여 추정하였다. 소비함수에 의하여 추정된 비목별 소비지출과 變換行列(Θ)을 이용하여 産業別 消費支出이 추정된다. 산업별·비목별 소비지출행렬인 변환행렬은 都市家計調

〈表 5〉 代替函數와 效率函數

	상수	$ln(p_i/p)$	상수	$1/\lambda_j$	$1/\lambda_{j,-1}$
1	-0.021	-0.715	-0.234	2.017	-0.707
	(-0.765)	(-3.218)	(-0.070)	(0.972)	(-0.345)
2	0.005	-0.880	0.818	1.231	-0.988
	(0.213)	(-3.691)	(0.453)	(0.985)	(-0.814)
3	-0.020	-0.743	-3.090	4.106	
	(-0.711)	(-2.182)	(-0.359)	(0.472)	
4	0.049	-0.669	-1.247	2.200	
	(0.864)	(-2.671)	(-1.044)	(1.812)	
5	0.545	-0.566	0.706	0.499	-0.235
	(1.775)	(-4.516)	(0.670)	(0.863)	(-0.377)
6	0.507	-0.201	0.898	0.723	-0.667
	(1.242)	(-0.773)	(0.619)	(0.851)	(-0.847)
7	0.022	-0.657	-1.114	2.827	-0.727
	(0.416)	(-2.489)	(-1.126)	(2.325)	(-0.920)
8	-0.003	-0.048	-1.720	2.273	
	(-0.058)	(-0.256)	(-1.666)	(2.598)	
9	0.013	-0.795	-1.315	2.293	
	(0.281)	(-2.697)	(-2.547)	(4.317)	
10	0.011	-1.033	-1.720	2.273	
	(0.163)	(-2.666)	(-1.033)	(1.052)	
11	-0.016	-0.648	-1.050	2.663	
	(-0.187)	(-1.038)	(-5.938)	(9.216)	
12	0.028	-0.486	-0.661	1.526	-0.204
	(1.237)	(-3.842)	(-1.714)	(4.949)	(-0.597)
13	0.123	-1.045	0.205	0.720	
	(0.823)	(-1.639)	(0.363)	(1.246)	
14	0.119	-0.194	-2.076	3.082	
	(1.443)	(-0.530)	(-1.043)	(1.498)	
15	0.016	-0.917	1.364	0.478	-0.943
	(0.222)	(-2.628)	(1.722)	(0.936)	(-1.837)
16	0.023	-0.457	-2.076	3.082	
	(0.118)	(-1.112)	(-1.043)	(1.498)	
17	0.129	-0.433	0.269	0.919	-0.230
	(0.510)	(-0.260)	(0.340)	(2.154)	(-0.495)
18	0.077	-0.553	0.138	0.912	-0.030
	(1.507)	(-2.156)	(0.079)	(0.828)	(-0.024)
19	0.035	-0.315	1.147	1.367	-1.542
	(0.435)	(-0.906)	(1.204)	(3.114)	(-2.398)
20	0.035	-0.073	0.498	0.496	
	(0.852)	(-0.256)	(0.506)	(0.483)	
21	0.004	-0.317	-0.491	1.497	
	(0.061)	(-1.574)	(-0.829)	(2.445)	
22	0.027	-0.666	-1.006	0.693	1.368
	(0.768)	(-3.657)	(-0.850)	(0.897)	(1.822)
23	-0.325	-2.509	2.006	0.704	-1.627
	(-3.209)	(-2.723)	(0.229)	(1.076)	(-0.269)
24	0.004	-0.317	2.471	-1.370	
	(1.214)	(-2.326)	(1.042)	(-0.582)	
25	0.103	0.143			
	(0.719)	(0.488)			
26	-0.002	-1.010			
	(-0.047)	(-5.205)			
27	-0.054	-0.250			
	(-1.369)	(-2.161)			

査의 品目別 消費支出資料를 이용하여 추정되고 RAS方法에 의하여 전망된다. 비목별 소비함수의 추정에는 國民所得計定의 자료를 이용하였고 變換行列은 비목별 합계는 국민소득계정자료와 일치하고 산업별 합계는 産業聯關表와 일치되도록 추정하였다.

投資函數의 推定을 위한 자료는 다음과 같이 추정하였다. 固定資本貯量의 時系列은 1977년 國富統計調査의 資本貯量과 國民所得計定의 固定資本形成 時系列을 이용하여 추정하였다. 15個 製造業 中·小分類産業의 고정자본형성 시계열은 鑛工業統計調査資料를 이용하여 추정한 製造業投資의 산업별 구성비에 의하여 국민소득계정의 固定資本消耗(D_j)를 이용한 純資本貯量(K_j^n)의 추정은 실제의 자본저량을 過小推定하게 되므로 粗資本貯量(K_j^g)과 순자본저량을 가중평균하여 자본저량(K_j^p)을 추정하였다. 국민소득계정의 고정자본소모는

$$K_j^p=(1-\alpha_j)K_j^n+K_j^g$$

稅法에 근거하여 過大計上된 帳簿上의 금액이 추계된 것으로 고정자본의 生産能力을 반영하는 經濟的 의미의 資本貯量(K_j^p)을 과소추정하게 된다. 그러나 경제적 의미의 감가상각을 추정할 수 있는 자료가 없으므로 조자본저량과 순자본저량의 가중평균을 이용하는 사례가 적지 않다. 投資函數와 生産函數의 推定結果를 검토하면서 加重値(α_j)를 조정하는 방법으로 자본저량을 추정하였다. 사용자비용은 자료상의 제약으로 근사추정하였다. 中括號안

$$c_j=p_j^k\{r+(1-\alpha_j)\ D_j/K_j^p-(\Delta p_j^k/p_j^k)\}$$

의 셋째 項은 固定資産의 價格上昇(Δp_j^k)에 의한 資本利得을 나타낸다. 會社債 金利(r)가 이용되었고 산업별 固定資産價格指數(p_j^k)는 資本財産業의 總需要換價指數(p_i)와 變換行列(Φ)의 구성비(ϕ_{ij})를 이용하여 추정하였다. 자본재산업별·수요산업별 투자지출행렬인 변환행렬은 國富統計調査資料를 이용하여 추정되며 列의 合計가 國民所得計定과 일치하고 行의 合計는 産業聯關表와 일치하도록 조정하였다. 변환행렬은 RAS방법에 의하여 전망된다. 산업별 투자함수의 要素價格比(c_j^*/w_j^*)와 總産出(X_j^*)은 투자에 관한 의사결정이 이루어지는 期初에 형성된 期待値이며 自己相關模型(autoregressive model)에 의하여 추정된다.

勞動需要函數의 推定을 위한 資料도 직접 추정하였다. 산업연관표의 就業係數·雇傭係數를 이용하여 7個年의 산업별 就業者數와 被傭者數를 추정하고 국민소득계정의 被傭者報酬를 추정된 被傭者數로 除하여 산업별 被傭者 平均賃金을 추정하였다. 鑛工業統計調査資料·都小賣「센서스」資料 등의 規模階層別資料를 이용하여 小零細企業의 賃金隔差指數(全規模階層의 종업원 1人當 給與額에 대한 종업원수 19인이하 규모계층의 1인당 급여액의 비율)를 추정하고 피용자 평균임금에 임금격차지수를 乘하여 自營業主·家族從事者의 平均賃金을 추정하였다. 산업연관표가 작성되지 않은 나머지 10個年의 산업별 雇傭·賃金資料는 직접 추정하였다. 광공업통계조사자료·도소매「센서스」자료 등의 산업별 고용계수가 나타내는 趨勢變動·循環變動을 감안하여 7個年의 被傭者를 연장하였고 자영업주·가족종사자가 취업자에서 점하는 비중의 추세변동·순

〈表 6〉 費目別 消費函數

變數 \ 費目	1	2	3	4	5	6	7
상수	1.703 (4.74)	1.154 (0.982)	-0.669 (-1.04)	-9.318 (-4.26)	-9.187 (-6.67)	-7.397 (-14.3)	-5.365 (-4.03)
C	0.759 (21.4)	0.688 (5.00)	0.841 (13.3)	1.168 (7.48)	1.585 (11.7)	1.489 (29.1)	1.277 (9.65)
p_1^c	-0.388 (-5.88)	0.974 (4.05)	-0.909 (-7.3)	-0.131 (-0.31)	-0.019 (-0.06)	-0.988 (-9.29)	-1.454 (-5.3)
p_2^c	-0.139 (-1.9)	-0.055 (-0.2)	-0.095 (-0.8)	0.158 (0.34)		0.176 (1.43)	-0.094 (-0.3)
p_3^c	-0.162 (-2.4)	0.124 (0.60)	-0.032 (-0.3)	0.028 (0.08)			
p_4^c	-0.050 (-0.9)	-0.300 (-1.5)	0.075 (0.67)	-0.180 (-0.5)	-0.410 (-1.8)	0.502 (-5.6)	-0.010 (-0.1)
p_5^c	-0.179 (3.53)			0.524 (0.97)	-0.926 (-3.5)	0.653 (5.14)	-0.890 (-2.9)
p_6^c	0.023 (0.52)	-0.637 (-3.7)		-1.021 (-3.1)	0.149 (0.95)	-0.569 (-6.4)	0.351 (1.55)
p_7^c	0.158 (2.80)	-0.042 (-2.2)		-0.193 (-0.4)	-0.379 (-1.7)	0.031 (0.26)	-0.359 (-1.2)
p_8^c	-0.380 (-2.9)	-0.296 (-0.6)	0.119 (0.65)	-0.803 (-0.9)		-0.290 (-1.2)	1.179 (1.39)

환변동을 감안하여 7個年의 자영업주·가족종사자를 연장하였다. 직접 추정한 10個年의 산업별 就業係數·雇傭係數를 이용하여 산업별 피용자 평균임금과 자영업주·가족종사자 평균임금을 추정하였다. 추정과정에서 經濟活動人口調査資料·職種別賃金調査資料와의 일관성이 검토되고 雇傭·賃金의 時系列變動이 동시에 고려되는 再調整作業이 반복되었다.

需要供給模型에서 추정되는 要素需要는 貯量概念이며 價格技術模型에서 추정되는 勞動係數와 資本係數는 流量概念이라 할 수 있다. 생산요소의 貯量과 生産函數로 결정되는 生産能力(X_i^*)과 實際 生産量(X_i)間의 괴리는 稼動率과 在庫의 변동에 의하여 흡수된다. 〈表 6〉, 〈表 7〉, 〈表 8〉, 〈表 9〉에 추정결과를 정리하였으며 括號안의 數値는 t값을 나타낸다.

4. 總量規模의 推定

총량모형의 構造式은 정부의 租稅收入을 결정하는 租稅函數, 民間消費支出總額을 결정하는 消費函數, 全産業平均 賃金上昇率을 결정하는 賃金函數와 物價函數, 이자율을 결정하는 金利函數 등이다. 임금함수와 물가함수는 二段階最小自乘法(two stage least square estimator)에 의하여 추정되었다. 구조식의 推定結果는 아래와 같다.

〈表 7〉 産業別 投資函數

	상수	$ln(c_t^*/w_t^*)$	$ln\ x_t^*$	$ln\ K_{t-1}$	$ln\ CR_t$
1	3.7481	-0.1251	1.3965	-0.1062	
	(1.026)	(-0.611)	(1.445)	(-0.573)	
2	-3.3189	-0.7651	0.4794	0.4880	0.0066
	(-0.689)	(-3.077)	(0.510)	(0.978)	(0.557)
3	-4.9916	-0.6044	2.7756	-1.9995	
	(-0.882)	(-1.870)	(2.393)	(-1.535)	
4	2.2379	-0.5386	4.4427	-4.6229	0.1270
	(1.497)	(-1.907)	(4.551)	(-4.996)	(0.753)
5	-5.0633	-0.8113	1.8537	-1.8979	0.0337
	(-1.154)	(-1.499)	(3.178)	(-1.729)	(1.291)
6	-0.4306	-0.8373	2.2998	-1.9798	0.0154
	(-0.041)	(-0.937)	(1.265)	(-0.773)	(0.069)
7	-4.0049	-0.3701	0.4526	0.3951	0.0409
	(-0.959)	(-0.692)	(0.837)	(0.475)	(1.168)
8	-9.4807		1.6445	-0.2932	
	(-0.949)		(1.681)	(-0.112)	
9	3.6196	-0.0983	1.5206	-1.5684	0.0067
	(0.723)	(-0.103)	(1.644)	(-1.058)	(0.263)
10	-0.1022	-0.5706	2.7522	-2.8627	0.0275
	(-0.400)	(-1.165)	(2.956)	(-2.401)	(0.991)
11	2.7186	-0.2497	8.0146	-11.6912	0.0442
	(1.641)	(-0.448)	(4.204)	(-4.146)	(1.087)
12	2.3308	-0.4192	1.6948	-1.8366	0.0335
	(0.521)	(-0.565)	(2.651)	(-2.147)	(1.068)
13	1.7902	-0.4474	1.9340	-1.8314	0.0096
	(1.463)	(-0.762)	(2.895)	(-1.880)	(0.260)
14	-0.0367	-2.0197	0.9534	-1.3218	0.0235
	(-4.227)	(-3.759)	(0.973)	(-1.087)	(0.937)
15	5.3669		1.4165	-0.8721	0.0152
	(1.177)		(2.107)	(-0.939)	(0.496)
16	-1.1288	-2.5688	2.4467	-1.3005	0.0476
	(-0.534)	(-2.242)	(1.366)	(-1.391)	(1.468)
17	-6.5159	-1.3817	1.4143	-2.4642	
	(-0.638)	(-3.258)	(1.913)	(-2.752)	
18	-4.4880		2.8420	-1.1751	
	(-2.716)		(3.534)	(-1.965)	
19	6.1227	-0.7077	0.1436	-0.2844	
	(1.962)	(-1.458)	(0.112)	(-0.344)	
20	-10.2075	-0.0731	0.4958	1.5122	0.0119
	(-3.517)	(-0.284)	(0.384)	(1.162)	(0.700)
21	-4.0547		1.1023	0.1387	0.0011
	(-2.174)		(3.355)	(0.283)	(0.102)
22	8.2207	-0.4336	1.8476	-2.4489	0.0034
	(0.696)	(-2.595)	(3.415)	(-2.304)	(0.387)
23	-0.4634		1.5798		
	(-0.909)		(11.519)		
24	3.4924	-0.5182		-0.4129	
	(2.984)	(-0.645)		(-2.990)	

〈表 8〉 産業別 勞動需要函數(就業者)

	상수	$ln\ X_t$	$ln(w_t/p_t^x)$	$ln\ L_{t,-1}$
1	3.638	0.395	-0.540	0.602
	(2.960)	(1.980)	(-3.180)	(4.540)
2	1.554	0.674	-0.219	0.120
	(4.570)	(7.160)	(-4.030)	(0.950)
3	3.106	0.466	-0.467	0.329
	(2.850)	(2.660)	(-4.180)	(1.700)
4	1.919	0.338	-0.330	0.613
	(7.540)	(3.470)	(-4.750)	(6.280)
5	1.444	0.089	-0.182	0.824
	(4.230)	(1.400)	(-4.400)	(0.360)
6	2.271	0.300	-0.373	0.653
	(5.300)	(3.230)	(-4.160)	(6.860)
7	1.950	0.368	-0.306	0.487
	(4.540)	(3.190)	(-3.520)	(2.710)
8	0.336	0.198	-0.083	0.590
	(1.120)	(4.610)	(-2.370)	(6.020)
9	0.440	0.574	-0.151	0.277
	(1.280)	(7.750)	(-2.150)	(3.080)
10	2.340	0.523	-0.287	0.135
	(8.570)	(6.560)	(-4.960)	(1.130)
11	0.613	0.886	-0.282	-0.309
	(4.350)	(2.240)	(-5.240)	(-3.400)
12	1.478	0.670	-0.462	0.410
	(5.860)	(5.250)	(-3.350)	(2.480)
13	5.961	1.057	-0.969	-0.351
	(4.420)	(6.450)	(-3.850)	(-2.010)
14	2.395	0.851	-0.765	0.336
	(9.560)	(7.110)	(-5.820)	(3.960)
15	4.602	0.792	-0.799	0.092
	(5.500)	(7.090)	(-4.730)	(0.730)
16	2.407	0.598	-0.559	0.476
	(8.120)	(6.160)	(-6.680)	(4.480)
17	1.735	0.522	-0.349	0.400
	(6.950)	(7.560)	(-8.780)	(5.340)
18	-0.503	0.417	-0.057	0.387
	(-1.590)	(5.520)	(-2.020)	(3.600)
19	1.174	0.381	-0.052	0.354
	(3.690)	(3.480)	(-0.660)	(2.310)
20	3.176	0.472	-0.329	0.348
	(2.690)	(2.460)	(-1.660)	(1.410)
21	2.253	0.224	-0.093	0.442
	(2.220)	(1.830)	(-0.760)	(2.070)
22	3.286	0.724	-0.637	0.294
	(6.600)	(3.740)	(-4.690)	(2.210)
23	2.487	0.445	-0.269	0.408
	(2.950)	(3.370)	(-2.970)	(2.130)
24	6.366	0.042	-0.219	0.201
	(5.020)	(1.150)	(-4.330)	(1.260)

〈表 9〉 産業別 勞動需要函數(自營業主 및 無給家族從事者)

	상수	$ln\ L_t$	$ln(w_u/w_t)$	$ln\ t$
1	-0.6514	1.0593	-0.5705	0.0066
	(-2.52)	(34.52)	(-3.10)	(1.34)
2	-5.0781	0.9752	-1.8119	0.0072
	(-69.74)	(52.01)	(-63.64)	(1.71)
3	7.5544	-0.3810	3.7834	0.0583
	(2.50)	(-0.98)	(1.93)	(1.00)
4	-3.7535	1.0138	-2.1769	0.0061
	(-21.43)	(37.40)	(-37.93)	(0.77)
5	-3.9519	1.1306	-4.0892	-0.0015
	(-35.09)	(39.63)	(-17.27)	(-0.11)
6	-4.2601	0.9713	-1.7112	0.0215
	(-21.57)	(24.17)	(-27.95)	(3.00)
7	-5.2175	0.8242	-3.2830	0.0286
	(-6.71)	(4.93)	(-22.03)	(0.51)
8	-4.8527	0.8243	-3.4452	0.0571
	(-21.04)	(10.41)	(-21.51)	(2.28)
9	-4.7400	-0.0584	-8.4139	0.9290
	(-6.90)	(-0.19)	(-14.33)	(3.68)
10	-5.3915	0.8525	-4.2561	0.1185
	(-5.14)	(3.53)	(-10.79)	(1.66)
11	-7.0080	1.1197	-2.9222	-0.0778
	(-10.38)	(4.86)	(-13.19)	(-0.53)
12	-4.4606	1.0594	-4.3440	0.0585
	(-15.61)	(14.70)	(-17.99)	(1.41)
13	-5.6349	0.9274	-7.6027	0.0917
	(-29.61)	(9.33)	(-9.85)	(1.05)
14	-5.4176	0.6308	-5.5378	0.3656
	(-5.38)	(2.62)	(-12.53)	(2.19)
15	-7.1003	0.8595	-5.5363	0.1432
	(-19.98)	(11.37)	(-21.68)	(2.96)
16	-3.9790	1.0029	-1.6401	0.0117
	(-84.27)	(76.92)	(-30.13)	(2.64)
17	-2.6520	1.0023	-0.6224	0.0024
	(-210.69)	(399.02)	(-62.19)	(3.30)
18				
19	-12.0113	1.3448	-4.2832	-0.2726
	(-4.10)	(2.63)	(-9.30)	(-1.61)
20	-0.3330	0.9611	-0.8199	0.0076
	(-4.41)	(88.34)	(-14.61)	(2.12)
21	-8.9560	0.8873	-29.1406	0.0431
	(-7.16)	(3.56)	(-20.55)	(0.68)
22	5.8434	0.9332	16.9766	0.1369
	(9.36)	(13.05)	(17.49)	(2.90)
23	-4.8251	0.9789	-4.3370	0.0040
	(-71.74)	(143.97)	(-83.73)	(3.58)
24				

$$ln\ T = \underset{(-6.4559)}{-5.2618} + \underset{(17.1075)}{1.3272}\ ln\ Y^t$$

$$ln\ C = \underset{(6.9957)}{1.8575} + \underset{(2.9468)}{0.3698}\ ln\ Y^n + \underset{(0.9770)}{0.1578}\ ln\ Y^n_{-1} - \underset{(-0.6693)}{0.1075}\ ln\ Y^n_{-2} + \underset{(3.2793)}{0.3029}\ ln\ Y^n_{-3} + \underset{(1.4999)}{0.0780}\ ln\ W$$

$$\dot{p} = \underset{(-2.3048)}{-0.1574} + \underset{(2.1477)}{0.6825}\ \dot{w} + \underset{(1.4258)}{0.7793}\ \dot{Y}^t + \underset{(2.9771)}{0.9377}\ \dot{p}^m + \underset{(0.7133)}{0.1031}\ \dot{M}^s - \underset{(-0.8243)}{0.2648}\ \dot{p}_{-1} - \underset{(-0.1209)}{0.0287}\ \dot{p}_{-2}$$

$$\dot{w} = \underset{(0.1599)}{0.6150} + \underset{(1.6481)}{0.6270}\ \dot{p}_{-1} - \underset{(-0.1237)}{0.0097}\ u_{-1} + \underset{(0.3604)}{0.1245}\ \dot{\eta} + \underset{(1.1062)}{0.8916}\ \dot{Y}^t$$

$$\dot{r} = \underset{(-0.2587)}{-0.0343} - \underset{(-1.7548)}{1.1964}\ \dot{M}^s + \underset{(1.8006)}{0.9414}\ \dot{Y}^n + \underset{(0.6998)}{0.3800}\ \dot{Y}^n_{-1} + \underset{(0.6357)}{0.1736}\ \dot{r}_{-1}$$

IV. 結　　言

計量模型은 數量의 觀測이 가능한 經濟變數間의 確率的 關係式으로 구성되는 方程式體系이며 方程式體系의 解는 外生變數에 관한 縮約式으로 內生變數를 나타낸다. 經濟理論이 제시하는 變數間의 關係가 構造式으로 설정되고 統計的 方法에 의하여 推定·檢證되지만 推定結果를 이용한 理論的 假說의 妥當性檢證에 한계가 있고 構造式을 설정하는 단계에서 이론적 근거가 미약한 事前制約이 분석상의 편의를 위하여 채택되기도 한다. 計量模型의 작성은 결국 統計資料에 함축된 規則性을 발견하는 작업이므로 計量模型의 實用性은 장기에 걸친 規則性의 지속과 이에 관한 情報가 충분히 함축된 統計資料를 전제로 한다. 이러한 조건의 充足與否를 사전적으로 판별할 수도 없으며 제조건이 충족된다 해도 實際에 근접한 模型을 작성하기 위해서는 試行錯誤를 반복하는 摸索過程을 거쳐야 된다. 실제에 근접한 모형이 개발되어도 經濟動向을 예측하거나 구조변화를 전망하는 작업에는 外生變數를 전망하는 어려운 문제가 있고 非數量的 要因에 의하여 模型에 반영된 規則性이 변질될 위험도 있다. 구조변화가 급속한 韓國經濟에서는 總量變數間의 관계만으로 구성되는 巨視計量模型은 구조식의 안정성과 관련하여 실용성에 한계를 지니게 된다. 급속한 구조변화로 인한 構造式의 安定性問題는 巨視模型과 產業聯關模型을 통합한 多部門模型에 의하여 부분적으로 개선될 수 있으나 多部門模型에서도 計量模型 일반의 實用性問題가 제기된다.

計量模型의 實用性問題는 모형의 설정에서 채택된 假定의 현실성이나 논리적 엄밀성보다는 豫測成果나 政策效果分析과 관련하여 제기된다. 計量模型이 實際現象의 사실적 묘사가 아니라 分析目的에 합당한 실제현상의 近似的 說明이기 때문이다. 장래 經濟狀態의 정확한 豫測이나 循環變動의 微細調整을 위한 政策決定이 分析目的이 되기도 하지만 이는 計量分析의 本質에 대한 이해가 부족한 所致라 할 수 있다. 計量模型이 제시하는 것은 外生變數의 展望이 전제된 內生變數의 條件附 確率分析이며 點豫測(point forecast)은 이러한 확률분포의 중심을 나타내는 母數에 불과하다. 불확실한 장래와 관련하여 定性的 分析만으로는 합리적 판단이나 利益集團間의 合意가 어려운 政策決定에서 문제의 이해와 合意의 도

출에 도움을 주는 模擬實驗의 수단을 제공하는 것이 계량분석의 목적이라 할 수 있다. 多部門模型은 산업경쟁력에 영향을 미치는 불확실한 요인(技術開發成果·賃金交涉 등)과 중장기 成長經路에 관한 模擬實驗의 수단을 제공한다. 각 분야의 전문가가 참여하는 이러한 모의실험은 經濟運用에 관한 論議에서 총체적 시각과 수량적 감각이 결여된 단편적 논리를 여과하고 성장세의 지속을 위한 구조변화의 이해와 經濟運用의 基本方向에 관한 合意의 도출에 기여할 수 있다. 本稿에서는 이러한 多部門模型의 開發을 위한 基礎作業의 결과를 설명하고 있다. 本稿에서 模型構造와 推定結果를 설명하고 模擬實驗(simulation)의 결과는 次號에 게재될 「韓國經濟의 構造變化展望 : 多部門模型의 模擬實驗」에서 설명하기로 한다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

朴埈卿, 「成長潛在力과 經濟運用」, 『KDI 分期別 經濟展望』, 1990 여름.

————, 「產業競爭力과 經濟運用」, 『KDI 分期別 經濟展望』, 1990 겨울.

韓國銀行, 『韓國經濟의 巨視計量模型』, 創立 40周年紀念 計量經濟論文集, 1989.

木下宗七·梶野喜光·椎名康登·山田光男·齊藤美嗣, 『日本をぬぐる國際的な產業貿易構造分析のための產業貿易モデルの開發と應用』, 經濟企劃廳 經濟研究所, 1982.

Adams, F.G. and S. Shishido, *Structure of Trade and Industry in the U.S. Japan Economy*, NIRA output NRS-85-1, February 1988.

Barket, T. and W. Peterson, *The Cambridge Multisectoral Dynamic Model of the British Economy*, Cambridge University Press, 1987.

Borooah, V.K., "Consumer's Expenditure Estimates Using the Rotterdam Model : An Application to the United Kingdom, 1954~81", *Applied Economics*, Vol. 17, 1985.

Shishido, S. and O. Nakamura, "Induced Technical Progress and Structural Adjustment : A Multi-Sectoral Model Approach to Japan's Growth Alternatives", The International University of Japan, 1990.

技術的 效率性의 決定要因과 動態的 變化

劉 承 旻

본 논문은 劉承旻·李仁燦(1990)이 추정한 우리나라 製造業의 技術的 效率性을 토대로 技術的 效率性의 産業間 隔差를 설명하는 경험적 증거를 구하고 효율성 추정치의 動態的 安定性을 분석하였다. 분석결과 産業의 生産規模가 클수록, 生産特化度가 높을수록, 資本-勞動比率의 異質性이 낮을수록 높은 技術的 效率性을 나타내었다. 이러한 결과는 美國·日本의 경우에 대한 연구결과와 공통되는 것으로서 技術的 效率性과 産業組織特性間의 관계가 경제규모나 발전단계의 차이에도 불구하고 假說의 一般性을 지지한다는 점에서 중요한 의미를 지닌다. 企業集中率 또한 기술적 효율성에 대하여 線型보다는 二次型의 관계를 가지고 있으나 우리나라의 경우 기술적 효율성이 극대화되는 集中率은 매우 높은 것으로 나타났다. 또한 본 논문은 效率性 尺度間의 선택문제에 대한 경험적 기준을 제시하였는데 附加價値額基準보다는 生産額基準으로 추정된 技術的 效率性이 諸假說들과 잘 부합되는 결과를 나타내었다. 효율성의 動態的 安定性에 관한 試論的 分析에 의하면 시간변화에 따른 효율성 추정치의 안정성은 효율성 척도간에 다소의 차이는 있으나 기대한 만큼 높지 않았다. 따라서 기술적 효율성의 動態的 不安定要因에 관한 설명은 연구과제로 남는다.

Ⅰ. 序 論

技術的 效率性(technical efficiency)은 配分效率性(allocative efficiency)과 함께 시장의 성과를 측정하는 중요한 개념이나 종래의 經驗的 産業組織論에서는 기술적 효율성에 관한 연구가 상대적으로 소홀하게 취급되어 왔다. 과거의 경험적 연구가 기업 혹은 공장 단위에서의 생산과 직결되는 기술적 효율성을 등한시한 이유는, 첫째 모든 생산자가 주어진 요소가격체계하에서 생산요소를 最適結合하여 비용제약하에서 생산량을 극대화하거나 혹은 일정한 생산량의 실현에 소요되는 비용을 극소화한다는 이론적 가정을 무비판적으로 받아들였으며, 둘째 配分效率性의 경우와는 달리

筆者 : 本院 研究委員

* 본 논문은 拙稿, 「韓國製造業의 技術的 效率性 : 産業別 技術的 效率性의 推定」(『韓國開發研究』, 第12卷 第2號, 1990년 여름, pp.51~79)의 후속연구에 해당한다. 필자는 本稿에 대하여 유익한 비평을 주신 本院의 金址鴻, 李弘求 박사께 감사드린다. 통계이용에 적극 협조해 주신

技術的 效率性의 경우 이를 개념화하고 측정하는 방법에 대한 이론적 연구가 미진하여 경험적 접근 또한 체계적으로 이루어질 수 없었기 때문이라고 볼 수 있다.

本 論文은 拙稿, 劉承昊·李仁燦(1990)에서 시도된 우리나라 製造業의 産業別 技術的 效率性에 관한 연구에서 출발하여 추정된 기술적 효율성의 산업간 격차를 설명할 수 있는 경험적 증거를 구하고 기술적 효율성의 추정치가 어느 정도의 動態的 安定性(dynamic stability)을 갖는가를 규명하고자 한다[1]. 따라서 본 논문은 궁극적으로는 우리나라 산업들의 기술적 효율성을 결정하는 중요한 요인들을 제시하고 그 결정요인들을 통설화된 이론적 가설에 비추어 볼 때 우리나라의 산업조직이 어떠한 특수성과 일반성을 갖는지를 밝히고자 한다. 또한 기술적 효율성의 動態的 變化에 관한 본 논문의 분석은 외국의 기존문헌이 靜態的 觀點에서만 기술적 효율성을 추정하고 그 결정요인을 분석했기 때문에 과연 靜態分析에서 얻은 경험적 증거가 動學的으로 어느 정도의 타당성을 지닐 것인가에 대한 유용한 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

經濟企劃院 調査統計局의 여러분들과 통계작업을 도와주신 李在亨 주임연구원, 孫玄德 연구원께도 깊이 감사드린다.

1) 본 논문에서 사용하고 있는 技術的 效率性의 槪念, 推定方法, 사용된 統計資料 및 推定結果의 分析에 대해서는 劉承昊·李仁燦(1990)을 참조할 것. 본 논문에서 사용된 技術的 效率性의 推定値는 그 추정과정에 있어서 劉承昊·李仁燦(1990)과 약간의 차이가 있는데 이에 대해서는 II章을 참조할 것.

2) Farrell(1957)의 기술적 효율성과 Leibenstein(1966)의 X-效率性間의 관계에 대해서는 劉承昊·李仁燦(1990), p.53, 註5를 참조할 것.

3) $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$의 정의에 대해서는 劉承昊·李仁燦(1990), II章을 참조할 것.

본 논문에서 논의의 중심이 되는 技術的 效率性이란 이론적으로는 Farrell(1957)의 정의를 따르면서 경험적으로는 Leibenstein(1966)의 X-效率性과 거의 동등하게 취급되는 개념이다[2]. 技術的 效率性은 여러가지 방법으로 추정될 수 있으나 劉承昊·李仁燦(1990)은 Caves and Barton(1990) 등에서와 같이 각 산업에 대하여 確率的 境界生産函數(stochastic frontier production function)를 修正最小自乘法(corrected ordinary least squares method)으로 추정하고 있으며 超越로그(translog) 生産函數를 산출량과 투입량간의 구체적 생산관계로 가정하고 있다. 본 논문에서도 이와 동일한 방법으로 1978년 鑛工業統計의 細細分類産業에 대하여 각각 추정된 기술적 효율성의 네가지 척도인 $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$를 사용하고자 한다[3].

II章에서는 技術的 效率性의 산업간 격차를 설명하는 요인을 분석하기 위하여 먼저 旣存文獻에서 발견되는 諸假說을 한국적 맥락에서 재음미하고 가설을 반영하는 說明變數를 소개한 뒤에 기술적 효율성의 결정요인에 관한 回歸分析結果를 논의하고자 한다. 회귀분석의 종속변수인 기술적 효율성의 산업별 추정치는 確率的 生産境界를 추정하는 계량기법의 특성과 超越로그生産函數의 추정에 동원된 산출량과 투입량의 측정방법에 의하여 결정되므로 이러한 점들이 산업간 격차에 대한 본 논문의 회귀분석과 갖는 관계 또한 논의되어야 할 것이다. 또한 본 연구가 기술적 효율성에 관한 국제연구프로젝트의 일환인만큼 美國, 日本 등과의 비교에서 얻을 수 있는 시사점이 관심사항이 될 것이다.

III章에서는 劉承昊·李仁燦(1990) 및 II章

에서의 논의가 1978년에 대해서만 이루어진 것과 달리 1978~88년간의 鑛工業統計를 이용하여 산업별·연도별로 일관된 방법으로 기술적 효율성을 추정하고 추정결과가 기술적 효율성의 動態的 安定性에 대하여 갖는 의미를 논의한다. 動態的 安定性에 관한 추정결과는 靜態的 觀點에서 행한 분석결과가 시간변화에 따라 어느 정도의 일관성을 가질 것인가에 대한 예측을 가능하게 하며 결국은 산업별로 기술적 효율성을 劉承旻·李仁燦(1990)에서와 같이 추정하는 것이 타당한 것인가에 대한 논의를 가능하게 한다. IV章에서는 기술적 효율성에 관한 필자의 연구를 종합적으로 살펴보고 그 주된 결론을 제시한다. 또한 微視經濟政策의 측면에서 이러한 연구가 갖는 시사점이 무엇인지 도출하고 향후 연구과제를 점검하고자 한다.

II. 技術的 效率性의 決定要因

산업별로 技術的 效率性의 평균적인 수준이 劉承旻·李仁燦(1990)에서와 같이 추정되었을 때 제기되는 당연한 의문은 기술적 효율성의 産業間 隔差를 어떻게 설명할 것인가로 압축된다. 이러한 의문에 대해서는 기본적으로 상당한 이론적 논의가 이루어지고 이를 바탕으로 어느 정도 定說化된 가설이 제기되어야만 함에도 불구하고 配分效率性에 관한 경우와는 달리 기존의 産業組織理論은 기술적 효율성에 관한 엄밀한 이론적 분석을 제공하지 못하고 있다[4]. 이 경우 가능한 경험적 분석은 결국 技術的 效率性에 관한 기존문헌의 논의를 취합하되 상당한 정도로 자유로운 실험을 수행하기 위하여 다양한 설명변수의 集合을 채택할 수밖에 없을 것이다. 이 경우 설명변수의 선택에 내재된 恣意性의 문제가 대두될 것이나 理論的 定說의 不在에도 불구하고 X-非效率性에 관한 기존연구나 技術的 效率性의 槪念에 관한 이론적 연구 등에서 부분적으로 검증의 가치가 있는 假說이 발견되기 때문에 본 논문에서는 이러한 가설들을 몇가지 특징적인 형태로 대별하여 소개하기로 한다.

技術的 效率性에 관한 확고한 理論的 分析이 존재하지 않는다는 사실은 우리나라의 경우에 대한 경험적 연구에 있어서 보다 심각한 문제를 제기한다. 즉 기존문헌에서 그나마 발견되는 假說이란 그것이 단순한 추측이든 혹은 다소의 이론적 배경을 갖는 주장이든간에 技術的 效率性의 産業間 隔差를 설명함에 있어서 주로 선진국들의 市場構造와 企業行態에 근거한 통찰일 것이므로 우리나라의 産業, 企業, 工場에 대해서도 과연 유사한 주장을 펼칠 수 있는지가 미지수로 남기 때문이다. 따라서 假說과 관련된 설명변수를 제시함에 있어서 우리나라의 産業組織에 특수한 측면이 관련될 경우 이는 반드시 고려되어야만 할 것이다[5].

4) 配分效率性의 산업간 격차는 예컨대 과점이론에서 시장구조와 기업의 행태에 관한 이론적 분석을 통하여 산업간 配分效率性이 상이하게 나타남을 보여주고 있다. 전통적인 獨寡占理論이나 게임理論에 근거한 寡占理論 등이 모두 결국은 配分效率性에 관한 분석이다.

5) 技術的 效率性에 관한 定說의 不在와 우리나라의 경우 아직도 확인되지 않은 산업조직의 특수성 등으로 인하여 본 논문에서의 연구결과는 불완전한 증거를 제시할 수밖에 없다. IV章에서의 논의를 참조할 것.

1. 假說의 提起와 說明變數의 測定

가. 競爭條件

전통적으로 市場의 競爭條件은 공급자인 기업들의 생산활동에서 발생하는 技術的 效率性에 영향을 미치는 중요한 요인으로 인식되어 왔다[6]. 競爭條件은 競爭壓力의 强度를 결정하고 企業 혹은 工場 內部의 弛緩程度, 情報獲得과 試行錯誤의 費用 및 不完全競爭에 따른 資源利用方法의 차이 등을 통하여 기업 혹은 공장의 기술적 효율성 수준을 결정한다는 것이다.

市場의 競爭條件과 기술적 효율성의 連繫性에 관한 이같은 주장은 우리나라의 경우에도 상당히 중요하다고 판단된다. 특히 1978년의 우리나라 제조업은 국내 및 해외의 競爭壓力으로부터 상당히 보호되어 있었기 때문에 국내기업 혹은 공장들이 技術的 效率性을 提高하려는 유인을 상실하여 不完全競爭의 정도가 높은 산업일수록 投入物使用의 最小化(産出量의 極大化)에 실패할 가능성이 있으며 이는 기술적 효율성을 저하시킨다는 주장이 가능하다. 우리나라의 경우 해외로부터의 競爭壓力은 1970년대의 保護主義的 産業·貿易政策에 의하여 거의 배제되었다고 볼 수 있다. 또한 認·許可制度 등을 통한 정부의 각종 規制機能은 進入의 威脅이 가져다주는 경쟁압력으로부터 국내의 기존사업자(incumbents)를 보호한 것이다[7]. 이와 반대로 해외 및 국내의 潛在的 競爭相對(potential rivals)가 항상 존재하고 進入障壁이 낮아서 新規進入이 비교적 자유로운 경우에는 효율적이고 비협조적(noncooperating)인 進入者가 언제든지 나타날 수 있기 때문에 경쟁압력의 효과는 증가할 것이며 비효율적인 기존사업자는 더 이상 존속하기 어려울 것이다.

우리나라의 경우에 있어서도 競爭條件과 技術的 效率性의 連繫性에 관한 이상과 같은 주장이 사전적으로 문제시될 수 있는 것은 아니며, 오히려 상당한 설득력을 가진 것으로 판단된다. 특히 Lee(1986)가 주장한 바와 같이 1970년대의 우리나라와 같은 開發途上國의 경제에 있어서는 국내의 기존사업자가 정부로 하여금 해외 및 국내로부터의 競爭壓力에서 지속적으로 보호받을 수 있는 조치를 취하도록 노력할 것이며 이러한 旣得權追求活動(rent-seeking activities)은 상당한 로비비용을 수반할 것이므로 技術的 非效率性의 요인이 된다고 볼 수도 있다.

그러나 競爭壓力으로부터의 保護가 갖는 부

---

6) Harberger(1954), Farrell(1957), Leibenstein (1966, 1973), Siegfried and Wheeler(1981) 및 Caves and Barton(1990)의 서베이 등을 참조할 것.

7) 이러한 傳統的 産業組織論의 주장은 기업 혹은 공장 內部組織의 弛緩(slack)으로부터 技術的 非效率性이 발생한다는 Carnegie-Mellon 학파의 주장과 일맥상통한다고 볼 수 있다. 후자의 경우 기업을 계약으로 결합된 生産要素들의 集合體로 파악하고 競爭壓力이 약한 경우에는 기업에 참여한 각 生産要素가 어떤 형태로든지 기업에 귀속된 잉여를 많이 가지려고 하는 誘引이 발생하기 때문에 이러한 事後的 機會主義(*ex post* opportunism)가 技術的 非效率性의 원인이라고 주장한다. 효율적인 경쟁상대의 존재와 같이 企業外部로부터 경쟁압력이 작용할 경우에는 기업을 계속 존속시키기 위해서 이러한 機會主義가 제약받을 수밖에 없기 때문에 技術的 效率性의 저하가 방지된다는 것이다. 그러나 이러한 주장은 이론적으로 증명되기는 어려운 직관적인 성격을 갖는데 효율적인 기업은 왜 존재하며 어떤 기업들은 비효율적이면서 어떻게 존속할 수 있는가라는 이론적인 질문에 대한 해답을 제공하지는 못한다.

정적인 측면만을 지나치게 강조하는 것은 균형된 견해가 아니다. 특히 1970년대의 우리나라와 같이 제조업이 고도의 성장을 실현한 경제상황에 있어서 '保護의 温室效果'(hothouse effect of protection)만을 강조하는 것은 객관성을 결여하고 있다고 판단된다[8]. 1970년대의 保護主義的 産業·貿易政策이 결국 고도성장을 이룩하기 위한 輸出主導型 成長戰略을 보다 효과적으로 수행하기 위한 것임을 감안한다면 競爭條件이 技術的 效率性에 대하여 갖는 최종적인 효과는 불분명해진다. 輸出依存型의 산업구조를 갖고 있는 경제에 있어서는 輸出市場에서의 경쟁압력이 輸出産業의 생산활동을 더욱 효율적으로 만들 것이며 國內市場과 기존사업자들을 보호하는 것이 輸出伸張을 위한 것이라면 그러한 保護障壁이 기술적 효율성을 반드시 저하시킨다고 보기는 어렵다. 이 경우 보호의 온실효과는 市場成果의 여러 측면 중에서 配分效率性에 대한 否定的 效果를 가질 수는 있으나 技術的 效率性에 대한 영향은 불확실하다고 판단된다. 물론 이 경우에도 輸出市場에서의 경쟁압력을 輸出企業의 生産效率提高로 대응했을 경우와 補助金이나 金融支援 등을 통한 費用節減으로 대응했을 경우를 구분한다면 후자의 경우에는 여전히 保護主義的 政策이 구조적인 競爭力低下 및 技術的 非效率性을 초래한다고 볼 수 있다.

이상의 논의를 중심으로 경쟁조건에 대한 다음과 같은 설명변수를 사용하고자 한다.

*CR*3=출하액기준 상위 3社 집중률, 1978.
(자료 : 광공업센서스, 1978, 품목 및 기업통계테이프)[9]

HI=출하액기준 「허핀달」지수, 1978.
(자료 : *CR*3와 동일)

NN=사업체수, 1978. (자료 : *CR*3와 동일)

MS=수입액/(수입액+산업출하액), 1978.
(자료 : KDI무역통계테이프 및 광공업센서스)

XS=수출액/산업출하액, 1978. (자료 : *MS*와 동일)[10]

*EPR*1=Balassa式 실효보호율, 1978.
(자료 : 金光錫·洪性德, 1982)[11]

8) Lee(1986)에 의하면 높은 보호장벽은 保護의 温室效果 때문에 기업의 경영자들이 '나도 살고 남도 살게 하는'(live-and-let-live) 경쟁제한적 태도를 취하게 하고 근로자들은 열심히 일하지 않게 하는 효과를 가질 수 있다고 한다.

9) 본 논문에 사용된 *CR*3와 *HI*는 1978년 광공업센서스의 기업통계에서 단순히 계산되는 수치와 상이함에 유의한다. 多生産物企業(multiproduct firm)의 처리과정에서 발생하는 오차 때문에 集中度의 이론적 개념에 보다 근접하는 추정치를 계산하기 위하여 광공업센서스의 품목통계를 사용하고 있다.

10) *MS*와 *XS*의 추정에 있어서는 CCCN으로 분류된 輸出·輸入額을 KSIC細細分類로 전환시켜야만 했으며 産業分類의 對照表(concordance table)가 1984년 이후의 新KSIC체계를 사용하고 있기 때문에 이를 또다시 舊KSIC체계로 전환시켜야 했다. 이러한 産業分類의 變換이 재차 이루어지는 과정에서 輸出入統計의 測定誤差가 가중되는 것은 심각한 문제점으로 지적된다. 실제의 回歸分析에서는 측정오차가 심각하다고 판단되는 산업이 제외되었으나 統計의 質에 관한 문제점은 여전히 남는다.

11) *EPR*1과 *EPR*2에 대한 자료 또한 KSIC細細分類보다 덜 세분된 産業分類體系를 갖고 있기 때문에 金光錫·洪性德(1982)의 산업분류(163개)와 KSIC細細分類를 검토하여 대조표를 작성한 후 이를 바탕으로 KSIC산업에 대한 전환을 시도했다. 따라서 이 경우에도 測定誤差가 문제시될 것이다.

EPR2=Corden式 실효보호율, 1978.
(자료 : *EPR1*과 동일)

나. 異質性, 變化 및 革新

競爭條件의 경우와는 달리 商品異質性(product heterogeneity)이나 産業內部의 변화 내지 혁신 등을 기술적 효율성과 연계시키는 가설은 산업내 공장들의 生産性 分散度를 중시하는 것이다. 生産性(노동단위당 총출하액 혹은 부가가치)은 확률적 경계생산함수를 추정할 때 종속변수로 사용되었으므로 생산성의 분산에 주목하는 것은 결국 超越로그生産函數 誤差項의 分散을 技術的 效率性과 관련시키는 것이며 $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$ 등의 효율성 척도와 직접적인 連繫性을 갖게 될 것이다. 그러나 주의하여야 할 점은 확률적 경계생산함수의 모형을 제시할 때 確率誤差項 ε은 $(v-u)$라는 合成誤差(composed error)인데 一方的 非對稱分布를 갖는 u項만이 기술적 비효율성을 나타내므로 이질성, 변화 및 혁신을 나타내는 설명변수들이 (v, u) 중 어느것에 영향을 미치는가에 따라서 중요한 차이를 나타낸다는 점이다. 이 경우 물론 기술적 효율성에 대한 최종효과는 u項에 미치는 영향이 주된 것이다[12].

商品異質性의 경우 商品差別化(product differentiation)의 정도가 높은 산업일수록 생산방법과 수요조건 등의 차이에 따라 생산성과 기업이윤율의 分散이 커질 것이다. 그러나 이러한 分散의 증가가 반드시 기술적 비효율성(u項)에 직접적인 영향을 미친다고 보기는 어려우며 단지 v項의 分散에 대한 正의 영향만을 지적할 수 있다. 이를 위하여 다음의 설명변수를 도입한다.

ADS=광고비용/산업출하액, 1978.
(자료 : *CR3*와 동일)[13]

商品異質性 이외에도 産業間 異質性의 차이는 여러 측면에서 검토될 수 있다. 특히 생산요소와 관련된 異質性을 측정하기 위하여 본 논문에서는 다음과 같이 資本-勞動의 비율과 연료비의 비중이 나타내는 異質性을 포함하기로 한다.

SDKL=사업체별 (자본스톡/연평균노동투입시간)의 산업내 標準偏差, 1978. (자료 : 광공업센서스, 사업체통계테이프)[14]

FUELS=연료비/산업출하액, 1978.
(자료 : *CR3*와 동일)

앞서 지적하였듯이 技術的 效率性의 추정방법은 産出量-投入量의 공간에서 공장들이 실제로 어떠한 형태의 경험적 분포를 갖는가에 의존하기 때문에 공장들에 대하여 非對稱的인 變化를 야기할 수 있는 요인들은 원칙적으로

12) 설명변수가 v項에 미치는 영향 또한 效率性 尺度에 따라서 추정치에 영향을 미칠 것이다. 즉 $\{\lambda, S\}$와 같이 σ_v의 크기에 영향을 받는 효율성 척도의 경우가 이에 해당한다.

13) 經驗的 産業組織論에서는 *ADS*가 商品差別化의 대표적인 변수로서 통용되고 있으나 *ADS*가 상품차별화의 구조적인 원인들을 직접 반영하고 있지는 않으며 *ADS*의 값이 낮은 非消費財 중에서도 상품특성상 상당한 수준의 상품차별화가 발견되기도 한다. 또한 대규모의 多工場企業들은 본사에 해당하는 사업체가 기업전체의 광고비용을 일괄적으로 지출할 것이며 이 경우 기업이 복수의 산업에 걸쳐 생산활동을 영위할 경우에는 광공업통계에 집계된 광고비용의 정확성이 결여되어 測定誤差의 문제성이 야기된다.

14) 사업체의 資本스톡과 年平均勞動投入時間은 劉承旻·李仁燦(1990), Ⅲ章에서 정의된 K와 L에 해당한다.

모두 그 經驗的 分布의 형태에 영향을 미침으로써 기술적 효율성의 추정치를 상이하게 결정할 것이다. *ADS, SDKL, FUELS*와 이어서 소개될 *RDS, KVINT* 등이 모두 이러한 부류에 속하는 설명변수이다. 그 중 *SDKL*은 산업내 공장들간에 資本-勞動의 結合比率이 어느 정도 상이한가를 나타내는 변수인데 이는 資本市場과 勞動市場의 不完全性, 資本의 「빈티지」效果(capital vintage effect), 商品의 異質性 등과 관련될 뿐만 아니라 결국 요소결합방식의 선택과 관련하여 要素價格非效率性을 나타낼 것이기 때문에 기술적 효율성의 추정치에 대해서는 負의 效果를 가질 것으로 기대된다. 요소가격효율성과 기술적 효율성이 반드시 같은 방향으로 움직인다고 말할 수 있는 이론적·경험적 근거는 없으나 본 논문에서 사용된 기술적 효율성의 추정치는 요소가격효율성을 포함하기 때문에 이와 같은 주장이 가능하다.

燃料費比重(*FUELS*)은 1973년 석유파동이 要素價格體系의 대폭적인 변화를 가져왔기 때문에 이에 적응해 가는 과정이 에너지集約型 產業과 여타산업간에 상이한 효과를 가져왔을 것이라는 주장에 근거한다. 요소가격체계의 변화에 따라 에너지集約型 產業에서 에너지節約型 設備나 工程에 대한 투자가 이루어질 때 이러한 再設備過程은 어느 정도의 時差를 두고 그 효과를 나타낼 것이므로 1978년의 경우도 그 진행과정이라고 볼 수 있으며 이는 경험적 분포의 分散을 확산시킬 수 있다. 그러나 *SDKL*의 경우와는 달리 *FUELS*의 효과는 誤差項 전체에 관한 것이므로 분포에 대하여 非對稱的 效果를 미치는지는 불분명하다.

技術進步가 활발한 산업에서 발견되는 變化·革新은 앞서 언급한 공장들의 분포에 대하여 보다 직접적인 시사점을 가진다. 기술진보는 이를 선도하는 기업 혹은 공장의 生產性을 증대시키며 이러한 '善意'(good will)의 결과 공장들의 분포는 더욱 확산될 것이다. 하지만 이 경우에도 商品差別化 혹은 燃料費比重과 마찬가지로 경험적 분포가 반드시 非對稱的 影響을 받을 것인지는 확실하지 않다.

그러나 商品과 工程의 革新을 가져오는 技術進步가 기업간 혹은 공장간에 확산되어 가는 과정을 살펴볼 때 논의는 더욱 분명해진다. 즉 기술진보가 일단 성취되고 나면 이는 해당산업의 生產境界를 상향이동시키며 진보된 기술을 받아들이지 못한 기업 혹은 공장의 효율성은 상대적으로 많은 차이를 나타낼 것이다. 진보된 기술이 단시간내에 산업전체에 확산되기 어려운 이유는 상당수의 生產單位에 있어서 진보된 기술을 받아들이기 위한 設備投資의 期待採算性이 낮을 수 있기 때문이며 또한 內部組織, 資金動員能力, 競爭條件 등의 요인도 이러한 生產性 向上을 위한 技術導入에 영향을 미칠 것이기 때문이다. 따라서 기술진보에 따른 변화·혁신이 생산성에 중요한 영향을 미치는 산업일수록 특정시점을 기준으로 볼 때 生產境界를 중심으로 非對稱的인 分布를 나타낼 것이며 이는 결국 技術的 非效率性을 의미한다.

이상의 논의를 바탕으로 기술진보에 따른 변화와 혁신을 측정하기 위해서는, 첫째 技術進步를 선도하는 기능이 산업내에서 어느 정도 활발한가와, 둘째 기술의 擴散過程과 관련하여 새로운 기술을 생산과 연관시키기 위하여 어느 정도의 設備投資가 이루어지고 있는가를 자본의 「빈티지」效果를 측정하는 변수를

통하여 살펴보아야 할 것인데 본 논문에서는 다음의 두가지 설명변수를 사용하고자 한다.

RDS=연구개발비/산업출하액, 1978. (자료 : *CR*3와 동일)[15]

KVINT=(기계·장비, 공구·기구·제품, 차량·선박·운반비의 연간 신규취득액의 1975~78년간의 합계)/(동일한 유형고정자산의 1978년말 총액). (자료 : *CR*3와 동일 ; 광공업통계조사보고서, 1975~78)[16]

異質性, 變化 및 革新에 대한 이상의 설명변수들은 競爭條件의 경우와는 달리 우리나라의 제조업이라고 해서 반드시 어떠한 특수성을 가진다고 주장할 수는 없을 것이다. 각 변수들에 부여된 假說의 의미는 어떤 경제이든 간에 상당한 一般性을 지닐 것으로 기대된다. 다만 *ADS*와 *RDS*의 경우에는 商品差別化나 硏究開發이 1978년의 우리나라 산업들에게 중요한 요인이 아닌 점을 고려할 때 위에서 제기한 가설의 현실적 타당성이 의문시된다.

또한 *ADS*, *RDS*, *KVINT* 등의 변수들은 사용된 통계의 정확성이 의심되며 測定誤差가 심각할 것으로 판단되어 回歸分析結果에 대한 기대가 크지 않다.

다. 多邊化, 生産規模 등의 組織的 特性

Caves and Barton(1990)은 기업 혹은 공장이라는 生産單位가 어떠한 형태로 조직되어 있는가에 따라서 生産性의 분포가 영향을 받을 수 있으며 해당산업의 技術的 效率性도 이에 따라 상이한 수준을 나타낸다고 주장한다. 생산단위의 조직에 관한 諸假說은 이론적 논의에 바탕을 둔 것은 아니지만 競爭條件의 경우와 마찬가지로 정책에 대한 보다 직접적인 시사점을 갖는다는 점에서 중요하다고 본다.

生産單位의 組織的 特性이 기술적 효율성에 대하여 갖는 의미를 經濟理論이 뒷받침하지 못하는 이유는 "가장 효율적인 조직만이 결국 시장에서 살아남을 것"이라는 「다윈」流의 推定(Darwinian presumption)을 무비판적으로 받아들이기 때문이라고 본다. 그러나 이러한 이상적 상태는 長期均衡에 있어서만 타당성을 가질 뿐이며 효율적인 조직을 갖추는 데에도 공장·설비 등 埋沒費用(sunk cost)과 유사한 형태의 비용이 존재하는 한 특정산업내에 상이한 조직형태를 가진 기업 혹은 공장들이 공존할 것이고 이는 技術的 效率性에 영향을 미칠 것이다.

산업내에 현실적으로 나타나는 상이한 組織形態란 여러가지 차원에서 관측된다. 즉, 多

15) 鑛工業統計에서 可用한 硏究開發費는 註13에서 *ADS*에 관하여 지적한 바와 동일한 測定誤差의 문제점을 가짐에 유의한다.

16) 資本의 「빈티지」效果를 측정하기 위하여 Caves and Barton(1990)은 각 산업별로 설비 및 공장의 '年齡分布'(age distribution)에 관한 정확한 통계자료를 이용하여 5년이하 혹은 20년이상 오래된 설비(공장)의 비중을 설명변수로 사용하고 있다. 우리나라의 경우 산업별로 資本스톡의 연령구조에 관한 정확한 통계를 구하기가 어려웠기 때문에 「빈티지」효과를 측정하는 대리변수(proxy variable)로서 *KVINT*를 사용하는데 *KVINT*는 다음과 같은 關係式에 근거한다. K_t를 t期末의 資本스톡, I_t를 t期中의 新規固定資産取得額, D_t를 t期中의 減價償却額이라고 할 때, $K_T=K_0+\sum_{t=1}^{T} I_t-\sum_{t=1}^{T} D_t$, $t=1,2,\cdots T$. 그러나 可用한 통계는 *KVINT*에서 보듯이 1975~78년간 I_t에 관한 것일 뿐 D_t와 K_0의 연령구조에 대해서는 정보획득이 불가능했다. 따라서 *KVINT*가 假說에서 지적한 資本의 「빈티지」효과를 충분히 반영한다고 보기 어려우며 이는 결국 回歸分析結果에 대한 의문으로 남는다.

工場企業(multiplant firm)의 여부, 多生産物企業(multiproduct firm)의 여부, 기업 혹은 공장의 組合活動 여부, 기업 혹은 공장의 生産規模의 차이 등이 조직적 특성에 해당한다고 볼 수 있다[17]. 상이한 조직형태를 技術的 效率性에 관한 假說로 표현하는 것은 조직형태를 측정하는 설명변수의 차이에 따라 생산성이 높은 공장들과 생산성이 낮은 공장들간의 상대적 비중과 이들의 분포가 갖는 相對的 非對稱性이 産業間 隔差를 나타내기 때문에 技術的 效率性의 차이가 야기된다고 주장하는 셈이다. 아래에 제시된 설명변수 중 *KCOV*, *KSPEC*의 경우에는 多生産物企業의 多邊化(diversification) 혹은 特化(specialization)의 정도를 산업별로 측정하는데 다변화정도가 높을수록 생산에 대한 통제가 비효율적이므로 기술적 효율성이 낮을 가능성을 나타낸다. 多工場企業의 비중을 나타내는 *KMULT*는 또한 다공장기업과 單一工場企業間의 조직특성상의 차이가 갖는 효과를 측정하기 위한 것이다. 생산규모와 관련해서는 *COSIZE*, *PSIZE*, *RSIZE*를 제시하고 있다[18].

KCOV = (해당산업이 주산업인 기업의 해당산업출하액)/(모든 기업의 해당산업출하액), 1978. (자료 : *CR*3와 동일)

KSPEC = (해당산업이 주산업인 기업의 해당산업출하액)/(해당산업이 주산업인 기업의 총출하액), 1978. (자료 : *CR*3와 동일)

KMULT = (모든 다공장기업의 해당산업출하액)/(모든 기업의 해당산업출하액), 1978. (자료 : *CR*3와 동일, 사업체통계테이프 추가)

COSIZE = 산업출하액 × *CR*3, 1978. (자료 : *CR*3와 동일)

PSIZE = 사업체출하액의 중앙값(median), 1978. (자료 : *SDKL*과 동일)

RSIZE = *PSIZE*/산업출하액, 1978. (자료 : *CR*3와 동일)

이제까지 제시된 세가지 부류의 설명변수 이외에도 본 논문의 회귀분석결과를 植草益·鳥居昭夫(1987)의 결과와 비교하기 위하여 다음의 두가지 설명변수를 추가하였다.

MEANK = 사업체별 자본스톡의 산업평균, 1978. (자료 : *SDKL*과 동일)[19]

17) 生産規模의 차이를 조직적 특성에 포함시키는 것은 절대적 혹은 상대적 생산규모가 産業間 隔差를 나타내어 결국 産業間 市場構造의 차이를 나타내기 때문이다.

18) 본 논문에서 사용된 *KCOV*와 *KSPEC*은 李奎億외(1984)가 정의한 包括度와 特化度에 각각 해당하는데 Caves and Barton(1990)이 사용한 *COVE*, *SPECE*와는 다소 상이한 측정방법에 의존한다. *COVE*, *SPECE*의 경우에는 기업과 사업체를 동시에 고려한 多邊化指數임에 비하여 *KCOV*와 *KSPEC*은 기업만을 고려하고 있다. 따라서 모든 사업체들이 單一商品工場(single-product plants)이라면 "*KCOV* = 1-*COVE*," "*KSPEC* = 1-*SPECE*" 임을 쉽게 증명할 수 있다. 李奎億외에 의하면 KSIC분류에 의한 산업들의 産業出荷額(해당산업이 주산업인 기업들의 출하액 합계 : *A*)과 品目出荷額(해당산업으로 분류된 품목들의 출하액 합계 : *B*)이 차이를 보이는 것은 多生産物工場이 존재하기 때문인데 1981년의 경우 제조업부문 전체산업의 68.5%(출하액 기준 77.2%)가 0.3 이하의 $|A-B|/B$ 수치를 기록하기 때문에 {*KCOV*, *KSPEC*}과 {*COVE*, *SPECE*}간의 차이가 심각하지는 않을 것이다.

19) 사업체의 자본스톡은 劉承旻·李仁燦(1990), III章에서 정의된 *K*와 동일하다.

SUBCON＝사업체별 (위탁생산비/원재료비)의 산업평균, 1978. (자료 : *SDKL*과 동일)[20]

2. 推定結果의 分析

회귀분석에 앞서 Caves and Barton(1990)이 지적한 바와 같이 종속변수로 사용될 技術的 效率性의 推定値가 갖는 의미를 분명히 이해함으로써 본 논문의 實證分析結果에 대한 오해를 방지할 필요가 있다. 첫째, 超越로그 生産函數에 근거한 기술적 효율성의 추정치는 過少規模(suboptimal capacity)의 공장들이 비용을 최소화하는 한 規模의 非效率性(scale inefficiency)을 반영하지 않을 것이다[21]. 둘째, 기술적 효율성과 요소가격효율성(input price efficiency)간의 이론적인 구별이 기술적 효율성의 추정치에 반영되어 있지 않으며 따라서 종속변수는 生産要素結合의 非效率性을 내포하고 있다. 셋째, 추정방법의 특성으로 볼 때 기술적 효율성의 추정치는 산출량의 경험적 분포(empirical distribution)가 갖는 歪度(skewness)와 非對稱性(asymmetry)에 의존하며 그 위치와는 무관하기 때문에 모든 공장이 비슷한 수준의 효율성을 나타낼 때 산업간의 效率性 隔差를 정확히 검출할 수 없다는 취약성을 가진다[22]. 이상과 같은 종속변수의 한계를 감안하여 회귀분석의 결과를 해석하여야 할 것이다.

回歸分析에 있어서는 우선 다양한 技術的 效率性의 추정치 중에서 무엇을 회귀분석의 종속변수로 선택할 것인가를 결정하여야 한다. 劉承旻·李仁燦(1990)에 의하면 總生産額(GO/N)에 근거한 $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$의 추정치들은 상호 높은 상관관계를 나타내지만 附加價値額(VA/L)의 경우 ATI는 나머지 효율성 척도와 낮은 상관관계를 가진다[23]. 그러나 특정한 효율성 척도를 두고 볼 때는 總生産額과 附加價値額 중 어느 것을 사용하느냐에 따라서 産業의 效率性 順位가 상당한 차이를 나타내기 때문에 본 논문의 회귀분석결과 또한 큰 영향을 받을 것이다. 따라서 본 논문에서는 먼저 總生産額에 근거한 EFF의 추정치를 종속변수로 사용하여 추정결과를 분석한 후 상이한 척도의 선택이나 총생산액과 부가가치액 사이의 선택이 결과에 어떠한 영향을 미치는지를 논의한다.

또 다른 절차상의 문제점은 I型 및 II型 失敗産業을 회귀분석에 포함시켜야 하는가를 결정하는 일이다[24]. I型失敗産業은 "$\hat{\sigma}_u=0$"

---

20) 원재료비는 劉承旻·李仁燦(1990), III章에서 정의된 M과 동일하다.

21) 過少規模의 非效率性은 劉承旻·李仁燦(1990)이 지적하고 있는 바와 같이 技術的 效率性과는 구분되는 개념이다. 超越로그生産函數는 생산규모가 변화함에 따라 결국 生産性이 변화하는 것을 허용하는 함수형태이기 때문에 기술적 효율성은 규모의 비효율성을 반영하지 않는다. 그럼에도 불구하고 規模의 效果는 劉承旻·李仁燦(1990), <表 8>에 나타나 있으며 본 논문의 실증분석에서도 중요한 문제로 취급된다.

22) $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$ 중 ATI만은 예외적이다. ATI의 경우 生産境界와 平均生産函數의 괴리를 生産境界의 위치로 나눈 값이므로 경험적 분포의 위치에 반비례할 것이다. 劉承旻·李仁燦(1990), II章을 참조할 것.

23) 劉承旻·李仁燦(1990)은 總生産額을 측정함에 있어서 (GO/L)을 사용하지만 Yoo(1990a)에서는 (GO/N)을 사용하고 있다. 양자간의 차이점은 거의 없으나 본 논문에서는 후자의 경우를 다루고 있음을 밝혀둔다.

24) I型 및 II型失敗産業에 대해서는 劉承旻·李仁燦(1990), II章 및 III章을 참조할 것. 劉承旻·李仁燦(1990)에서는 (GO/L)의 경우 총 215개

이기 때문에 효율적인 산업이고 II型失敗産業은 $\hat{\sigma}_u$가 $\hat{\sigma}_v$에 비하여 너무 크기 때문에 비효율적인 산업이라고 한다면 이러한 失敗産業들을 모두 제외한 회귀분석은 標本情報를 모두 활용하지 못한다는 점에서 문제시될 것이다[25]. 그러나 현단계로서는 이러한 주장을 뒷받침할 만한 증거가 없기 때문에 中途切斷(censoring)된 I型失敗産業을 제외하기로 하고 III章에서 I型失敗産業과 기술적 효율성의 관계에 대한 논의를 계속하기로 한다.

설명변수의 부분집합을 대상으로 다양한 회귀분석을 시도한 결과 다음과 같은 推定式의 「로버스트」性(robustness) 및 統計的 有意性이 상대적으로 높은 것으로 판명되었다.

$$
\begin{aligned}
EFF(GO) = {} & 0.635 + 0.485\ HI - 0.607\ HI^2 \\
& (10.857)\quad (2.707)\quad\ (2.079) \\
& - 0.012\ SDKL + 0.399\ FUELS \\
& \quad (1.777)\quad\ (1.250) \\
& - 0.051\ KCOV - 0.144\ KSPEC \\
& \quad (1.160)\quad\ (2.182) \\
& - 0.119\ KMULT + 3.445\ RSIZE \\
& \quad (1.483)\quad\ (3.709) \\
& - 0.620\ SUBCON \\
& \quad (1.848)
\end{aligned}
$$

$R^2=0.223$; 자유도$=147$; $F=4.696$; 괄호안은 t값.

이러한 추정결과는 다음과 같은 점에서 주목할 만하다. 첫째, Caves and Barton(1990)이 미국에 대하여 유사한 推定式을 갖고 연구한 결과와 비교해 볼 때 技術的 效率性과의 連繫性이 가장 높은 것으로 판명되는 설명변수들이 양국간에 상당히 유사하다. *HI, SDKL, KCOV, KSPEC, RSIZE* 등의 설명변수는 미국의 경우에도 이와 동일하거나 유사한 설명변수들이 높은 수준의 統計的 有意性을 갖는 것으로 나타난다[26]. 그 중에서도 *KCOV*를 제외하면 모두 假說을 뒷받침하는 증거를 제공하고 있다. 그러나 양국간에 母數의 추정치가 갖는 統計的 有意性을 비교해 볼 때 우리나라의 경우가 훨씬 낮은 t값을 가지므로 諸假說에 대한 경험적 증거가 그만큼 불충분하다고 할 수 있다. R^2 또한 0.4~0.5를 나타낸 미국의 경우와 비교할 때 훨씬 낮은 값을 나타내고 있다.

미국의 경우와 비교해 볼 때 발견되는 차이점은 미국의 경우에는 자본의 「빈티지」효과(*VINTM*), 연구개발비의 비중(*RDS*), 時間給 勤勞者의 비중(*PART*) 등이 중요한 설명변수로 나타나는데 우리나라의 경우 *KVINT, RDS* 등의 설명력은 매우 약한 대신 *FUELS, KMULT, SUBCON* 등이 미약하나마 상대적으로 중요한 변수로 나타난다. *SUBCON*의 기술적 효율성에 대한 효과의 경우 植草益·鳥居昭夫(1987)가 일본에 있어서는 正의 效果를 발견했으나 우리나라의 경우에는 오히려 負의 效果를 갖는 점이 발견되었다.

둘째, *KCOV*는 *KSPEC*과는 달리 技術的

의 표본산업 중 I型이 108개, II型이 22개, 推定産業이 85개였으나 Yoo(1990a)에서는 (GO/N)의 경우 총 242개 산업 중 I型이 85개, II型이 29개, 推定産業이 128개였다.

25) I型失敗産業을 회귀분석에 포함시킨다면, "$EFF=1$"인 산업들을 그대로 두고 최소자승법을 사용할 경우 偏倚推定量(biased estimator)을 얻게 될 것이므로 中途切斷回歸分析模型(censored regression model)을 설정하여 母數를 추정하여야만 할 것이다.

26) Caves and Barton(1990)의 경우 중요한 설명변수인 *NOBS*(사업체수의 평방근)와 *DIV*(多邊化指數$=COVE+SPECE$)는 본문의 *HI* 및 *KCOV*, *KSPEC*에 각각 해당하는 변수들이다.

效率性에 대하여 負의 效果를 갖는 것으로 나타나는데 이러한 효과는 양자를 동시에 설명변수로 포함시킬 경우 더욱 분명해진다. *KCOV*와 *KSPEC*는 넓은 의미에서는 모두 기업의 生産活動이 얼마나 多邊化 혹은 特化된 것인가를 나타내는 변수이므로 이러한 기대 밖의 결과가 의문시될 것이다[27]. 그러나 이 문제는 *KCOV*와 *KSPEC*의 測定式에서 양자간의 차이점을 살펴봄으로써 어느 정도 해소된다. 어떤 산업이 높은 *KSPEC*값을 가진다면 이는 해당산업이 주산업인 기업들이 해당산업내에서의 생산활동에 주력함을 의미하기 때문에 *KSPEC*은 진정한 의미의 特化度라고 할 수 있으며 多邊化程度는 이에 반비례할 것이다. 반면에 높은 *KCOV*값은 해당산업으로 분류된 품목들이 대부분 이를 생산하는 기업들의 主産品임을 의미할 뿐이므로 *KCOV*는 생산활동의 特化度를 간접적으로 측정한다고 볼 수 있다. 따라서 *KSPEC*이 갖는 負의 높은 有意性은 여전히 조직형태와 관련된 假說을 강하게 뒷받침하는 증거로서 인정된다.

셋째, 劉承旻·李仁燦(1990), 〈表 8〉에서 확인한 바 있는 生産規模의 技術的 效率性에 대한 正의 效果는 본 논문의 회귀분석결과에 있어서도 *RSIZE*가 상당한 有意性을 갖는 正의 效果를 나타냄으로써 재차 확인된다고 볼 수 있다. 물론 前者의 경우는 각 산업내에서 소규모의 사업체(종업원 20人이하)를 제외하고 기술적 효율성을 추정한 결과 효율성이 상승하는 경향을 보인 것이며, 後者의 경우에는 사업체의 상대적 규모가 기술적 효율성에 대하여 正의 效果를 가진다는 것을 산업간 비교에서 나타낸 것이므로 양자간에 엄밀한 해석은 다르지만 결국 規模와 技術的 效率性은 正의 關係를 갖는다는 증거를 제공한다.

넷째, *MS*, *XS*, *EPR*1, *EPR*2 등 海外競爭의 도입과 이에 대응한 保護 등의 설명변수들은 거의 설명력이 없는 것으로 나타나는데 이는 미국의 경우와 대조적인 결과라고 할 수 있다. 이들 변수들에는 상당한 測定誤差가 개재되었을 것으로 의심되지만 앞서 지적되었듯이 1978년의 우리나라 상황에서 海外競爭 및 國內産業의 保護가 선진국에서와 동일한 기능을 수행한다고 주장할 수는 없을 것이다. 예컨대 수입의 경우에는 原資材와 中間生産財의 수입이 절대적인 비중을 차지하며 이 경우 수입의 증가는 競爭壓力提高를 통하여 市場成果를 향상시키는 기능을 한다고 볼 수 없으며 단순히 輸出伸張을 위한 수입이 확대되는 것으로 보는 것이 더욱 적절한 설명이라고 판단된다. 劉承旻(1988)은 연립방정식체계의 추정을 통하여 輸入이 利潤率에 별다른 영향을 미치지 않음을 보이고 있는데 이를 *MS*에 대한 본 논문의 결과와 함께 고려하면 市場成果에 대한 輸入의 영향은 결코 중요하지 않음을 알 수 있다.

다섯째, Caves and Barton(1990) 및 植草益·鳥居昭夫(1987) 등은 *CR*3 혹은 *HI*와 같은 集中率指數가 기술적 효율성과 갖는 관계가 線型(linear form)이기보다는 二次型

27) *KCOV*와 *KSPEC*의 Pearson 相關係數는 0.3102(유의수준 0.0001)이기 때문에 측정식의 분자가 동일하므로 의심될 수 있는 多重共線性(multicollinearity)의 문제는 심각하지 않다고 판단된다. *KCOV*가 갖는 負의 效果는 Caves and Barton(1990)과의 직접적인 비교가 불가능하다. 미국의 경우 (*KCOV*+*KSPEC*)에 해당하는 *DIV*에 대해서만 正의 效果를 언급하기 때문이다.

(quadratic form)이라고 주장하고 이를 입증하고 있다. 즉 技術的 效率性과 集中率이 갖는 負의 關係는 어느 정도 기업간 相互依存性(mutual dependence)을 인식하게 되는 집중률 수준을 지나면서부터 나타나기 때문에 집중률이 적당한 수준에서 기술적 효율성은 극대치를 갖는다는 것이다. 우리나라의 경우에도 線型보다는 二次型의 관계가 더욱 높은 有意性을 나타내며 $HI=0.3995$에서 $EFF(GO)$의 값이 극대치를 갖는다. 미국의 경우에는 $CR4=0.4053$에서 $EFF(VA)$가 극대치를 가지며, 일본의 경우에는 $HI=0.2352$에서 $EFF(VA)$가 극대치를 갖는다[28].

마지막으로 설명변수를 측정함에 있어서의 정확성을 언급하지 않을 수 없다. 위에서 제시된 추정결과에서 중요한 설명변수로 나타난 것들은 모두 KSIC細細分類에 의거한 통계가 직접적으로 可用하다는 사실에 주목할 때 統計의 質과 回歸分析結果가 갖는 관계는 밀접한 것으로 판단된다. 統計的 有意性이 매우 약했던 $MS, XS, EPR1, EPR2$의 경우 산업분류의 변환과정에서 상당한 측정오차가 발생할 수밖에 없을 것이며 ADS, RDS 등은 광공업통계 자체가 측정오차를 내포할 가능성이 있고 $KVINT$는 「빈티지」효과를 정확히 측정할 수 없음이 이미 지적된 바 있다. 따라서 統計의 質이 의문시되는 설명변수에 대해서는 假說을 뒷받침하는 經驗的 證據를 찾지 못했으나 이러한 결과가 측정오차에 기인하는지, 아니면 가설 자체가 우리나라의 경우에 성립하지 않는지를 단정적으로 결론짓기는 어렵다.

〈表 1〉에서는 이미 언급한 바와 같이 상이한 종속변수의 선택이 回歸分析結果에 어떠한 영향을 미치는가를 나타내고 있다. 이를 위하여 동일한 설명변수들에 대하여 종속변수를 달리하면서 회귀분석을 시도하였는데 〈表 1〉의 결과는 다음과 같이 두가지로 해석이 가능하다. 첫째, 네가지의 효율성 척도인 $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$간의 선택이 어떠한 변화를 초래하는지를 살펴보기 위하여 먼저 總生産額의 경우에 대하여 $EFF(GO)$, $ATI(GO)$, $\lambda(GO)$, $S(GO)$를 비교해 볼 때 거의 모든 설명변수가 같은 방향의 효과를 나타냄을 알 수 있다. 統計的 有意性은 $EFF(GO)$, $ATI(GO)$의 경우 $\lambda(GO)$, $S(GO)$보다 높은 수준을 나타내기 때문에 $EFF(GO)$를 분석의 기준점으로 삼았던 것이 사후적으로 타당성을 갖게 된다. 그러나 附加價値額의 경우에는 $EFF(VA)$, $\lambda(VA)$, $S(VA)$ 등이 효과의 방향도 일관성이 없을 뿐 아니라 統計的 有意性도 매우 낮게 나타나 회귀분석결과가 대부분 가설을 뒷받침하지 못한다.

둘째, 總生産額과 附加價値額間의 선택이 $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$ 중 하나의 효율성 척도에 대하여 미치는 영향을 살펴보기 위하여 먼저 $EFF(GO)$와 $EFF(VA)$의 회귀분석결과를 비교해 볼 때 각 설명변수가 갖는 統計的 有意性은 $EFF(GO)$가 훨씬 높다는 것을 알 수 있다. 총생산액에 근거한 효율성 추정치를 종

28) 미국의 경우에는 Caves and Barton(1990)의 〈表 6.1〉을, 일본의 경우에는 Torii(1990), p.86의 결과를 이용하여 구한 값이다. 우리나라의 경우에도 비록 線型보다는 二次型의 관계가 더욱 높은 有意性을 나타내지만 $EFF(GO)$를 극대화하는 HI의 값(0.3995)은 적당한 수준의 集中率이 아니라 回歸分析에 포함된 157개 산업 중 96%의 百分位數(percentile)를 나타내기 때문에 매우 높은 집중률이며 따라서 技術的 效率性과 集中率은 평균적으로는 오히려 正의 관계를 갖는다고 보아야 할 것이다.

〈表 I〉 效率性 尺度의 選擇과 回歸分析結果

說明變數	技術的 效率性				技術的 非效率性			
	EFF(GO)	*EFF(VA)*	*S(GO)*	*S(VA)*	*ATI(GO)*	*ATI(VA)*	*λ(GO)*	*λ(VA)*
HI	0.485 (2.707)	-0.163 (0.899)	2.348 (1.875)	0.647 (0.712)	-0.101 (2.347)	-0.506 (1.794)	1.994 (0.770)	-2.609 (0.250)
HI^2	-0.607 (2.079)	0.328 (1.088)	-2.164 (1.061)	-0.514 (0.339)	0.113 (1.619)	0.946 (2.014)	-3.078 (0.762)	-7.320 (0.434)
SDKL	-0.012 (1.777)	-0.008 (0.926)	0.032 (0.666)	-0.017 (0.415)	0.002 (1.381)	0.003 (0.204)	-0.062 (0.625)	-0.440 (0.853)
FUELS	0.399 (1.250)	0.068 (0.183)	1.704 (0.763)	0.543 (0.291)	-0.090 (1.176)	-0.887 (1.534)	-4.227 (0.928)	-9.271 (0.452)
KCOV	-0.051 (1.160)	0.028 (0.536)	-0.053 (0.174)	-0.047 (0.178)	0.010 (0.993)	0.002 (0.023)	-0.339 (0.560)	2.073 (0.682)
KSPEC	0.144 (2.182)	0.062 (0.814)	0.371 (0.808)	0.419 (1.092)	-0.031 (2.001)	-0.071 (0.597)	-0.728 (0.759)	-4.077 (0.890)
KMULT	-0.119 (1.483)	-0.142 (1.646)	-1.353 (2.405)	-0.174 (0.403)	0.040 (2.070)	-0.068 (0.508)	0.070 (0.056)	7.290 (1.426)
RSIZE	3.445 (3.709)	0.347 (0.324)	11.704 (1.804)	-2.017 (0.374)	-0.629 (2.836)	0.533 (0.319)	5.301 (0.418)	-13.635 (0.207)
SUBCON	-0.620 (1.848)	0.072 (0.176)	-3.802 (1.624)	-0.297 (0.144)	0.146 (1.824)	-0.585 (0.912)	2.937 (0.617)	3.670 (0.149)
常數	0.635 (10.857)	0.589 (7.903)	0.409 (2.740)	-0.906 (2.416)	0.063 (4.539)	0.822 (7.078)	2.576 (3.039)	5.330 (1.241)
R^2	0.223	0.048	0.126	0.015	0.187	0.042	0.040	0.037
d.f.	147	149	147	149	147	149	118	124

속변수로 사용할 때 부가가치액에 근거한 추정치보다 설명변수의 統計的 有意性이 높은 경향은 ATI, λ, S의 경우에도 마찬가지인데 이는 Caves and Barton(1990)의 결과와 매우 다른 점이며 劉承旻·李仁燦(1990) III章에서 *EFF(GO)*와 *EFF(VA)*간의 상관관계가 매우 낮다는 사실과 일치하는 결과이다.

따라서 우리는 최소한 사후적으로나마 종속변수의 선택에 관한 경험적 기준을 발견할 수 있다. 즉 附加價値額보다는 總生産額을 산출량변수로 사용하여 측정한 기술적 효율성의 추정치가 假說과 가장 잘 부합되며 그 중에서도 *EFF*가 가장 분명한 결과를 나타내었다. *EFF*가 確率的 生産境界에 대한 실제산출량의 비중을 평균적으로 나타내는 指標이기 때문에 이론적인 技術的 效率性에 가장 근사한 개념이며 따라서 *EFF*에 대한 결과는 다행스러운 것이다.

III. 技術的 效率性의 動態的 變化 : 1978~1988

技術的 效率性에 관한 대부분의 實證分析은 어느 특정한 시점의 통계만을 사용하기 때문에 기존문헌에서는 技術的 效率性이 시간변화

에 따라 어떠한 動態的 變化패턴을 보이는지에 대한 증거를 발견할 수 없었다. 더구나 기존의 연구는 각각 상이한 시점 및 상이한 국가에 관한 것이기 때문에 기술적 효율성의 尺度가 갖는 타당성과 「로버스트」性을 충분히 검증한 것은 아니다[29]. 따라서 기술적 효율성을 추정함에 있어서 사용된 計量模型, 推定方法과 誤差項의 分布에 대한 가정 등이 적절한 것인가에 대한 의문도 여전히 남는다고 볼 수 있다.

여기에서는 우리나라 製造業의 技術的 效率性 推定値가 1978~88년의 기간에 걸쳐 어떠한 변화패턴을 나타내는지를 살펴봄으로써 劉承旻·李仁燦(1990)에서 제시된 연구결과를 보완하고자 한다. 動態的 變化에 관한 기본적인 연구과제는 다음의 두가지로 압축된다. 첫째, 시간변화에 따라 기술적 효율성의 추정치는 산업내에서 혹은 산업간의 비교에서 어느 정도의 安定性(stability)을 나타내는가? 둘째, 動態的 變化패턴은 어떠한 요인들로 설명될 수 있는가? 본 논문에서는 이 중 첫번째 의문을 중심으로 經驗的 證據를 구한 뒤에 劉承旻·李仁燦(1990) 및 II章에서의 논의와 관련하여 이를 분석하고자 한다.

1. 效率性推定의 一貫性을 위한 考慮事項

상이한 시점에 대하여 技術的 效率性을 비교하기 위해서는 우선 비교가능한 추정치를 구하여야 하기 때문에 産出量과 投入量에 관한 연도별 통계가 동일하여야 한다. 따라서 통계의 가용여부에 따라서 技術的 效率性의 推定에 사용되는 생산함수의 구체적 형태가 결정된다. 본 논문에서 사용된 통계자료는 1978~88년간의 鑛工業(産業)센서스 및 鑛工業統計調査報告書이다. 우선 무엇보다도 동기간중의 모든 연도를 빠짐없이 포함시키는 것이 推定値의 動態的 安定性에 관한 증거의 不偏性(unbiasedness)을 제고할 것이기 때문에 중요하다고 판단된다.

生産函數의 구체적 형태를 결정함에 있어서는 劉承旻·李仁燦(1990), III章에서 주어진 超越로그生産函數의 세가지 형태를 기준으로 하되 최대한의 自由度를 확보할 수 있도록 한다. 1978~88년간의 鑛工業統計를 점검한 결과 總勞動時間(L)에 대한 통계가 미비된 경우가 발견되어 從業員數(N)를 勞動投入量의 측정치로 사용한다. 이에 따라 다음과 같은 超越로그生産函數를 사용하기로 한다[30].

$$\begin{aligned} ln(GO/N) = {} & a_0 + a_1 ln(K/N) \\ & + a_2 ln(N) + a_3 ln(M/N) \\ & + a_4 (ln(K/N))^2 + a_5 (ln(N))^2 \\ & + a_6 (ln(M/N))^2 \\ & + a_7 (ln(K/N))(ln(N)) \\ & + a_8 (ln(K/N))(ln(M/N)) \\ & + a_9 (ln(N))(ln(M/N)) \\ & + a_{10} X_1 + a_{11} X_2 + a_{12} X_3 + v - u \end{aligned}$$

技術的 效率性의 추정치가 측정오차에 매우 민감하기 때문에 劉承旻·李仁燦(1990)에서와 마찬가지로 여기에서는 統計上의 誤謬를 야기할 가능성이 매우 높은 事業體를 제외하는 것

29) Torii(1990)의 Monte Carlo實驗은 이러한 점에서 흥미있는 연구이다. 미국, 영국, 일본, 캐나다 등 국가별 연구의 비교에 대해서는 近刊 Caves(1991)를 참조할 것.

30) 각 변수의 정의 및 측정방법은 劉承旻·李仁燦(1990), III章에 상세히 기술되어 있다.

〈表 2〉 Ⅰ·Ⅱ型失敗産業과 推定産業의 年度別 分布

	標本産業數	Ⅰ型失敗	Ⅱ型失敗	推定産業	"공통된 産業數"[1]
1978	252	95(37.7)	34(13.5)	123(48.8)	285
1979	248	87(35.1)	53(21.4)	108(43.5)	285
1980	232	84(36.2)	42(18.1)	106(45.7)	285
1981	266	111(41.7)	51(19.2)	104(39.1)	285
1982	263	90(34.2)	58(22.1)	115(43.7)	285
1983	321	122(38.0)	49(15.3)	150(46.7)	391
1984	341	121(35.5)	67(19.6)	153(44.9)	391
1985	341	114(33.4)	76(22.3)	151(44.3)	391
1986	348	122(35.1)	62(17.8)	164(47.1)	391
1987	362	176(48.6)	64(17.7)	122(33.7)	391
1988	373	172(46.1)	65(17.4)	136(36.5)	391

註 : 1) "공통된 産業數"란 본문에서의 설명과 같이 1978~82년 및 1983~88년의 각 기간에 대하여 최소한 1回 이상 標本産業에 포함된 産業의 數임.

이 바람직하다. 이를 위하여 다음과 같은 통계자료의 편집기준을 정하고 해당하는 사업체를 모두 標本에서 제외시켰다.

(1) $N<5$ (2) $NP=0$ (3) $S=0$
(4) $K=0$ (5) $GO=0$ (6) $MC=0$
(7) $LPPAY=0$
(8) $(GO/N)>MEAN(GO/N)+4.5\cdot SD(GO/N)$[31]
(9) $(K/N)>MEAN(K/N)+4.5\cdot SD(K/N)$
(10) $(M/N)>MEAN(M/N)+4.5\cdot SD(M/N)$

이러한 編輯基準을 적용한 후 각 산업에 있어서 생산함수의 추정에 필요한 최소한의 自由度를 확보하기 위하여 15개 미만의 事業體를 갖는 모든 산업을 標本에서 제외하였는데 그 결과 〈附表 1〉에서와 같이 최종적으로 技術的 效率性의 추정에 사용될 事業體 및 産業의 標本을 각 연도에 대하여 구할 수 있다. 표본에 포함된 산업 및 사업체의 수는 꾸준한 증가추세를 보이고 있으나 1980년의 경우 마이너스의 경제성장은 표본의 크기를 급격히 감소시키고 있음을 알 수 있다.

〈附表 1〉에서 보듯이 1983년부터 산업수가 크게 증가한 것은 이때부터 새로운 KSIC分類體系가 적용되었기 때문이다. 산업분류체계의 이같은 변화는 1978~82년의 기간과 1983~88년의 기간을 두고 볼 때 산업의 1 : 1 대응을 어렵게 한다는 점에서 효율성 추정치의 動態的 分析에 심각한 문제점을 제기한다. 이 문제를 해결하기 위해서는 新産業分類를 舊分類로 전환시키든지 아니면 舊分類를 新分類로 전환시키는 수밖에 없을 것인데 구분류 산업이 복수의 신분류산업으로 재편된 경우가

31) $MEAN(\cdot)$과 $SD(\cdot)$는 각각 해당변수의 標本平均과 標本標準偏差를 나타낸다.

〈表 3〉 {*EFF, ATI, λ, S*}間 Spearman 相關係數의 安定性[1]

	Spearman 相關係數					
	(*EFF, ATI*)	(*EFF, λ*)	(*EFF, S*)	(*ATI, λ*)	(*ATI, S*)	(*λ, S*)
1978	-0.995	-0.789	0.871	0.767	-0.858	-1.00
1979	-0.886	-0.705	0.798	0.587	-0.679	-1.00
1980	-0.942	-0.767	0.872	0.692	-0.788	-1.00
1981	-0.953	-0.807	0.882	0.737	-0.835	-1.00
1982	-0.951	-0.768	0.879	0.752	-0.846	-1.00
1983	-0.944	-0.773	0.861	0.719	-0.815	-1.00
1984	-0.941	-0.757	0.829	0.670	-0.752	-1.00
1985	-0.959	-0.759	0.829	0.681	-0.769	-1.00
1986	-0.949	-0.738	0.861	0.640	-0.811	-1.00
1987	-0.970	-0.732	0.858	0.649	-0.822	-1.00
1988	-0.980	-0.792	0.900	0.718	-0.869	-1.00

註 : 1) 相關係數는 I型失敗產業(λ가 포함된 경우 I·II型失敗產業)을 제외하고 계산되었기 때문에 각 계수마다 사용된 산업수는 다소의 차이가 있음.

대부분이므로 본 연구에서는 經濟企劃院(1984)에 의거하여 前者의 방법을 채택하고자 한다[32].

2. 技術的 效率性의 動態的 安定性

위에서 제시된 超越로그生産函數에 대해 修正最小自乘法을 사용하여 생산경계를 추정한 결과 나타난 I型失敗, II型失敗 및 推定産業의 分布는 〈表 2〉에서와 같다. 특히 I型失敗産業과 推定産業이 표본산업 전체에서 차지하는 비중을 연도별로 비교해 볼 때 시간변화에 따라 일정한 추세를 나타내지는 않으며 1987, 1988년의 경우에는 I型失敗의 비중이 상당히 높은 것으로 나타난다. 〈表 2〉에서 "공통된 産業數"란 최소한 1回 이상 표본산업에 포함된 産業의 數가 1978~82년 기간중에는 285개, 1983~88년 기간중에는 391개임을 나타내는데 이러한 산업들은 각 연도별로 技術的 效率性의 추정치를 상호비교하기 위하여 추정치를 취합(pooling)할 때 필요한 것이다.

〈表 3〉에서는 劉承旻·李仁燦(1990), III章에서 언급한 效率性 尺度間의 Spearman 相關係數가 나타내는 상관관계가 시간변화에 따라 안정적인지를 보이고 있다. 〈表 3〉에서 쉽게 알 수 있듯이 이러한 尺度間의 상관관계는 매 연도마다 거의 유사하게 나타나기 때문에 技術的 效率性을 추정하기 위하여 제시한 생산함수가 동일한 한 效率性 尺度間의 선택은 중요하지 않다는 결론을 動態的 觀點에서도 확인할 수 있다.

效率性 推定値의 動態的 安定性을 살펴보기

32) 舊分類를 新分類로 변환시키는 방법은 하나의 舊分類産業을 복수의 新分類産業으로 구분함을 의미하므로 각 事業體에 관한 정확한 時系列資料가 없으면 불가능하다.

위해서는 우선 각 연도별로 標本産業의 집합이 상이하기 때문에 일관된 비교가 가능하도록 편집기준을 정하여 年度別·産業別 推定値를 정리할 필요가 있다. 특히 1983년 이후에는 新分類에 의거한 산업별 추정치를 갖기 때문에 이를 다음과 같은 과정을 거쳐 '聚合된 統計'(pooled data)를 舊分類基準으로 작성한다.

(1) 1978~82년 기간에 대해서는 〈表 2〉의 285개 산업의 연도별 추정치를 취합하여 285×5의 행렬을 작성한다.

(2) 1983~88년 기간에 대해서는 〈表 2〉의 391개 산업의 연도별 추정치를 취합하여 391×6의 행렬을 작성한다.

(3) 經濟企劃院(1984)에 의거, 285개 구분류산업에 대하여 신분류산업을 대응시키는 표를 작성한다.

(4) 285개의 구분류산업 중, (i) 1978~82년 기간중 최소한 1회 이상의 缺測値(missing observation)가 있거나 (ii) 1982~83년 사이의 사업체수 변화가 상기 절차 (3)에 따른 산업분류변환의 적합성에서 문제시됨을 보이는 산업을 제외시킨다.

(5) 상기 절차 (4)를 적용한 후 남는 구분류산업들에 대해서만 1983~88년 기간중의 효율성 추정치를 구분류에 따라 정리하되 복수의 신분류산업이 해당될 경우 事業體數를 가중치로 사용한 추정치의 加重平均을 사용한다[33].

(6) 1983~88년에 대해서 상기 절차들을 적용한 후에 여전히 1회 이상의 缺測値가 있는 산업을 제외한다.

이상의 기준들을 적용할 때 1978~88년의 전기간에 대하여 201개 산업의 效率性 推定値를 구할 수 있었으며 201×11의 행렬은 動態的 安定性의 분석을 위해 사용되는 추정치의 통계이다[34]. 〈附表 2〉에서는 각 연도별로 *EFF*의 경우에 대한 기본통계치를 수록하고 있다. 본 연구에서는 일단 *EFF*에 국한하여 動態的 安定性을 점검하기로 한다.

效率性 推定値의 動態的 安定性을 분석하기 위하여 먼저 각 산업에 있어서 1978~88년 기간중 'I型失敗年度'(type I failure years)를 나머지와 구분한 후 I型失敗가 아닌 연도에 대해서만 *EFF*의 평균을 구한다[35]. 201개 산업에 대하여 이렇게 구한 *EFF* 平均의 벡터를 *MEAN*, I型失敗年度의 벡터를 *NFYR*이라고 정의하고 技術的 效率性 推定値의 동태적 안정성을 〈表 4〉 및 〈表 5〉를 통하여 분석하고자 한다. 먼저 〈表 4〉에서는 1978~88년 기간중의 각 연도에 대하여 특정산업의 효율

33) 事業體數를 가중치로 사용하는 이유는 技術的 效率性의 추정치가 해당산업내의 모든 사업체에 대한 평균적인 기술적 효율성을 나타내며 이 경우 각 사업체의 규모(總生産額, 附加價値額, 雇傭 등)는 고려하지 않기 때문이다. 加重平均을 구할 때 *EFF* 및 *ATI*의 경우에는 I型失敗(λ의 경우 I·II型失敗)는 고려하지 않고 추정산업 및 II型失敗産業(λ의 경우 추정산업)의 추정치만을 사용한다. 그러나 복수의 新分類産業이 모두 I型失敗이거나 新·舊分類의 1:1 대응이 가능한 경우에는 新分類産業의 효율성 추정치를 그대로 사용한다.

34) Yoo(1990b), 附錄 I에서는 이러한 201×11의 추정치 행렬을 수록하고 있다.

35) 각 산업에 대하여 1978~88년간의 *EFF* 평균을 구함에 있어서 I型失敗産業을 제외하는 이유는 I型失敗가 높은 수준의 技術的 效率性을 나타낸다는 이론적 주장에 대한 경험적 증거가 아직도 부족하기 때문이다. 〈表 5〉에서는 *MEAN*과 *NFYR*의 상관관계를 보임으로써 이러한 증거를 발견하려고 한다.

성순위(*EFF*기준)가 그 다음해와 비교하여 얼마만큼 안정적인가를 Spearman 相關係數를 통하여 나타내고 있다. 또한 〈表 5〉에서는 위에서 정의된 *MEAN*벡터와 각 연도별 *EFF*벡터 및 *NFYR*간의 상관관계를 나타내는데 前者의 경우 1978~88년 기간중 特定産業의 평균적인 효율성 순위(*MEAN*)가 각 연도별로 얼마만큼 안정적으로 유지되는가를 나타내며 後者의 경우에는 I型失敗를 높은 技術的 效率性과 연계시키는 것이 어느 정도나 타당한가를 나타낸다.

〈表 4〉에 따르면 1978~88년의 전기간에 걸쳐 *EFF*의 추정치는 상당히 불안정적임을 알 수 있다. 특히 {1978, 1979} 및 {1980, 1981}의 相關系數는 거의 0에 가까운 값을 나타낸다. 이러한 충격적인 결과는 어느 시점에서 살펴본 技術的 效率性의 산업간 순위가 시간 변화에 따라 크게 뒤바뀜을 의미한다. 이에 대한 해석은 결국 두가지로 압축될 것인데 첫째, 진정한 의미의 기술적 효율성도 그 산업간 순위가 動態的으로 불안정한 부분이 있을 것이며, 둘째 본 연구가 채택한 計量模型, 推定方法, 誤差項의 분포에 대한 가정, 效率性의 척도 등의 방법론이 진정한 기술적 효율성의 수준을 올바르게 측정하지 못하기 때문에 이에 따른 偏倚推定値가 결국 動態的 不安定性으로 나타나는 부분이 있을 것이다. 어쨌든 〈表 4〉에 주어진 증거는 기존문헌의 靜態的 分析結果에 대하여 상당한 의문을 제기한다고 판단된다. 이는 또한 II章에서 시도된 기술적 효율성의 결정요인에 관한 분석결과가 시점의 선택에 대한 「로버스트」性을 갖지 못함을 시

〈表 4〉 技術的 效率性의 動態的 安定性 : 相關係數의 分析[1)]

Spearman 相關係數 : *EFF*의 경우									
78~79	79~80	80~81	81~82	82~83	83~84	84~85	85~86	86~87	87~88
0.066	0.292	0.050	0.296	0.235	0.333	0.298	0.343	0.347	0.281
0.542	0.005	0.652	0.004	0.019	0.001	0.001	0.002	0.001	0.010
89	92	85	94	99	103	114	115	95	84

註 : 1) 첫번째 行은 해당연도간의 Spearman相關係數를, 둘째 行은 相關係數에 대한 假說檢定의 有意水準을, 마지막 行은 사용된 産業의 數를 나타냄.

〈表 5〉 *MEAN*벡터의 動態的 安定性[1)]

*MEAN*과 年度別 *EFF*의 Spearman 相關係數										
*EFF*78	*EFF*79	*EFF*80	*EFF*81	*EFF*82	*EFF*83	*EFF*84	*EFF*85	*EFF*86	*EFF*87	*EFF*88	*NFYR*
0.4838	0.4837	0.4692	0.5441	0.5159	0.5777	0.5692	0.6519	0.6366	0.6634	0.6058	0.4235
0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
123	131	134	121	138	138	143	153	141	124	122	201

註 : 1) 각 行은 〈表 4〉에서와 동일함. *MEAN, NFYR*은 본문에서 정의된 201×1 벡터임.

사한다.

〈表 5〉의 실험결과는 각 산업에 대하여 *MEAN*이 나타내는 산업간 순위가 각 연도의 산업간 순위와 갖는 상관관계가 어느 정도 안정적임을 나타내고 있다. 즉 1978~88년을 통틀어 본 技術的 效率性의 산업간 순위는 어느 정도 안정적으로 유지되었음을 알 수 있다. 특히 중요한 사실은 이미 수차 언급한 바와 같이 I型失敗와 기술적 효율성의 관계에 대한 긍정적인 증거를 *MEAN*과 *NFYR*의 상관관계에서 확인할 수 있다는 점이다.

위의 〈表 4〉, 〈表 5〉의 결과는 산업간 效率性 順位가 동태적으로 어떻게 변화하는가를 나타내기 때문에 技術的 效率性의 산업내 변화추이를 보기 위하여 다음과 같이 간단한 '得點函數'(score function)를 정의하기로 한다. S_{it}를 산업 i의 t期의 歪度(S)값이라고 할 때 D_{it}는 다음과 같다.

$$D_{it}=\begin{cases}1, & S_{it}>S_{it-1}\text{일 경우, } i=1,2,\cdots,\\ & 201\ ;\ t=2,3,\cdots,11.\\ -1, & \text{기타}\end{cases}$$

$$D_i=\frac{1}{10}\sum_{t=2}^{11} D_{it}$$

〈表 6〉에서는 이와 같이 계산된 D_i의 구간별 분포를 나타내고 있는데 불안정성에 대한 〈表 4〉의 증거를 뒷받침하듯이 대부분의 산업들에 있어서 효율성 추정치의 上下變化가 심한 것으로 나타나며 그나마 어느 정도의 單調增加 혹은 單調減少를 나타내는 산업은 극히 일부분임을 알 수 있다.

〈表 6〉 D_i의 區間別 分布

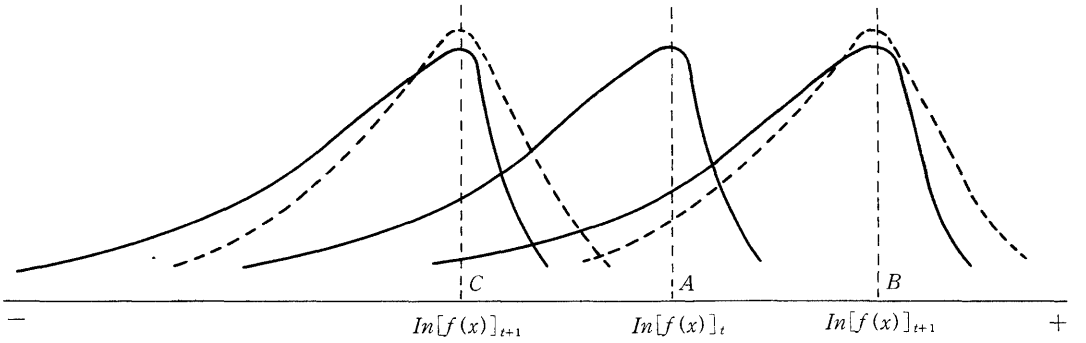
D_i값	産 業 數
-0.45~-0.25	14
-0.25~-0.05	42
-0.05~ 0.05	81
0.05~ 0.25	52
0.25~ 0.45	12
計	201

3. 效率性 尺度의 本質과 安定性의 關係

이상에서 살펴본 技術的 效率性의 不安定性을 설명하는 길은 첫째, 産出量-投入量의 공간에서 시간변화에 따라 공장들의 분포변화에 영향을 미치는 요인들은 모두 效率性 推定値의 不安定性을 설명하는 데 도움이 될 것이다. 이 경우 이러한 요인들에 관한 産業別 時系列資料를 사용하여야만 한다. 둘째, 效率性 尺度의 의미를 상세히 살펴봄으로써 動態的 不安定性이 발생할 소지가 효율성 척도 자체에도 있음을 알 수 있다. 여기에서는 後者의 경우에 대하여 논의를 집중한다.

확률적 경계생산함수를 修正最小自乘法으로 추정하여 얻은 $\hat{\sigma}_u$와 $\hat{\sigma}_v$의 추정치가 技術的 效率性의 수준을 결정하기 때문에 動態的 脈絡에 있어서도 t期와 $(t+1)$期의 기술적 효율성 수준은 결국 각 시점에서 공장들의 생산성 분포가 얼마만큼 非對稱的이며 이에 따라 추정된 $\hat{\sigma}_u$와 $\hat{\sigma}_v$의 값이 얼마인가에 달려 있다. 즉, 確率的 生産境界($ln[f(x)]+v$)의 決定的 核(deterministic kernel)에 해당하는 $ln[f(x)]$가 시간변화에 따라 증가 혹은 감소하는 것은 經驗的 分布의 非對稱性이 그대로 유지되는 한 효율성 추정치에 영향을 미치지 않는다.

[圖 1] 回歸分析殘差의 經驗的 分布와 技術的 效率性의 推定値



[圖 1]에서는 t期와 $(t+1)$期에 있어서 回歸分析殘差(regression residuals)의 경험적 분포를 나타내고 있다. 분석의 편의상 u와 v에 대한 劉承奎·李仁燦(1990)의 가정을 참작하여 생산경계를 중심으로 마이너스의 歪度를 갖는 單峰分布(unimodal distribution)를 상정한다[36]. A의 분포를 t期, B 혹은 C의 분포를 $(t+1)$期에 각각 해당한다고 할 때 $(t+1)$期의 분포가 실선인 경우와 같이 그 형태를 그대로 유지하는 한 t期의 효율성 추정치(EFF_t)와 $(t+1)$期의 추정치(EFF_{t+1})는 동일한 값을 갖게 된다. 그러나 $(t+1)$期의 분포가 點線의 경우와 같이 나타날 경우 歪度의 차이에 따라 EFF_{t+1}이 EFF_t보다 큰 값을 갖는다. 이는 生産境界의 증감에 관계없이 성립할 것이며 $(t+1)$期의 생산경계가 下向移動할 경우에도 기술적 효율성이 증가하는 바람직하지 못한 결론에 도달하게 된다. 따라서 분포의 歪度나 非對稱性에만 의존하는 효율성의 추정치는 技術進步, 要素市場의 변화 등 실로 다양한 요인에 의한 生産境界의 움직임을 무시하기 때문에 어떤 의미에서는 靜態的 分析에만 적합한 개념이라고 볼 수 있다.

이상과 같은 效率性 尺度의 특성은 $\{EFF, ATI, \lambda, S\}$ 중 ATI를 제외한 나머지에 대해서는 그대로 적용될 것이다. 그러나 ATI의 경우에는 平均産出量을 고려하고 있기 때문에 生産境界가 시간이 지남에 따라 上向移動하면 기술적 효율성도 증가하는 것으로 나타난다[37]. 그러나 ATI의 이러한 특성이 기술적 효율성의 動態的 安定性을 어느 정도 회복시키는지는 미지수이다. <表 7>과 <表 8>은 ATI에 대하여 <表 4>, <表 5>를 다시 계산한 결과인데 動態的 安定性은 여전히 약한 것

36) [圖 1]에서 수평축이 산출량을 표시하도록 함으로써 자연히 t期와 $(t+1)$期의 분포가 그 위치를 달리할 것이다. 만약 回歸分析의 殘差(e_t)를 기준으로 한다면 이러한 生産境界의 移動을 표시할 수 없다.

37) 확률적 경계생산함수 "$ln(y)=ln[f(x)]+v-u$"를 표본에 대하여 평균을 구하면 "$\overline{ln(y)}=\overline{ln[f(x)]}-\sigma_u\sqrt{\frac{2}{\pi}}$"이다. 따라서 ATI의 추정치 $\hat{ATI}$는 다음과 같다.

$$\hat{ATI}=\frac{\sigma_u\sqrt{\frac{2}{\pi}}}{\overline{ln[f(x)]}}$$

〈表 7〉 技術的 效率性의 動態的 安定性 : ATI의 경우[1)]

Spearman 相關係數									
78~79	79~80	80~81	81~82	82~83	83~84	84~85	85~86	86~87	87~88
0.079	0.337	0.156	0.346	0.262	0.410	0.397	0.390	0.401	0.338
0.462	0.001	0.153	0.0006	0.009	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0016
89	92	85	94	99	103	114	115	95	84

註 : 1) 각 行은 〈表 4〉에서와 동일함.

〈表 8〉 $MEAN$벡터의 動態的 安定性 : ATI의 경우

$ATI78$	$ATI79$	$ATI80$	$ATI81$	$ATI82$	$ATI83$	$ATI84$	$ATI85$	$ATI86$	$ATI87$	$ATI88$	$NFYR$
0.3984	0.6197	0.5661	0.6169	0.5656	0.5434	0.6883	0.6678	0.6354	0.6689	0.6101	0.4454
0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
123	131	134	121	138	138	143	153	146	124	122	200

註 : 1) 각 行은 〈表 4〉에서와 동일함.

으로 나타나지만 生産境界의 動態的 變化를 감안하기 때문에 상관계수가 〈表 4〉와 〈表 5〉의 경우보다 일관성있게 높게 나타난 사실에 주목한다. 〈表 7〉 및 〈表 8〉이 生産境界의 動態的 變化를 고려했음에도 불구하고 技術的 效率性의 推定値는 여전히 상당한 不安定性을 나타내기 때문에 그만큼의 불안정성에 대한 설명은 연구과제로 남는다.

IV. 結論 및 向後課題

본 논문은 拙稿, 劉承旻·李仁燦(1990)에서 시도된 우리나라 製造業의 産業別 技術的 效率性에 관한 연구를 토대로, 추정된 技術的 效率性의 産業間 隔差를 설명할 수 있는 經驗的 證據를 구하고 기술적 효율성의 추정치가 어느 정도의 動態的 安定性을 갖는가를 분석하고 있다. 먼저 기술적 효율성의 決定要因에 관한 回歸分析의 결과는 美國과 日本에 대한 유사한 연구와 비교해 볼 때 공통점과 차이점을 동시에 가지고 있다.

國際比較에서 발견되는 공통점은 技術的 效率性과 産業組織的 特性이 갖는 관계가 經濟規模나 發展段階의 차이에도 불구하고 「로버스트」性을 갖고 일반원칙을 支持하는 증거가 된다는 점에서 매우 중요한 발견이 아닐 수 없다. 이러한 공통점의 대표적인 사항으로는 生産規模, 生産의 特化度 등이 기술적 효율성에 대하여 갖는 뚜렷한 正의 효과, 資本-勞動比率의 차이와 같이 산업내 사업체들의 異質

性이 기술적 효율성에 대하여 갖는 負의 효과, 그리고 企業集中率이 線型보다는 二次型의 관계를 통하여 기술적 효율성과 뚜렷한 관계를 가짐으로써 기술적 효율성은 獨寡占度가 중간정도의 산업에서 가장 높게 나타난 점 등이라고 할 수 있다. 이러한 經驗的 證據는 각각의 설명변수에 대하여 여러 차원에서 제시된 假說을 뒷받침하고 있다.

그러나 우리나라의 경우 回歸分析結果는 상당한 차이점 또한 보여주고 있다. 첫째, 외국의 경우와는 달리 附加價値額보다는 總生産額을 기준으로 추정한 技術的 效率性이 諸假說이 주장하는 바에 보다 근접한 결과를 나타낸 점, 둘째 자본의 「빈티지」效果, 研究開發比重, 委託修理比重, 海外競爭의 도입 등의 경우 그 설명력이 매우 약한 결과를 나타낸 점 등이 중요한 차이점으로 지적된다. 그러나 차이점을 나타내는 설명변수의 경우는 변수의 측정과정에서 대부분 상당한 정도의 測定誤差가 발생할 수 있는 여지가 있었기 때문에 이러한 결과가 우리나라 産業組織의 특수성에 대한 명백한 증거라고 받아들이기는 곤란하다.

技術的 效率性의 決定要因分析을 위한 回歸分析은 諸假說의 대부분이 외국의 旣存文獻에 의존하기 때문에 우리나라의 産業組織에 고유한 假說을 발굴하고 검증하려는 노력이 부족하다는 비판을 면하기 어렵다. 이러한 비판은 물론 대단히 중요하며 特殊性을 부각시키려는 노력은 매우 유익할 것이나 우리나라의 特殊性이 과장될 필요는 없다고 판단된다. 본 논문에서 보았듯이 競爭條件, 異質性, 變化 및 革新, 多邊化·生産規模 등의 組織的 特性에 관한 假說들은 모두 우리나라에 대해서도 다소 내용을 달리하면서 적용될 수 있으며 假說의 시사점 또한 매우 중요한 것이다.

그럼에도 불구하고 본 논문에서 결여되었지만 고려되어야 할 特殊性이 있다면 그것은 무엇인가? 선진국의 경우와는 달리 高速成長過程에서 技術水準·經營形態 등에서 상당한 격차를 나타내는 事業體들이 동일한 산업에 속해 있다는 사실, 財閥(대규모기업집단)이 여러 산업에서 중요한 비중을 점유한다는 점, 기타 制度環境要因이 선진국과 상이하다는 점 등이 추가적으로 고려될 수 있을 것이다. 물론 이들 중 상당부분은 이미 본 논문의 分析結果와 중복될 것이나 제도환경의 차이는 우리나라의 경우 중요한 特殊性으로 부각될 수 있다[38].

회귀분석의 결과는 劉承旻·李仁燦(1990)에서 유보되었던 효율성 척도간의 선택이라는 문제에 대한 事後的인 기준을 제공하고 있다. 즉, 附加價値額보다는 總生産額에 근거한 기술적 효율성이 보다 諸假說에 부합되며 λ, S

38) Lee(1986)는 制度環境의 차이와 관련하여 銀行의 長·短期貸出과 外國借款이 각 산업에 얼마만큼 배당되는가에 따라 技術的 效率性이 영향을 받을 수 있음을 보이고 있는데 이는 본 논문의 결과에 비추어 주목할 만한 사실이다. Lee에 따르면 우리나라에 있어서는 信用의 割當(credit rationing)이 중요한 市場歪曲要因인데 低利의 信用이 사업의 성공을 좌우할 만큼 중요하기 때문에 기업은 이를 확보하기 위한 競爭에 자원을 낭비하고 또한 이에 성공한 기업일수록 經營의 弛緩 등에 따른 X-非效率性이 커져서 기술적 非效率性을 초래함을 보이고 있다. 본 연구에서는 『企業經營分析』의 貸出 및 借款에 관한 통계를 KSIC 細細分類로 변환한 후 $EFF(GO)$ 및 $EFF(VA)$와의 回歸分析을 시도했으나 종속변수의 차이와 산업분류의 변환에서 발생한 測定誤差로 인하여 Lee의 假說을 뒷받침할 만한 증거를 찾지 못했다.

와 같이 간접적으로 기술적 효율성을 측정하는 것보다는 *EFF, ATI*와 같이 技術的 (非) 效率性으로서 보다 직접적인 의미를 갖는 效率性 尺度가 諸假說의 주장에 더욱 근접한 결과를 나타내는 것은 바람직한 결과이다.

본 논문에서는 또한 기술적 효율성의 추정치가 동태적으로 어느 정도 安定的인지에 대한 분석을 시도하였는데 분석결과에 따르면 기술적 효율성은 시간변화에 따라 상당한 不安定性을 나타내었다. 그러나 이 경우에도 {*EFF, λ, S*}와 같이 産出量-投入量의 공간에서 사업체들이 갖는 經驗的 分布의 歪度 혹은 非對稱性에만 의존하는 效率性 尺度보다는 時間變化에 따른 生産境界의 移動까지 고려하는 *ATI*의 경우 動態的 安定性이 다소 회복되는 결과를 보임으로써 기술적 효율성의 동태적인 분석을 위해서는 *ATI*와 같은 척도가 바람직하다는 결론을 유도하고 있다.

그러나 生産境界의 動態的 變化를 고려하는 경우에도 여전히 상당한 수준의 不安定性이 발견되기 때문에 技術的 效率性의 動態的 變化패턴을 설명하는 것은 未決課題로 남는다. 이 경우 安定性을 檢定하는 방법을 개선하여야 할 것이며 이와 동시에 관측된 사업체들의 經驗的 分布가 동태적으로 그 형태를 달리하는 현상을 설명할 수 있는 요인에 관한 이론적·경험적 연구가 필요하다. 물론 II章의 回歸分析에서 제시된 설명변수가 이러한 요인과 깊은 관련이 있을 것으로 판단된다.

마지막으로 언급되어야 할 점은 우리나라 製造業 중 본 논문의 標本에서 제외된 産業들이다. 이들은 주로 事業體數가 적고 企業集中率이 상당히 높은 산업들인데 제외된 124개의 산업들(전체 제조업의 31.9%)이 전체 제조업에서 出荷額基準으로 20.8%, 附加價値額基準으로 19.5%, 雇傭基準으로 5.9%를 차지한 점으로 미루어 본 논문의 결론이 우리나라 製造業에 대하여 상당한 타당성을 유지할 것으로 기대된다. 그러나 標本에서 제외된 산업들은 대부분 企業集中率이 높고 資本集約的인 産業이라는 특징을 갖는만큼 이 산업들에 관한 별도의 분석 또한 중요한 硏究課題가 될 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『韓國標準産業分類』, 1984.

金光錫·洪性德, 『名目 및 實效保護率 構造의 長期的 變化』, 硏究調査報告 第82-02卷, 韓國開發硏究院, 1982.

劉承旻, 「貿易과 産業組織의 連繫性에 관한 考察」, 『韓國開發硏究』, 第10卷 3號, 1988, pp. 65~94.

劉承旻·李仁燦, 「韓國製造業의 技術的 效率性 : 産業別 技術的 效率性의 推定」, 『韓國開發硏究』, 第12卷 2號, 1990, pp. 51~79.

李奎億·李在亨·金周勳, 『市場과 市場構造』, 硏究調査報告 第82-06卷, 韓國開發硏究院, 1984.

植草益·鳥居昭夫, 「日本の製造業における技術非效率水準の決定要因」, 經濟政策學會關東部會報告要旨, 1987.

Caves, Richard E. and David Barton, *Effi-*

ciency in U.S. Manufacturing Industries, The MIT Press, 1990.

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

Harberger, Arnold C., "Monopoly and Resource Allocation," *American Economic Review*, 44, 1954, pp.77~89.

Leibenstein, Harvey, "Allocative Efficiency vs. X-Efficiency," *American Economic Review*, 56, 1966, pp.385~415.

————, "Competition and X-efficiency : Reply," *Journal of Political Economy*, 81, 1973, pp.763~777.

Lee, Jaymin, "Market Performance in an Open Developing Economy : Technical and Allocative Efficiencies of Korean Industries," *Journal of Industrial Economics*, 35, 1986, pp. 81~96.

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

Torii, Akio, "Technical Efficiency in Japanese Industries," A Paper Presented at the International Conference on Technical Efficiency, Harvard University, September 6-8, 1990.

Yoo, Seong Min, "Technical Efficiency in Korea's Manufacturing Industries," A Paper Presented at the International Conference on Technical Efficiency, Harvard University, Sep. 6-8, 1990a.

————, "Changes Over Time in the Technical Efficiency of Korea's Manufacturing Industries, 1978~87 : Exploratory Analyses," A Paper Presented at the International Conference on Technical Efficiency, Harvard University, September 6-8, 1990b.

〈附表 1〉 標本統計의 編輯[1)]

	原資料	編輯基準의 적용후	"事業體數<15" 적용후
1978	29,864(389)	24,417(367)	23,657(252)
1979	31,804(389)	27,379(375)	26,460(248)
1980	30,823(389)	19,268(369)	18,304(232)
1981	33,431(392)	27,915(382)	27,087(266)
1982	36,799(393)	29,933(379)	29,071(263)
1983	39,243(507)	31,544(484)	30,376(321)
1984	41,549(506)	33,759(488)	32,714(341)
1985	44,039(506)	35,280(488)	34,230(341)
1986	50,063(512)	39,554(489)	38,516(348)
1987	54,389(512)	42,960(491)	42,012(362)
1988	59,928(512)	47,395(498)	46,446(373)

註 : 1) 첫번째 숫자는 事業體數를, ( )안의 숫자는 産業數를 나타냄. "事業體數"는 편집기준 적용후 각 산업에 남은 事業體數임.

〈附表 2〉 年度別 *EFF*의 基本統計値

	産業數[1)]	平 均	標準偏差	最小값	中央값	最大값
1978	123	0.731	0.114	0.463	0.743	0.959
1979	131	0.701	0.109	0.373	0.703	0.947
1980	134	0.702	0.123	0.377	0.719	0.958
1981	121	0.716	0.139	0.377	0.742	0.961
1982	138	0.727	0.117	0.434	0.735	0.963
1983	138	0.722	0.122	0.370	0.741	0.963
1984	143	0.700	0.114	0.429	0.709	0.962
1985	153	0.703	0.118	0.411	0.697	0.943
1986	146	0.699	0.126	0.385	0.713	0.939
1987	124	0.723	0.123	0.460	0.729	0.903
1988	122	0.716	0.122	0.365	0.733	0.937

註 : 1) "産業數"에는 I型失敗産業이 제외되었음.

生産模型을 利用한 輸出·輸入函數의 價格彈性値 推定

李 弘 求

輸出·輸入量이 여러 變數들에 의해서 同時的으로 決定되는 경우 輸出·輸入函數를 獨立的으로 推定하는 것보다는 이들을 다른 경제활동수준과 함께 同時的으로 推定하는 것이 보다 바람직하다. 本稿에서는 이에 착안하여 生産模型에 근거한 輸出·輸入函數의 價格彈性値를 推定하였다. 生産模型에서 輸出財는 生産部門의 産出物로, 輸入財는 投入物로 想定되며 이러한 生産部門을 分析하고 模型化하는 데 GNP函數가 사용된다. GNP函數에 弱分離性 制約이 가해지면 生産模型의 供給·需要體系에 관한 미시적 정보를 사용하여 이로부터 보다 細分된 輸出·輸入項目別 價格彈性値를 도출할 수 있다.

本稿는 GNP函數가 弱分離性을 가질 때, 二段階極大化 過程을 통해서 얻을 수 있는 輸出供給·輸入需要·國內供給·勞動需要의 價格彈性値와 세분된 輸出·輸入項目의 價格彈性値를 추정하였다. 上部模型의 推定에서는 國內供給과 輸出供給은 서로 代替關係, 輸入需要와 勞動需要는 補完關係에 있으며, 投入要素로서 勞動과 輸入財는 각각 國內供給 및 輸出供給과 서로 補完關係에 있는 것으로 나타났다. 下部模型에서는 細分된 輸出·輸入項目들 상호간에는 代替·補完關係가 동시에 나타나는 것으로 추정되었다.

Ⅰ. 序 論

輸入需要 및 輸出供給函數 推定에서 輸入 및 輸出은 實質所得과 交易財 相互間 相對價格의 函數로 想定되는 것이 보편적 현상이다. 즉 輸入量은 國內需要의 크기에 의해서 결정되고, 輸出量은 海外需要의 크기에 따라 결정된다는 것이다. 그러나 이와 같은 假定은 輸入國이 언제나 小國인 경우에만 타당하다. 어떤 國家가 小國이라고 하면 이 나라의 輸入需要는 國內需要의 크기에 좌우되겠지만, 이 나라의 輸出供給은 海外需要의 크기에 따라 결정되는 것이 아니라 生産供給能力에 의해 결

筆者 : 本院 硏究委員

* 草稿를 읽고 유익한 논평을 해주신 朴俊卿, 兪正鎬, 李元暎, 左承喜 博士께 감사드리고 國際經濟室 워크샵 참석자와 원고를 정리해 준 朴恩姬 양에게 감사드린다.

정되는 것이다. 왜냐하면 海外需要가 輸出量을 좌우한다는 것은 국내생산공급능력이 國際價格에서 無限彈力的이고 外國(the rest of the world)은 小國인 것처럼 행동한다는 것을 의미하기 때문이다. 따라서 어떤 국가가 小國이라고 한다면, 이 나라는 수출과 수입 모든 면에서 市場支配力을 갖지 않아야 하는데, 이 경우 輸入은 國內需要가 결정하지만 輸出은 國內供給條件이 결정하는 것이다.

이와 같이 特定國家가 輸入·輸出市場에서 價格決定力을 갖지 못하는 新古典派의 小國에 해당되고, 이 나라의 輸出·輸入水準이 여러 要素의 영향에 의해서 同時的으로 결정된다고 하면, 통상의 경우처럼 輸出·輸入函數를 분리해서 獨立的으로 推定하는 것보다 輸出·輸入水準이 다른 經濟活動水準과 함께 결정되는 生產模型分析을 利用하는 것이 보다 바람직할 것이다. 왜냐하면 新古典派의 小國模型에서는 輸出·輸入價格은 外生變數(國際價格)로 주어지며 輸入需要와 輸出供給은 國內賦存生產要素의 크기와 國際價格의 등락에 따라 變動하는데, 生產者들의 生產量決定이 消費者들의 消費水準決定에 의해 영향을 받지 않는다면 國際價格의 변화, 關稅率의 변화, 賦存生產要素의 변화와 같은 外生變數의 變化가 輸出·輸入에 미치는 影響分析은 生產部門만을 고려하는 것으로 충분하기 때문이다.

生產部門分析의 특징은 交易財를 生產部門의 產出物과 投入物로 간주하는 것이다. 즉 輸入財는 生產部門의 投入物로 사용되고 消費財로는 사용되지 않는 中間財로 간주되며, 輸出財는 國內消費와 投資를 위해 사용되는 國內財와는 구분되는 產出物로 간주된다. 輸入財가 中間財로 간주될 수 있는 까닭은 대부분의 경제에서 半製品이나 投資財 輸入이 總輸入에서 차지하는 比重이 높고, 最終 消費用 輸入品이라고 하여도 그것이 실수요자에게 도달하기까지는 輸送·流通의 過程을 거쳐야 하기 때문에 生產部門을 경유하지 않을 수 없다는 데에 있다[1].

生產部門을 分析하고 模型化하는 데는 GNP函數가 分析道具로 매우 유용하게 쓰인다. GNP函數에 分離性制約(separability)을 가하면 變數들의 統合이 용이해지고, GNP函數로부터 需要供給體系의 고유한 미시경제적 정보를 導出하여 分析에 利用하는 것이 가능해지기 때문이다. 먼저 分離性制約을 가진 GNP函數는 生產部門分析에서 필수적으로 해결해야 하는 變數들의 統合(aggregation)을 용이하게 한다. 많은 상품들을 소수의 집단으로 統合하고 이들의 價格指數 및 數量指數를 統合變數로 사용하기 위한 統合方法으로 가장 널리 사용되는 것으로는 Hicks 統合과 Leontief 統合이 있다[2]. 그러나 Hicks와 Leontief의 方法이 항상 여의치는 않기 때문에 函數統合(functional aggregation)이 필요할 때가 있다. 이것은 需要·供給函數가 그것들로부터 誘導되는 效用函數 또는 利潤函數에

1) 生產部門分析의 妥當性은 Burgess(1974)와 Kohli(1978)가 비교적 자세하게 논의하고 있다. 輸入財는 勞動 또는 資本과 같은 1次投入物과는 다른 中間投入物로서 生產過程에 投入되는데 한국의 경우 中間投入物로서 輸入財의 比重은 최근 20여년간 80~90%를 차지하고 있어 生產分析의 가정을 충분히 뒷받침한다고 할 수 있다.

2) Hicks의 方法은 價格이 서로 같은 방향으로 변화하는 變數들을 묶어서 하나의 變數인 것처럼 想定하는 것이고, Leontief의 方法은 數量이 같은 비율로 변화하는 變數들을 묶어서 하나의 變數인 것으로 假定하는 것이다.

分離性制約을 가하여 函數들이 統合變數들로 分離可能하게 하는 것이다. 예를 들면 效用函數를 輸入品과 國內生產品의 分離函數로 변환시키거나, 利潤函數를 投入物과 產出物로 분리시켜 函數統合을 이루는 것인데, GNP函數는 制約利潤函數로서 分離性制約이 가해지면 函數統合을 수월하게 한다. 이와 같은 函數的 制約은 價格指數나 數量指數가 統合以前 個別變數가 지니고 있었던 모든 情報를 喪失하지 않게 할 뿐만 아니라, 多段階豫算運用(decentralized budgeting)이나 多段階極大化를 가능케 하며 變數들 사이의 代替彈力性 推定을 용이하게 한다. 한편 生產部門의 構造 특히 需要·供給體系의 性質에 관한 理論的 情報를 활용하고, 需要·供給函數의 伸縮性을 확보하는 것이 模型의 推定에 있어 매우 중요한 과제인데, GNP函數는 生產部門에 관한 微視經濟理論的 情報를 추정과정에 적용시키는 것을 용이하게 하며, 통상의 推定方法이 生產部門의 構造的 特徵을 看過하는 短點을 극복하고 있다.

本稿는 Burgess(1974)-Kohli(1978)-Diewert/Morrison(1988)-Lawrence(1989) 系列의 硏究에 근거한 것으로, 生產部門分析에 바탕을 둔 韓國의 輸出·輸入函數의 價格彈性値를 推定하고 있다. 本稿에서는 生產部門 全般의 특징을 반영하고 있는 GNP函數, 즉 制約利潤函數가 사용되고 있으며 輸出供給·輸入需要가 다른 生產活動, 즉 國內供給과 勞動需要와 함께 產出物 또는 投入物로서 파악되고 있다. II章에서는 輸出供給과 輸入需要 推定模型設定에 이용될 生產模型과 推定에 사용될 구체적 伸縮函數가 소개되고 있으며, III章에서는 線型推定이 伸縮函數가 지니고 있는 陽半定符號條件을 充足시키지 못하기 때문에 발생하는 문제를 해결하기 위하여 曲率條件制約下에서 非線型回歸分析이 시도되고 있다. IV章에는 推定結果에 입각한 生產部門의 價格彈性値가 도출되어 있으며, V章에는 結論이 수록되어 있다. 本稿의 生產部門分析은 生產者의 短期 利潤極大化行爲에 바탕을 둔 것으로 生產技術, 價格, 貿易의 相互關係를 雙對(duality) 理論에 의거해서 추정하고 있다. 그리고 輸出供給과 國內供給은 生產關係의 產出物로, 輸入需要와 勞動需要는 可變生產要素로 資本은 固定生產要素로 想定되어 있다. 따라서 雇傭關係에 있어서는 失業이 가능한 것으로 想定되고 있으나 資本蓄積過程과 그것이 生產部門에 미치는 영향은 고려되지 않고 있다.

II. 生產模型

生產模型은 完全競爭的인 商品市場과 要素市場에서 利潤極大化를 추구하는 企業들로 구성된다. 企業들은 주어진 賦存生產要素와 價格制約下에서 利潤極大化를 가져오는 수준에서 產出物과 投入物의 適正規模를 결정한다. 生產要素들은 자유롭게 이동할 수 있으며, 生產要素의 價格과 生產要素의 限界生產力이 같아지는 수준에서 要素投入量이 결정된다. 生產要素로는 勞動과 資本이 投入되는데, 資本投入量은 短期的으로 고정되어 있으며, 勞動投入量은 變動하는 것으로 假定한다. 즉 生產者들은 주어진 賃金水準에서 雇傭量을 어떤 수준으로 할 것인지를 결정하는데, 이와 같은

假定은 完全雇傭下에서 賃金水準이 均衡을 찾아간다는 假定보다 타당한 듯하다. 生産函數에는 勞動·資本과 함께 輸入財가 投入要素로, 輸出財와 國內財는 産出物로 표시된다. 生産可能集合은 實現可能한 投入物과 産出物의 組合으로 定義되고, 이것은 또한 新古典派 生産理論의 正常條件 — 자유처분(free disposal)이 가능하고, 限界代替率(marginal rate of substitution)과 限界變換率(marginal rate of transformation)이 增加하지 않고, 주어진 賦存生産要素에 대해서 生産可能領域은 境界(bounded from above)가 있다는 것과 같은 條件—들을 만족시킨다고 假定한다. 이와 같이 想定된 生産模型의 均衡條件은 生産技術, 賦存生産要素, 投入·産出物의 價格 등이 주어졌을 때 生産可能集合으로부터 유도된 GNP函數를 極大化하는 問題와 같게 된다[3]. 따라서 生産部門의 完全競爭 均衡條件으로부터 도출되는 성질들은 間接目的函數인 GNP函數의 性質들과 동일하다.

어떤 時點의 生産可能集合을 $T=\{(X,K)\}$로 표시하자. 여기서 X는 純産出量을 나타내는 벡터로서 陽數는 産出物을, 陰數는 投入物을 나타내고, K는 固定生産要素를 나타내는 벡터로서 여기서는 資本스톡을 나타낸다. 매 時點에서 資本스톡은 고정되어 있다고 가정했기 때문에 分析模型에서는 資本蓄積過程이 고려되고 있지 않다. 주어진 純産出物價格을 벡터 P로 표시하면 生産部門의 制約利潤函數 또는 GNP函數는 다음과 같이 定義된다.

$$G(P;K)=\max_{x}\{P\cdot X:(X,K)\subset T,\ P\gg 0\} \quad \cdots\cdots(1)$$

이와 같이 定義된 GNP函數는 價格에 대해서 ① 1次同次函數, ② 單調增加(産出物) 또는 單調減少(投入物), ③ 볼록函數(convex)의 性質을, 固定生産要素에 대해서 ① 1次同次函數, ② 單調增加, ③ 오목函數(concave)의 성질을 만족시킨다[4]. 그리고 GNP函數가 價格에 대해서 微分可能한 경우 Hotelling 定理를 이용하면 純産出物벡터를 다음과 같이 誘導할 수 있다.

$$X(P;K)=G_p(P;K) \quad \cdots\cdots(2)$$

여기서 $G_p(P;K)=\partial G(P;K)/\partial P$로 定義된다. 또한 資本스톡에 대해서 1次同次를 假定한다면 GNP函數로 정의된 制約利潤函數를 資本스톡으로 나눔으로써 單位資本스톡에 대응하는 單位利潤函數를 導出할 수 있다.

式 (2)에서와 같이 誘導된 純産出物들은 실제로 많은 下位構成要素들의 集合이라고 할 수 있다. 예를 들어 輸出供給 또는 輸入需要가 式 (2)의 純産出物벡터의 요소라고 가정하고 輸出供給 또는 輸入需要를 SITC 2單位分類法으로 再構成하면 製造業의 總輸出 또는 總輸入은 SITC 2單位로 분류된 部門別 輸出

3) Woodland(1982)는 分權化된 生産行爲決定으로 생산부문의 均衡産出物量은 生産可能集合으로 定義된 GNP函數를 極大化시킨다는 것을 보여주고 있다. 그리고 이와 같이 도출된 GNP函數는 價格과 生産要素가 주어졌을 때 最小要素支給總額과도 일치한다. 本稿에서는 이것에 착안하여 매 時點에서 投入되는 資本스톡의 부가가치가 GNP에서 資本을 제외한 다른 生産要素에 귀속되는 要素所得을 뺀 값과 일치되도록 資本스톡의 數量을 再調整하였다(資本費用은 다른 要素費用과 마찬가지로 주어진 것으로 가정하였다).

4) GNP函數의 性質에 관해서는 Woodland(1982)가 구체적으로 서술하고 있다.

또는 輸入의 合計인 것이다. 따라서 式 (1)과 같은 利潤函數는 個別企業들이 SITC 2單位의 構成을 最適化시킨 결과라고 할 수 있다. 그런데 GNP函數에 弱分離性制約이 가해지면 個別企業의 利潤極大化過程은 二段階 過程으로 再構成될 수 있다. 즉 첫째 段階에서 式 (2)에서 도출된 것과 같이 총수출 또는 총수입 수준이 결정되면, 둘째 段階에서는 總輸出 또는 總輸入水準이 주어진 상태에서 總輸出 또는 總輸入의 構成要素들의 利潤이 極大化되는 것이다[5].

式 (2)에서와 같이 유도된 純產出物 각각에 대해서 下位構成要素를 想定하고 二段階極大化過程을 검토할 수 있겠으나, 本稿에서는 輸出·輸入 構成集團에 초점을 맞추기 위해서 輸出·輸入에만 下位構成要素가 있는 것으로 상정하였다. 따라서 총수출·총수입은 한 단계 더 細分된 부문별 수출·수입의 합으로 표시되며, 細分된 구성요소들의 價格이 外生的으로 주어진 경우에도 총수출·총수입의 가격지수는 內生變數로 규정되는 것이다.

總輸出·總輸入의 下部構造를 살펴보기 위해서 이들이 N개의 構成要素로 되어 있다고 가정하면 式 (2)에서 총수출(X_i)·총수입(X_j)은

$$X_i(\cdots;K)=G_{p_i}(p_1\cdots\ q_1\cdots q_N,\ \bar{q}_1\cdots\bar{q}_N,\ \cdots p_m;K) \quad \cdots\cdots(2)'$$

$$X_j(\cdots;K)=G_{p_j}(p_1\cdots\ q_1\cdots q_N,\ \bar{q}_1\cdots\bar{q}_N,\ \cdots p_m;K) \quad \cdots\cdots(2)''$$

와 같이 표시될 수 있다. 또한 同次的 弱分離性(homothetic weak separability) 假定下에서 式 (2)'와 式 (2)''은

$$X_i(\cdots;K)=G_{p_i}(p_1\cdots\ p_i(q_1\cdots q_N),\ p_j(\bar{q}_1\cdots\bar{q}_N)\cdots p_m;K) \quad \cdots\cdots(2)\mathrm{A}$$

$$X_j(\cdots;K)=G_{p_j}(p_1\cdots\ p_i(q_1\cdots q_N),\ p_j(\bar{q}_1\cdots\bar{q}_N)\ \cdots p_m;K) \quad \cdots\cdots(2)\mathrm{B}$$

와 같이 표시된다. 여기서 p_i는 輸出價格指數, p_j는 輸入價格指數를 나타낸다.

輸出·輸入價格指數 p_i, p_j는 單位輸出·輸入에 대한 "價格"이라고 할 수 있으며 이들은 또한 單位輸出·輸入量에 대한 "收入"이라고도 할 수 있다. 따라서 이윤함수가 微分可能할 때 사용될 수 있는 Hotelling 定理가 p_i, p_j에 대해서도 적용될 수 있으며, 輸出·輸入의 下位構成要素가 輸出·輸入價格指數의 導函數로 誘導될 수 있는 것이다.

生產模型을 實證分析하기 위해서는 구체적인 利潤函數(GNP函數)를 想定할 필요가 있다. 그런데 生產部門의 計量模型에 사용되는 利潤函數의 형태는 生產函數 分析目的[6]에 符

---

5) 生產函數 $Q=f(E_1\cdots E_k,\ F_1\cdots F_l,\ G_1\cdots G_M,\ H_1\cdots H_N)$가 統合變數 E, F, G, H에 대해서 弱分離性을 가지면 $Q=f(E(E_1\cdots E_k), F(F_1\cdots F_l), G(G_1\cdots G_M), H(H_1\cdots H_N))$로 표시될 수 있다. 弱分離性 條件이 충족되면 統合變數가 존재하고, 統合變數가 構成要素에 대해서 同次性(homotheticity)을 維持하고 있으면 각 統合變數의 構成을 最適化하고 그후에 각 統合變數들의 수준을 最適化하는 二段階極大化 過程이 가능하게 된다. 이 경우 원래 모형은 統合變數의 構成要素들로 구성되는 下部模型과 統合變數만으로 구성되는 上部模型으로 구분되는데, 統合變數構成要素들 사이의 限界代替率은 統合變數의 수준과는 관계가 없게 된다(자세한 내용은 Fuss(1977) 참조).

6) Fuss-McFadden-Mundlak(1974)에 의하면 生產部門分析의 목적은 ① 要素所得의 配分形態, ② 收穫不變, 遞增, 遞減 有無, ③ 要素間 代替性, ④ 生產關係의 分離性 및 ⑤ 技術構造의 變化를 파악하는 데에 있다.

合해야 하며 妥當性基準[7]도 만족시켜야 한다. 이와 같은 조건들을 만족시키는 函數를 伸縮的인 函數라고 하는데, 生產模型을 計量模型化하는 데는 生產과 費用函數의 雙對理論(duality)에 입각한 函數가 흔히 사용된다. 그러나 이렇게 추정된 利潤函數가 理論的으로 想定된 曲率條件 또는 半定符號條件(semi-definiteness)을 만족시키지 못할 때가 있는데, 이럴 때는 推定에 사용할 函數에 처음부터 曲率條件制約을 가하는 것이 타당하다는 주장이 제기되고 있다. 물론 이와 같은 制約은 函數의 伸縮性을 유지하면서도 曲率條件을 확보할 수 있어야 한다[8].

生產模型에 사용되는 伸縮函數로는 式(1)로 정의된 GNP函數가 2次微分이 가능할 때 이것을 2次近似할 수 있는 函數가 적합하다. 本稿에서는 여러 伸縮函數形態 중에서 "一般맥파든函數"가 사용된다. 그 이유는 이 函數形態가 價格 또는 生產要素에 대해서 1次同次性·單調增加(單調減少)·볼록(오목) 性質을 만족시키는 등 GNP函數가 갖추어야 하는 1次同次函數에 대한 Euler 條件, Young 定理에 따르는 對稱條件, 半定符號條件들을 모두 充足시키는 함수이기 때문이다.

本稿에서 사용될 單位利潤函數는 Diewert-Wales(1987)가 고안한 "對稱的 一般맥파든函數(SGM)"로서 다음과 같이 定義된다.

$$G(P,K)/K=\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}s_{ij}P_iP_j/2\left(\sum_{k=1}^{N}\theta_kP_k\right)+\sum_{i=1}^{N}b_iP_i+\sum_{i=1}^{N}b_{it}P_it+b_t\left(\sum_{i=1}^{N}\theta_iP_i\right)t^2 \quad \cdots\cdots(3)$$

여기서 s_{ij}, b_i, b_{it}, b_t는 新古典派 生產函數가 갖는 다음과 같은 Euler 性質을 만족시킨다[9].

$$s_{ij}=s_{ji} \text{ (Slutsky 對稱性)} \quad \cdots\cdots(4)$$

$$\sum_{i=1}^{N}s_{ij}=0 \quad j=1,\ \cdots\cdots,\ N$$

(Cournot 統合條件) $\cdots\cdots(5)$

한편 t는 技術進步를 나타내는데 여기서 순환변동요인은 t의 2次式을 사용함으로써 제거된다. θ는 常數로서 單位資本投入量에 대한 각 變數의 標本 平均값으로 대신하였는데, 自由度가 充分한 경우에는 θ가 變數로 想定될 수 있다.

國內供給函數, 輸出供給函數, (−)輸入需要函數와 (−)勞動需要函數는 Hotelling 定理에 의해서 式(3)을 國內供給價格, 輸出價格, 輸入價格 및 賃金에 대하여 微分한 導函數와 일치한다. 따라서 國內供給函數를 D, 輸出供給函數를 X, 輸入需要函數를 M, 勞動需要函數를 L이라고 하면,

$$\frac{D}{K}=\frac{\Sigma_jS_{Dj}P_j}{\Sigma_k\theta_kP_k}-\theta_D\frac{(\Sigma_k\Sigma_lS_{kl}P_kP_l)}{2(\Sigma_k\theta_kP_k)^2}+b_D+b_{Dt}t+b_t\theta_Dt^2$$

7) 函數形態의 選擇基準으로는 ① 母數(parameter)의 個數가 적을 것, ② 推定 結果에 대한 解釋이 용이할 것, ③ 計算이 간편할 것, ④ 標本內 資料가 基本假說에 背馳되지 않아야 할 것과 ⑤ 標本外 資料가 基本假說을 지지할 수 있어야 한다는 것 등이 제시되고 있다.

8) 部分的인 曲率條件이 아니라 全體的(global) 曲率條件 充足을 위해서 伸縮生產函數에 制約을 가하는 방법은 Diewert-Wales(1987)에 의해서 제시되고 있다.

9) 新古典派 生產函數가 만족시키는 Euler 性質은 函數의 連續性(Young의 定理)에 따르는 對稱性, 函數의 同次性(homogeneity)에 따르는 Euler 條件들로서 Fuss-McFadden-Mundlak (1974)에 정리되어 있다.

$$\frac{X}{K}=\frac{\Sigma_j S_{Xj}P_j}{\Sigma_k \theta_k P_k}-\theta_X\frac{(\Sigma_k\Sigma_l S_{kl}P_kP_l)}{2(\Sigma_k\theta_kP_k)^2}+b_X+b_{Xt}t+b_t\theta_Xt^2$$

$$\frac{M}{K}=\frac{\Sigma_j S_{Mj}P_j}{\Sigma_k \theta_k P_k}-\theta_M\frac{(\Sigma_k\Sigma_l S_{kl}P_kP_l)}{2(\Sigma_k\theta_kP_k)^2}+b_M+b_{Mt}t+b_t\theta_Mt^2$$

$$\frac{L}{K}=\frac{\Sigma_j S_{Lj}P_j}{\Sigma_k \theta_k P_k}-\theta_L\frac{(\Sigma_k\Sigma_l S_{kl}P_kP_l)}{2(\Sigma_k\theta_kP_k)^2}+b_L+b_{Lt}t+b_t\theta_Lt^2$$

$$j=D,\ X,\ M,\ L \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(6)$$

가 성립한다. 여기서는 資本스톡이 短期的으로 고정되어 있다고 가정하고 있으므로 産出·投入量인 D, X, M, L은 短期供給·需要函數라고 할 수 있다. θ_D는 단위자본투입량에 대한 D의 平均값이고 θ_X, θ_M, θ_L도 마찬가지의 의미를 지니고 있다.

Diewert-Wales(1987)의 證明을 援用하면 式 (6)이 1次同次生産技術에 對應하는 伸縮函數라는 것을 보일 수 있으며, 式 (6)은 價格에 대해서 1次同次이고, $[s_{ij}]$가 陽半定符號(positive semi-definite)行列인 경우 式 (6)은 價格에 대해서 볼록函數가 된다.

또 式 (6)은 生産部門에서 관측할 수 있는 國內供給, 輸出供給, (−)輸入需要, (−)勞動需要를 나타내는 것으로, 式 (6)에 도출된 變數들은 분야별로 통합된 數量指數를 나타낸다. 즉 이것들은 統合函數(aggregator function)로 그 자체는 각각의 構成要素를 集合的으로 보여주는 변수이다. 따라서 式 (6)에 나타난 變數들에 대해서 각각의 下部模型을 想定할 수 있는데, 函數의 弱分離性(weak separability) 條件이 成立되면 下部模型과 統合函數로 구성되는 上部模型이 二段階極大化過程을 통해서 연결될 수 있다. 즉 GNP函數가 弱分離函數인 경우 첫번째 단계에서는 上部模型統合變數의 最適値가 결정되고 두번째 단계에서는 上部模型에서 결정된 統合變數가 下部模型變數들의 函數로서 어떻게 最適으로 구성될 것인가가 결정된다.

결과적으로 下部模型은 式 (2)A와 式 (2)B의 해석에 나타난 것과 같은 價格指數와 利潤函數와의 連繫를 이용하여 輸出·輸入이 이들 構成集團과 갖는 관계를 單位利潤函數·單位費用函數 형태로 표시하고 輸出構成要素·輸入構成要素를 利潤函數·費用函數의 導函數로 誘導할 수 있도록 하는 것이다. 따라서 下部模型에서 輸出과 輸入函數가 1次同次函數라고 가정하고, 弱分離性制約으로 인해서 上部模型과 下部模型에 똑같은 伸縮函數를 적용할 수 있다고 가정하면, 單位輸出所得函數(單位利潤)와 單位輸入支出函數(單位費用)를 다음과 같은 SGM 函數로 定義할 수 있다.

$$\frac{XR(q,\ X)}{X}=\frac{\Sigma_j\Sigma_i r_{ij}q_iq_j}{2(\Sigma_k\alpha_kq_k)}+\Sigma_i d_iq_i+\Sigma_i d_{it}q_it+dt(\Sigma_i\alpha_iq_i)t^2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(7)$$

$$\frac{MR(q,\ M)}{M}=\frac{\Sigma_j\Sigma_i \bar{r}_{ij}\bar{q}_i\bar{q}_j}{2(\Sigma_k\beta_kq_k)}+\Sigma_i \bar{d}_i\bar{q}_i+\Sigma_i \bar{d}_{it}\bar{q}_it+\bar{d}t(\Sigma_i\beta_i\bar{q}_i)t^2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(8)$$

여기서 $XR(MR)$은 輸出所得(輸入支出), $X(M)$은 總輸出(總輸入)을 나타내고, r_{ij}, $\bar{r}_{ij}$, d_i, $\bar{d}_i$, d_{it}, $\bar{d}_{it}$, d_t와 $\bar{d}_t$는 다음과 같은 Euler 條件을 만족시킨다.

$$r_{ij}=r_{ji} \qquad \bar{r}_{ij}=\bar{r}_{ji} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(9)$$

$$\sum_i r_{ij}=0 \qquad j=1,\ \cdots\cdots N\cdots\cdots(10)$$

$$\sum_i \bar{r}_{ij}=0 \qquad j=1,\ \cdots\cdots N\cdots\cdots(10')$$

變數 t는 技術進步를 반영하고 있으며, $\alpha(\beta)$는 常數로서 總輸出量(總輸入量)에서 차지하는 각 構成要素의 比重을 평균한 값이다.

輸出과 輸入의 構成集團別 供給과 需要는 式 (7), (8)로부터 Hotelling 定理와 Shephard 定理를 이용해서 구할 수 있으며 다음과 같이 표시된다.

$$\frac{x_i}{X}=\frac{\Sigma_j r_{ij}q_j}{(\Sigma_k \alpha_k q_k)}-\alpha_i\frac{\Sigma_k\Sigma_l r_{kl}q_kq_l}{2(\Sigma_k\alpha_k q_k)^2}+d_i+d_{it}t+d_t\alpha_i t^2$$
$$i=1, \cdots\cdots, N \quad \cdots\cdots (11)$$

$$\frac{m_i}{M}=\frac{\Sigma_j \bar{r}_{ij}\bar{q}_j}{(\Sigma_k \beta_k \bar{q}_k)}-\beta_i\frac{\Sigma_k\Sigma_l \bar{r}_{kl}q_kq_l}{2(\Sigma_k\beta_k \bar{q}_k)^2}+\bar{d}_i+\bar{d}_{it}t+\bar{d}_t\beta_i t^2$$
$$i=1, \cdots\cdots, N \quad \cdots\cdots (12)$$

III. 推　　定

推定作業을 위한 計量模型으로는 式 (6)과 式 (11), (12)에 攪亂項을 첨가한 것이 사용된다. 式 (6), (11), (12)에 첨가될 攪亂項은 獨立正規分布하는데 平均이 0이고 共分散이 Ω라고 假定한다. 또 式 (6)에서는 純產出量을 資本投入量으로 나누었고, 式 (11)과 (12)에서는 構成集團別 輸出·輸入을 總輸出과 總輸入으로 나누었는데, 이렇게 함으로써 共分散行列의 同分散性(homoskedasticity)假定이 어느 정도 妥當性을 確保하게 된다. 式 (6), (11), (12)에 攪亂項이 첨가된 聯立推定體系에는 15個의 계수가 있으며, 이들은 式 (4), (5) 또는 式 (9), (10)으로 주어진 制約을 만족시켜야 한다.

推定에 사용된 資料는 1971~86에 걸친 製造業의 輸出入資料(關稅廳 貿易統計), 製造業 分野別 GNP資料(韓國銀行 國民計定), 吳正根(1990)의 製造業의 分野別 雇傭과 資本스톡 資料[10] 등이 복합된 것이다. 두자리 수 SITC 分類에 따라 9개로 구분된 製造業 輸出入資料는 16년간 價格變化의 類似性에 따라 4개의 集團으로 再構成되었다. 4개의 輸出集團은 ① 飮食料品 및 담배製造業; 木材, 나무製品 및 家具製造業; 종이, 종이製品 및 印刷出版業, ② 纖維衣服 및 가죽製品製造業; 其他 製造業, ③ 化學物, 石油, 石炭, 고무 및 플라스틱製品製造業; 第1次金屬製造業, ④ 非金屬鑛物製品 製造業; 組立金屬製品, 機械 및 裝備製造業이며, 4개의 輸入集團은 ① 飮食料品 및 담배製造業; 化學物, 石油, 石炭, 고무 및 플라스틱製品 製造業, ② 纖維衣服 및 가죽제품製造業; 非金屬鑛物製品 製造業, ③ 組立金屬, 機械 및 裝備製造業; 其他 製造業, ④ 木材, 나무製品 및 家具製造業; 종이, 종이製品 및 印刷出版業; 第1次金屬製品 製造業이다. 價格變數의 統合에는 「디비지아」指數(Divisia index)가 쓰였으며, 모든 價格指數는 1985년에 1이 되도록 하였다. 또 각 變數의 數量으로는 「디비지아」數量指數가 쓰였고, 資本價格指數는 總產出의 附加價値와 要素所得이 일치되는 수준에서 결정된다고 가정하였다. 따라서 실제로 사용된 자본스톡은 1985년의 資本價格指數가 1이 되도록 조정된 것이다.

式 (6), (11), (12)에 攪亂項이 첨가된 線型聯立方程式의 추정은 二段階로 진행된다. 먼저 下部模型에서 式 (11)과 (12)를 추정하고,

10) 吳正根(1990)의 資料는 1975~88년에 해당되는 것으로 本稿에서는 分析目的에 맞게 1971~74년 資料가 追加補完되었고, 資本스톡資料는 II章에서 言及한 것처럼 GNP=要素所得의 條件에 맞게 再調整되었다.

〈表 I〉 SGM 函數 推定値(曲率制約)

	下部模型		上部模型
	輸出函數	輸入函數	GNP函數
a_{11}	0.18093 (3.78)	-0.16511 (-3.53)	1.72705 (1.82)
a_{21}	0.37751 (2.83)	0.07772 (1.26)	0.14977 (0.21)
a_{31}	-0.51940 (-4.15)	-0.18594 (-1.68)	-1.16559 (-1.30)
a_{22}	0.14951 (0.87)	0.05170 (0.82)	0.00000 (0.00)
a_{32}	-0.21814 (-0.99)	-0.13926 (-1.25)	-0.00001 (0.00)
a_{33}	0.00000 (0.00)	0.00000 (0.00)	0.00000 (0.00)
b_1	0.15450 (15.33)	0.23336 (22.96)	1.36974 (3.88)
b_2	69211 (24.82)	0.10306 (9.12)	0.14738 (1.04)
b_3	0.13788 (2.29)	0.55850 (16.59)	1.16263 (3.43)
b_4	0.09803 (5.09)	0.14127 (12.89)	1.81033 (6.85)
b_{1t}	-0.00971(-10.90)	-0.00098 (-0.95)	0.12465 (2.32)
b_{2t}	-0.02777 (-8.33)	-0.00035 (-0.32)	0.22752 (5.71)
b_{3t}	0.00286 (1.06)	-0.00010 (-0.05)	0.13964 (2.65)
b_{4t}	0.02821 (10.98)	-0.00125 (-1.47)	0.03170 (0.70)
b_t	0.00012 (0.42)	0.00010 (1.74)	-0.00619 (-3.39)
로그尤度 (log likelihood)	177.53	206.83	26.71

註：( )안의 數値는 漸近 t값을 나타냄.

그 결과로 얻어진 계수들의 값을 式 (7)과 (8)에 代入하여 輸出과 輸入의 單位價格을 구한다. 이들 價格은 上部模型에서 輸出과 輸入價格指數의 道具變數로 사용된다. 2段階極大化 過程의 특성은 價格指數의 個別構成要素는 外生變數로 주어지지만, 價格指數自體는 構成要素들의 구성에 따라 변화하기 때문에 外生變數가 아니라는 데에 있다. 그리고 2段階推定過程에서 얻어진 推定値들은 FIML(full information maximum likelihood) 推定値의 特性을 지니게 된다[11].

輸出·輸入統合函數 및 GNP函數 線型聯立方程式 體系의 推定에서 얻어진 계수들로 구성된 $[s_{ij}]$行列은 모두 陽半定符號條件을 충족시키지 못했다. 陽半定符號條件充足을 위해서는 特性根(eigen-value)이 모두 0과 같거나 커야 하는데, 추정된 $[s_{ij}]$行列의 特性根들 중 陰의 값을 갖는 것이 각각 1개씩 있었다. 이것은 模型設定時 曲率條件制約을 가하지 않으면 生產函數가 가격에 대해서 볼록函數라는 假定이 위배될 수도 있는 것을 보여주는 것이다. 추정된 $[s_{ij}]$行列이 生產函數가 갖추어야 할 볼록函數 性質을 만족시키지 못하는 경우에는 母數再構成(reparameterization)을 통해서 $[s_{ij}]$가 陽半定符號條件을 충족시킬 수·있도록 誘導할 수 있다[12].

11) Fuss(1977)는 Hausman의 道具變數를 사용한 FI(full information)推定方法과 攪亂項의 正規分布假定에 따르는 下部模型의 最尤推定値性質에 의거하여 二段階推定値가 FIML 推定値임을 보여주고 있다.

12) 母數再構成은 Wiley-Schmidt-Bramble(1973)에 의해서 제시되었고, Diewert-Wales(1987)가 費

이 過程은 $[s_{ij}]$를 低三角行列(lower triangular matrix) $[a_{ij}]$와 $[a_{ij}]^T$의 곱으로 代替하는 것이다. 즉

$$S=A\cdot A^T \text{ 또는 } S_{ij}=\sum_k a_{ik}\ a_{jk} \quad \cdots\cdots(13)$$

여기서 $A=[a_{ij}]$이고 만약 $j>i$이면 $a_{ij}=0$이다.

이와 같은 置換은 s_{ij}가 對稱的이기 때문에 추정해야 할 계수의 個數를 增加시키는 것은 아니다. 그러나 계수들이 非線型形態를 취하게 되므로 聯立方程式體系의 추정은 非線型回歸分析을 통해서 이루어진다. 非線型回歸分析(non-linear regression)에는 SHAZAM 프로그램의 Davidson-Fletcher-Powell 연산방식이 사용되었으며, 非線型回歸分析 結果는 〈表 1〉에 정리되어 있다. 非線型回歸分析으로 $A=[a_{ij}]$ 行列 構成要素의 推定値가 구해지면, $S=[s_{ij}]$ 行列構成要素推定値는 式 (13)에서 誘導된다.

IV. 交叉彈性値

生產部門分析의 長點은 추정된 利潤函數로부터 유도된 構成要素들 상호간의 交叉彈力性을 구하기가 용이하다는 데에 있다. 여기서 純產出物 j의 價格變化가 純產出物 i의 數量變化에 미치는 영향은 다음과 같은 價格彈力性公式으로 표시할 수 있다.

用函數推定에서 구체적으로 적용하였다.

$$\varepsilon_{ij}=\partial ln\ Q_i/\partial ln\ P_j \quad \cdots\cdots(14)$$

따라서 GNP函數를 구성하고 있는 國內供給·輸出·輸入·勞動要素의 數量과 價格變化의 관계는 다음 式으로 표시된다.

$$\varepsilon_{ij}=\frac{\partial^2 G}{\partial P_j\ \partial P_i}\cdot\frac{P_j}{Q_i} \quad \cdots\cdots(15)$$
$$i, j=D,\ X,\ M,\ L$$

上部模型에서와 마찬가지로 下部模型에서도 交叉彈力性을 구할 수 있다. 輸出·輸入函數 자체가 構成集團의 統合函數이므로 각 構成集團間의 價格變化와 數量變化의 관계를 구할 수 있는 것이다. 그런데 下部模型의 交叉彈力性을 구하는 경우에는 두가지 효과를 함께 고려해야 한다. 첫째는 式 (15)와 유사한 彈力性을 구하는 것인데, 이것은 輸出 또는 輸入의 規模가 주어진 상태에서의 價格彈力性으로 輸出 또는 輸入 構成集團間의 代替效果를 나타낸다. 輸出量이 주어진 경우 輸出函數의 價格彈力性(N^x_{ij})은 다음과 같으며, 輸出函數의 경우도 유사하게 定義된다.

$$N^x_{ij}=\frac{\partial x_i}{\partial q_j}\cdot\frac{q_j}{x_i} \quad \cdots\cdots(16)$$

$$N^m_{ij}=-\frac{\partial m_i}{\partial \bar{q}_j}\cdot\frac{\bar{q}_j}{m_i} \quad \cdots\cdots(16')$$
$$i=1,\ \cdots\ 4$$

下部模型의 交叉彈力性을 구할 때 두번째로 고려해야 할 것은 輸出(또는 輸入) 構成集團의 價格(q_i 또는 $\bar{q}_i$)이 변할 때 上部模型에서 輸出(또는 輸入) 統合價格의 道具變數로 쓰일 式 (7)(또는 式 (8))로 표시되는 單位價格($\frac{XR(q,\ x)}{X}$ 또는 $\frac{MR(\bar{q},\ m)}{M}$)이 변한다는 것이

다. 즉 下部模型의 輸出(또는 輸入) 構成集團의 價格이 변화하면 上部模型 構成要素(國內供給·輸出·輸入·勞動要素) 相互間의 代替效果가 유발되는 것이다. 이와 같은 효과는 가격이 변하는 輸出構成集團 x_j(輸入構成集團 m_j)가 全體輸出(輸入)에서 차지하는 비중과 輸出(輸入)의 自體 價格彈力性에 비례한다. 따라서 두번째 효과는 $s_j\varepsilon^K_{xx}(\bar{s}_j\varepsilon^K_{mm})$으로 표시되고, 下部模型의 彈力性은 이들 두 效果의 合으로 다음 式과 같이 표시된다.

$$N^K_{ij}=N^X_{ij}+s_j\varepsilon^K_{xx} \quad \cdots\cdots(17)$$

$$\bar{N}^K_{ij}=\bar{N}^m_{ij}+\bar{s}_j\varepsilon^K_{mm} \quad \cdots\cdots(17')$$

여기서 $N^K_{ij}(\bar{N}^K_{ij})$는 資本投入量이 주어졌을 때 輸出構成集團(輸入構成集團) 사이의 交叉彈力性을 나타내고, $N^x_{ij}(\bar{N}^m_{ij})$은 輸出量(輸入量)이 주어졌을 때 輸出(輸入)構成集團 사이의 交叉彈力性을 나타내며, $s_j(\bar{s}_j)$는 價格이 변화한 輸出(輸入)構成集團 j의 輸出(輸入)比重을, $\varepsilon^K_{xx}(\varepsilon^K_{mm})$은 自體 價格彈力性을 나타낸다. 式 (17)과 式 (17′)에서 $N^x_{ij}(\bar{N}^m_{ij})$는 消費者理論의 Slutsky代替效果에 $s_j\cdot\varepsilon^k_{xx}(\bar{s}_j\cdot\varepsilon^k_{mm})$은 所得效果에 類推될 수 있다[13].

〈表 2〉~〈表 5〉에는 資本投入量이 주어졌을 때 國內供給, 輸出供給, 輸入需要, 勞動要素의 價格彈性値와 같은 上部模型의 彈性値가 정리되어 있으며, 〈表 6〉~〈表 13〉에는 輸出構成集團, 輸入構成集團의 價格彈性値와 같은 下部模型의 彈性値가 정리되어 있다.

〈表 2〉~〈表 5〉에 나타난 價格彈性値들의 意味는 交叉彈性値와 代替財 또는 補完財 關係에서 파악된다. 價格彈性値가 制約利潤函數의 2次導函數에서 유도된 경우에는 交叉彈性値가 陰이면 制約利潤函數를 구성하는 이 두 產出物은 서로 代替關係에 있으며, 陰이 아니면 이 두 產出物은 서로 補完關係에 있다고 할 수 있다. 반면 彈性値가 費用函數의 2次導函數에서 유도된 경우에는 交叉彈性値가 陽이면 費用函數를 구성하는 이 두 投入物은 서로 代替關係에 있으며, 陽이 아니면 이 두 投入物은 서로 補完關係에 있다고 할 수 있다. 〈表 2〉의 彈性値는 制約利潤函數를 國內價格에 대해서 미분하고 이것을 다시 國內價格, 輸出價格, 輸入價格, 賃金 등으로 미분한 값에 이들 價格을 곱하고 國內供給量으로 다시 나누어 준 값이다. 따라서 〈表 2〉에 나타난 彈性値들의 符號를 보면 生產部門에서 國內供給은 輸出供給과는 代替關係에 있으며, 輸入需要와 勞動需要와는 補完關係에 있음을 알 수 있다. 그러므로 輸出價格이나 輸入價格 또는 賃金이 上昇하면 國內供給은 줄어드는 것이다. 〈表 2〉에 나타난 彈性値들의 意味는 1986년의 경우 國內價格이 1% 상승하면 國內供給이 0.74% 증가하나, 輸出價格이나 輸入價格 또는 賃金이 1% 상승하면 國內供給이 0.06%, 0.42% 또는 0.26% 감소한다는 것이다. 國內供給의 自體 價格彈性値는 推定期間동안 0.28에서 0.74 정도의 크기를 나타내었으며 增加하는 추세에 있었다.

〈表 3〉에 나타난 價格彈性値들의 意味는 1986년의 경우 輸出價格이 1% 상승하면 輸出供給이 0.18% 증가하나, 國內價格이나 輸入價格 또는 賃金이 1% 상승하면 輸出供給이 0.03%, 0.08% 또는 0.07% 감소한다는

13) 下部模型 交叉彈性値 推定方法은 Fuss(1977)에 의거한 것이다.

〈表 2〉 國內供給의 交叉價格彈性値

	ε_{DD}	ε_{DX}	ε_{DM}	ε_{DL}
1971	0.3263600	-0.1650092	-0.1407547	-0.2059629E-01
1972	0.3124355	-0.1472107	-0.1434137	-0.2181106E-01
1973	0.3001588	-0.1405210	-0.1388727	-0.2076515E-01
1974	0.3006541	-0.1171853	-0.1607949	-0.2267400E-01
1975	0.2892950	-0.1057869	-0.1515480	-0.3196016E-01
1976	0.2842785	-0.1038156	-0.1403276	-0.4013526E-01
1977	0.2876582	-0.9548799E-01	-0.1391851	-0.5298503E-01
1978	0.2942513	-0.9248180E-01	-0.1369954	-0.6477396E-01
1979	0.3056028	-0.8676851E-01	-0.1444249	-0.7440946E-01
1980	0.3242736	-0.8494512E-01	-0.1696516	-0.6967696E-01
1981	0.3389259	-0.8231973E-01	-0.1748649	-0.8174129E-01
1982	0.3674874	-0.7663639E-01	-0.1912703	-0.9958080E-01
1983	0.4145893	-0.7125447E-01	-0.2225514	-0.1207835
1984	0.4762223	-0.7077203E-01	-0.2600206	-0.1454297
1985	0.5740507	-0.6914583E-01	-0.3202829	-0.1846219
1986	0.7482828	-0.6124959E-01	-0.4234633	-0.2635699

〈表 3〉 輸出供給의 交叉價格彈性値

	ε_{XD}	ε_{XX}	ε_{XM}	ε_{XL}
1971	-0.3875843	0.8438102	-0.3642865	-0.9193952E-01
1972	-0.2467656	0.5557733	-0.2459673	-0.6304023E-01
1973	-0.1759965	0.4188510	-0.1935564	-0.4929813E-01
1974	-0.1461950	0.3525713	-0.1682450	-0.3813125E-01
1975	-0.1521874	0.3047033	-0.1150346	-0.3748126E-01
1976	-0.1354225	0.2705196	-0.9376270E-01	-0.4133434E-01
1977	-0.1131357	0.2456037	-0.8385665E-01	-0.4861138E-01
1978	-0.9146567E-01	0.2283414	-0.7957623E-01	-0.5729948E-01
1979	-0.7880318E-01	0.2150339	-0.7660586E-01	-0.5962484E-01
1980	-0.7202721E-01	0.2052089	-0.8233455E-01	-0.5084714E-01
1981	-0.7545647E-01	0.1949479	-0.7067482E-01	-0.4881669E-01
1982	-0.6862788E-01	0.1872997	-0.6744474E-01	-0.5122712E-01
1983	-0.5634704E-01	0.1832074	-0.7104828E-01	-0.5581210E-01
1984	-0.4853673E-01	0.1816224	-0.7366797E-01	-0.5941764E-01
1985	-0.3996603E-01	0.1811448	-0.7724549E-01	-0.6393324E-01
1986	-0.2969641E-01	0.1786838	-0.7907735E-01	-0.6990999E-01

〈表 4〉 輸入需要의 交叉價格彈性値

	ε_{MD}	ε_{LX}	ε_{LM}	ε_{LL}
1971	0.1973814	0.2174845	-0.3454027	-0.6946305E-01
1972	0.1865539	0.1908736	-0.3134918	-0.6393564E-01
1973	0.1643130	0.1828520	-0.2883346	-0.5883056E-01
1974	0.1804267	0.1513251	-0.2812843	-0.5046743E-01
1975	0.2204101	0.1162955	-0.2694321	-0.6727338E-01
1976	0.2162111	0.1107482	-0.2445558	-0.8240357E-01
1977	0.2086348	0.1060916	-0.2177627	-0.9696369E-01
1978	0.1895485	0.1113258	-0.1928468	-0.1080274
1979	0.1870611	0.1092501	-0.1843467	-0.1119644
1980	0.1908097	0.1092110	-0.2023597	-0.9766101E-01
1981	0.2206468	0.9728977E-01	-0.2074728	-0.1104639
1982	0.2349746	0.9252432E-01	-0.2067014	-0.1207975
1983	0.2355274	0.9508362E-01	-0.2055669	-0.1250441
1984	0.2425421	0.1001957	-0.2106772	-0.1320607
1985	0.2529638	0.1055535	-0.2179267	-0.1405906
1986	0.2738565	0.1054772	-0.2245540	-0.1547796

것이다. 따라서 生產部門에서 輸出供給은 國內供給과는 代替關係, 輸入需要 또는 勞動需要와는 補完關係에 있음을 알 수 있다. 여기서 輸出供給의 自體價格 彈性値는 推定期間동안 계속 下落하는 추세에 있는 것으로 나타났다. 즉 輸出補助金 支援 등으로 輸出價格이 1% 상승하는 경우 輸出供給이 1971년에는 0.84% 증가했을 것이나, 1986년에는 0.18% 증가했을 것으로 추정된다. 輸出供給의 自體價格彈力性이 하락하는 추세에 있다는 것은, 輸出補助金 支給과 같은 價格政策을 통한 輸出供給振作效果가 감소하는 것을 의미하며 價格變化에 반영되지 않은 製品差別化, 技術進步 등이 輸出供給變化에 상대적으로 더 큰 效果를 미친다는 것을 의미한다.

〈表 4〉에 나타난 輸入需要의 價格彈性値에 의하면 關稅賦課 등으로 輸入價格이 1% 상승하면 輸入需要는 1% 이하로 감소하는 것으로 나타났는데, 推定期間동안 輸入需要의 自體 價格彈性値는 -0.18에서 -0.35 정도의 크기를 유지하였다. 한편 생산부문에서 輸入需要는 國內供給, 輸出供給과는 補完關係, 勞動要素와도 補完關係를 이루고 있었다. 1986년의 경우 國內供給價格이 1% 상승하면 輸入需要는 0.27% 증가하고, 輸出價格이 1% 상승하면 輸入需要는 0.11% 증가하는 것으로 나타났으나, 賃金이 1% 상승하면 輸入需要가 0.15% 감소하는 것으로 나타났다.

〈表 5〉에는 勞動需要의 價格彈性値가 나타나 있는데, 생산부문에서 勞動需要는 輸入需要, 國內供給, 輸出供給과 補完關係를 이루고 있다. 한편 交叉彈性値를 보면 1986년의 경우 輸出價格이 1% 상승하면 勞動需要는 0.33% 증가하고 國內價格이 1% 상승하면 勞動需要는 0.60% 증가하는 것으로 나타났으나, 輸入價格이 1% 상승하면 勞動需要는 0.54%

〈表 5〉 勞動需要의 交叉價格彈性値

	ε_{LD}	ε_{LX}	ε_{LM}	ε_{LL}
1971	0.6752907E-01	0.1283352	-0.1624099	-0.3345445E-01
1972	0.7131175E-01	0.1229580	-0.1606992	-0.3357054E-01
1973	0.6695481E-01	0.1269155	-0.1603227	-0.3354758E-01
1974	0.8325688E-01	0.1122312	-0.1651485	-0.3033956E-01
1975	0.1139867	0.9292071E-01	-0.1649709	-0.4193657E-01
1976	0.1193577	0.9423393E-01	-0.1590507	-0.5454095E-01
1977	0.1230494	0.9528260E-01	-0.1502247	-0.6810730E-01
1978	0.1175996	0.1051852	-0.1417508	-0.8103400E-01
1979	0.1239539	0.1093648	-0.1440026	-0.8931599E-01
1980	0.1357291	0.1168132	-0.1691462	-0.8339611E-01
1981	0.1746239	0.1137726	-0.1870197	-0.1013769
1982	0.2066377	0.1187048	-0.2040415	-0.1213009
1983	0.2321310	0.1356423	-0.2270793	-0.1406939
1984	0.2795557	0.1665412	-0.2721505	-0.1739464
1985	0.3674531	0.2201508	-0.3542830	-0.2333208
1986	0.5987915	0.3275806	-0.5437340	-0.3826380

감소하는 것으로 나타났다. 勞動의 賃金彈力性은 推定期間동안 대부분 非彈力的이었다. 이것은 1981년 이후 勞動需要의 自體 價格彈性値가 급속히 상승하는 추세에 있기는 하지만 아직은 비교적 賃金과 雇傭間의 相殺關係가 뚜렷하지 않았음을 시사한다. 즉 勞動需要의 賃金彈力性이 낮았기 때문에 雇傭水準決定에 賃金보다는 다른 요소들의 영향이 컸을 것으로 짐작된다. 그러나 勞動需要의 賃金彈性値가 증가하는 추세에 있어서 이 추세가 계속된다면 賃金調整의 雇傭增減效果도 增進될 것으로 예상된다.

이와 같이 〈表 2〉~〈表 5〉에 나타난 交叉彈性値의 符號를 통해서 파악되는 變數들 사이의 代替·補完關係는 〔圖 1〕과 같이 再整理될 수 있으며 이 도표를 이용하면 〈表 2〉~〈表 5〉에 나타난 交叉彈性値의 意味를 보다 包括的으로 照望해 볼 수 있다. 〈表 2〉의 예를 들면 國內價格이 상승할 때는 國內供給이 증가하고 輸出價格이나 輸入價格 또는 賃金이 상

〔圖 1〕 각 變數들간의 代替·補完關係

		産出物		投入物	
		國內供給	輸出供給	輸入需要	勞動需要
産出	國內供給		代替	(補完)	(補完)
	輸出供給	代替		(補完)	(補完)
投入	輸入需要	(補完)	(補完)		((補完))
	勞動需要	(補完)	(補完)	((補完))	

승하면 國內供給이 감소한다. 여기서 國內價格이 상승하면 國內供給이 증가하는 것은 예상한 것과 같으며, 輸出價格이 상승하면 輸出供給이 증가하고 輸出供給과 代替關係에 있는 國內供給規模가 축소되는 것도 예상과 틀리지 않는다. 한편 輸入需要와 勞動需要는 補完關係에 있기 때문에 輸入價格上昇은 勞動需要의 減少를 유발하고 이것은 輸入需要·勞動需要와 補完關係에 있는 國內供給의 減少를 가져온다. 또 賃金의 上昇은 勞動需要와 補完關係에 있는 輸入需要의 減少를 가져오고, 이것은 勞動需要·輸入需要와 補完關係에 있는 國內需要를 감소시킨다.

〈表 2〉~〈表 5〉는 特定產出物價格의 外生的 變化가 生產部門 全般에 미치는 영향을 추정하는 데에도 援用될 수 있다. 예를 들어 輸出價格이 1% 상승하였다고 가정할 때 輸出價格上昇效果는 〈表 2〉~〈表 5〉에서 파악될 수 있다. 輸出價格 1% 上昇效果가 1986년에 있었다고 하면 輸出供給은 〈表 3〉에 의하여 0.18% 증가하고, 國內供給은 〈表 2〉에 의하여 0.06% 감소하고, 輸入需要는 〈表 4〉에 의하여 0.11% 증가하고, 勞動需要는 〈表 5〉에 의하여 0.33% 증가할 것으로 추정된다. 輸出價格의 上昇은 輸出供給增加를 유발하여 輸出供給과 代替關係에 있는 國內供給을 감소시키는 효과가 있으며, 輸出供給과 補完關係에 있는 輸入需要의 增加를 유발하는 효과가 있고, 輸出供給의 增加는 또 勞動需要의 增加를 유발하는 효과가 있다.

반면 輸入自由化 措置로 輸入價格이 1% 하락하였다고 가정하고 輸入價格下落效果가 1986년에 있었다고 하면 이것으로 인해 輸入需要는 〈表 4〉에서처럼 0.22% 증가하고, 國內供給은 〈表 2〉에서처럼 0.42% 증가하고, 輸出供給은 〈表 3〉에서처럼 0.08% 증가하며, 勞動需要는 〈表 5〉에서처럼 0.54% 증가할 것이다. 輸入價格下落으로 輸入需要가 증가하면 輸入財와 補完關係에 있는 勞動需要의 增加가 유발되고, 이것은 勞動需要와 補完關係에 있는 國內供給과 輸出供給의 增加를 유발하는 것이다. 한편 賃金水準의 1% 上昇效果가 1986년에 있었다고 하면, 이것은 國內供給을 0.26%, 輸出供給을 0.07%, 輸入需要를 0.15%, 雇傭을 0.38% 각각 감소시켰을 것으로 추정된다.

〈表 6〉~〈表 13〉은 〈表 2〉~〈表 5〉에 대응하는 輸出構成集團의 交叉彈性値(表 6~表 9)와 輸入構成集團의 交叉彈性値(表 10~表 13)를 수록하고 있다. 이 彈性値들은 輸出供給과 輸入需要의 構成集團 價格變化에 대한 反應을 보여주는 것으로서, 式(17)과 式(17′)에서 誘導되었으며 이들은 生產部門의 資本投入量이 고정되어 있다는 假定에 근거한 것이므로 〈表 2〉~〈表 5〉와 直接比較가 가능하다.

〈表 6〉~〈表 9〉에 수록된 輸出構成集團의 自體 價格彈性値는 推定期間동안 세번째 집단(化學物, 石油, 石炭, 고무·플라스틱製品; 第1次金屬製品)을 제외하고는 대체로 비탄력적인 값을 유지하고 있었다. 交叉彈性値의 경우는 첫번째 集團(飮食料品, 담배; 木材, 나무製品, 家具; 종이제품, 印刷業)의 두번째 集團(纖維, 衣服, 가죽製品; 其他製造業)價格에 대한 交叉彈性値, 첫번째 集團의 세번째 集團價格에 대한 交叉彈性値, 세번째 集團의 두번째 集團價格에 대한 交叉彈性値가 彈力的인 값을 나타내었다. 한편 輸出構成集團의 代替·補完關係를 보면, 첫번째 集團과 세번째

〈表 6〉 輸出構成集團의 交叉價格彈性値 : I群

	N_{11}^K	N_{12}^K	N_{13}^K	N_{14}^K
1971	0.3031481	0.7939845	-0.2901053	0.3678289E-01
1972	0.2754170	0.6410166	-0.3557197	-0.4940695E-02
1973	0.3380640	0.5953627	-0.4948952	-0.1968029E-01
1974	0.4458578	0.8061045	-0.9524670	0.5307618E-01
1975	0.4512658	0.8102826	-0.9725010	0.1565544E-01
1976	0.4695001	0.8631309	-1.067974	0.5862797E-02
1977	0.5018410	0.9021082	-1.149598	-0.8747960E-02
1978	0.5209044	1.057951	-1.326868	-0.2364635E-01
1979	0.5937656	1.042608	-1.361916	-0.5942196E-01
1980	0.7545805	1.183236	-1.651511	-0.8109622E-01
1981	0.8752402	1.496603	-2.073273	-0.1036229
1982	0.9447575	1.796055	-2.397647	-0.1558666
1983	1.146882	2.228706	-2.958946	-0.2334359
1984	1.680432	3.492705	-4.614718	-0.3767972
1985	2.940896	6.679415	-8.647893	-0.7912738
1986	3.268490	6.987627	-8.941184	-1.136251

〈表 7〉 輸出構成集團의 交叉價格彈性値 : 2群

	N_{21}^K	N_{22}^K	N_{23}^K	N_{24}^K
1971	0.2148449	0.5906121	-0.1158466	0.1541998
1972	0.1729327	0.4006306	-0.1375875	0.1197975
1973	0.1914341	0.3301500	-0.2104759	0.1077428
1974	0.2173642	0.3847163	-0.4036871	0.1541780
1975	0.2129168	0.3678108	-0.4082504	0.1322260
1976	0.2068301	0.3647038	-0.4339640	0.1329496
1977	0.2093571	0.3509666	-0.4474760	0.1327560
1978	0.2036805	0.3855094	-0.4866747	0.1258263
1979	0.2191618	0.3570063	-0.4727290	0.1115949
1980	0.2515683	0.3605605	-0.5208195	0.1138997
1981	0.2541569	0.3960625	-0.5780901	0.1228183
1982	0.2354231	0.4027159	-0.5794640	0.1286249
1983	0.2386642	0.4104398	-0.5997345	0.1338379
1984	0.2502949	0.4621703	-0.6722798	0.1414370
1985	0.2528376	0.5072050	-0.7272966	0.1483987
1986	0.2546902	0.4809811	-0.6776719	0.1206841

〈表 8〉 輸出構成集團의 交叉價格彈性値：3群

	N_{31}^K	N_{32}^K	N_{33}^K	N_{34}^K
1971	-0.5518666	-0.7483339	1.800916	0.3430943
1972	-0.6786468	-1.155845	2.101276	0.2889905
1973	-1.168610	-1.651863	2.930938	0.3083876
1974	-0.6622885	-1.013046	2.021559	$0.6346588E$-02
1975	-0.7021243	-1.096036	2.079853	$0.2300986E$-01
1976	-0.7294284	-1.183089	2.141256	$0.4178213E$-01
1977	-0.7631342	-1.256776	2.201856	$0.6365785E$-01
1978	-0.7221833	-1.368394	2.257776	$0.6114331E$-01
1979	-0.8994769	-1.475773	2.495428	$0.9485696E$-01
1980	-0.9063605	-1.348650	2.382390	$0.7783006E$-01
1981	-0.7967288	-1.304781	2.229651	$0.6680605E$-01
1982	-0.7237466	-1.326930	2.153058	$0.8491853E$-01
1983	-0.7038060	-1.333568	2.119193	0.1013889
1984	-0.6416624	-1.307276	2.039399	$0.9116104E$-01
1985	-0.5837637	-1.309348	1.979748	$0.9450759E$-01
1986	-0.7155645	-1.506343	2.248389	0.1522015

〈表 9〉 輸出構成集團의 交叉價格彈性値：4群

	N_{41}^K	N_{42}^K	N_{43}^K	N_{44}^K
1971	$0.8673657E$-01	0.5294578	0.1017256	0.1258902
1972	$0.3499900E$-01	0.3230280	0.1113057	$0.8644059E$-01
1973	$-0.9445518E$-02	0.2340988	0.1089913	$0.8520643E$-01
1974	$0.1215122E$-01	0.2574864	$-0.6372062E$-02	$0.8930575E$-01
1975	$0.6886229E$-02	0.2213704	$0.3170571E$-02	$0.7327609E$-01
1976	$-0.4558928E$-02	0.1933819	$0.5498335E$-02	$0.7619825E$-01
1977	$-0.8540206E$-02	0.1619232	$0.1256290E$-01	$0.7965780E$-01
1978	$-0.1018600E$-01	0.1546215	$0.1204381E$-01	$0.7186205E$-01
1979	$-0.2195308E$-01	0.1287067	$0.3954212E$-01	$0.6873816E$-01
1980	$-0.2065532E$-01	0.1171202	$0.4111652E$-01	$0.6762750E$-01
1981	$-0.1678646E$-01	0.1138839	$0.2862940E$-01	$0.6922104E$-01
1982	$-0.1798475E$-01	$0.9994256E$-01	$0.3136518E$-01	$0.7397672E$-01
1983	$-0.1787503E$-01	$0.8861721E$-01	$0.3312413E$-01	$0.7934112E$-01
1984	$-0.1592527E$-01	$0.8810714E$-01	$0.2936642E$-01	$0.8007412E$-01
1985	$-0.1376339E$-01	$0.8411952E$-01	$0.2787145E$-01	$0.8291721E$-01
1986	$-0.1842307E$-01	$0.7975143E$-01	$0.4054181E$-01	$0.7681363E$-01

〈表 10〉 輸入構成集團의 交叉價格彈性値 : 1群

	$\bar{N}_{11}^{K}$	$\bar{N}_{12}^{K}$	$\bar{N}_{13}^{K}$	$\bar{N}_{14}^{K}$
1971	-0.2322856	0.8429861E-01	-0.3514009	0.1539852
1972	-0.2089032	0.7893683E-01	-0.3343647	0.1508394
1973	-0.2160778	0.5258588E-01	-0.3100642	0.1852214
1974	-0.2646142	0.2700424E-01	-0.2765420	0.2328676
1975	-0.2285036	0.2664555E-01	-0.2598597	0.1922858
1976	-0.2046041	0.3367674E-01	-0.2774708	0.2038424
1977	-0.1945768	0.4214916E-01	-0.2810083	0.2156734
1978	-0.1911874	0.5899822E-01	-0.3103107	0.2496530
1979	-0.2182857	0.5866457E-01	-0.2718142	0.2470886
1980	-0.2212996	0.4787681E-01	-0.2444266	0.2154895
1981	-0.1988250	0.4641043E-01	-0.2402275	0.1851692
1982	-0.1823880	0.3939126E-01	-0.2366455	0.1729409
1983	-0.1765690	0.4490957E-01	-0.2478378	0.1739303
1984	-0.1808627	0.5598722E-01	-0.2697350	0.1839334
1985	-0.1707217	0.5640507E-01	-0.2742161	0.1706060
1986	-0.1707473	0.5779339E-01	-0.2862638	0.1746639

〈表 11〉 輸入構成集團의 交叉價格彈性値 : 2群

	$\bar{N}_{21}^{K}$	$\bar{N}_{22}^{K}$	$\bar{N}_{23}^{K}$	$\bar{N}_{24}^{K}$
1971	0.8312482E-01	-0.3386393	0.1451729	-0.2350611
1972	0.9203758E-01	-0.3341054	0.1644181	-0.2358422
1973	0.1029252	-0.2901231	0.1654747	-0.2666115
1974	0.1343089	-0.1921213	0.1011406	-0.3246124
1975	0.1210615	-0.2170512	0.1307383	-0.3041806
1976	0.1211035	-0.2333603	0.1553185	-0.2876174
1977	0.1107098	-0.2291734	0.1807345	-0.2800337
1978	0.1100300	-0.2323987	0.1887225	-0.2592006
1979	0.1370333	-0.2282317	0.1732225	-0.2663707
1980	0.1388169	-0.2239831	0.1697566	-0.2869502
1981	0.1299049	-0.2415440	0.1851457	-0.2809794
1982	0.1227334	-0.2421701	0.1918178	-0.2790826
1983	0.1236408	-0.2494104	0.1926457	-0.2724431
1984	0.1260462	-0.2640543	0.1891395	-0.2618087
1985	0.1240242	-0.2750110	0.1892824	-0.2562223
1986	0.1043076	-0.2843884	0.2073602	-0.2518335

〈表 12〉 輸入構成集團의 交叉價格彈性値 : 3群

	$\bar{N}_{31}^{K}$	$\bar{N}_{32}^{K}$	$\bar{N}_{33}^{K}$	$\bar{N}_{34}^{K}$
1971	-0.1678632	0.6364991E-01	-0.3137386	0.7254916E-01
1972	-0.1469430	0.5881045E-01	-0.2964888	0.7112955E-01
1973	-0.1464960	0.3548053E-01	-0.2685965	0.9127732E-01
1974	-0.1735218	0.1580020E-01	-0.2427466	0.1191838
1975	-0.1511930	0.1471736E-01	-0.2296769	0.9672048E-01
1976	-0.1309346	0.2024615E-01	-0.2392669	0.1053996
1977	-0.1237727	0.2821741E-01	-0.2360126	0.1138052
1978	-0.1192827	0.4313014E-01	-0.2552575	0.1385632
1979	-0.1357116	0.4268477E-01	-0.2274443	0.1361243
1980	-0.1393529	0.3307801E-01	-0.2076074	0.1115224
1981	-0.1253298	0.3112232E-01	-0.2051271	0.9186184E-01
1982	-0.1141622	0.2476079E-01	-0.2022967	0.8499672E-01
1983	-0.1091727	0.2930283E-01	-0.2113970	0.8570004E-01
1984	-0.1114520	0.3813597E-01	-0.2291003	0.9173909E-01
1985	-0.1047132	0.3799518E-01	-0.2346658	0.8345712E-01
1986	-0.1077381	0.3820132E-01	-0.2398052	0.8478796E-01

〈表 13〉 輸入構成集團의 交叉價格彈性値 : 4群

	$\bar{N}_{41}^{K}$	$\bar{N}_{42}^{K}$	$\bar{N}_{43}^{K}$	$\bar{N}_{44}^{K}$
1971	0.1992122	-0.2131048	0.2213382	-0.5528483
1972	0.2112872	-0.2153275	0.2508002	-0.5602516
1973	0.2406127	-0.1837125	0.2757637	-0.6209987
1974	0.3459166	-0.1210107	0.2354395	-0.7416297
1975	0.3311622	-0.1503091	0.2807008	-0.7309861
1976	0.2994876	-0.1553908	0.3038436	-0.6924961
1977	0.2712410	-0.1467471	0.3339408	-0.6761973
1978	0.2496298	-0.1367624	0.3328018	-0.6385158
1979	0.3123340	-0.1387667	0.3103033	-0.6682174
1980	0.3426348	-0.1477679	0.3184269	-0.7156532
1981	0.3314713	-0.1705525	0.3462008	-0.7145925
1982	0.3274282	-0.1800695	0.3712387	-0.7252989
1983	0.3204155	-0.1840137	0.3708425	-0.7128112
1984	0.3083248	-0.1868821	0.3527056	-0.6848256
1985	0.3066725	-0.2018666	0.3590139	-0.6817465
1986	0.2645818	-0.2033058	0.3767043	-0.6625341

集團, 첫번째 集團과 네번째 集團, 두번째 集團과 세번째 集團이 서로 代替關係에 있으며, 그외의 경우에는 補完關係에 있음을 알 수 있다. 따라서 예를 들어 세번째 集團의 輸出價格이 상승하면 첫번째 集團과 두번째 集團의 輸出供給은 줄어들고 세번째 集團과 네번째 集團의 輸出供給은 증가하게 된다. 즉 세번째, 네번째 집단의 輸出供給增加는 첫번째 集團과 두번째 集團의 輸出供給能力 減少를 통해서 발생하는 것이다. 이와 같은 集團間 代替關係의 존재로 인해서 輸出構成集團의 自體價格彈性値가 〈表 3〉에 나타난 輸出供給의 自體價格彈性値보다 큰 경우가 발생할 수 있는 것이다.

〈表 10〉~〈表 13〉에 수록된 輸入構成集團의 自體 價格彈性値와 交叉彈性値는 推定期間동안 비탄력적인 값을 유지하고 있었다. 輸入構成集團의 代替·補完關係를 보면, 첫번째 集團(飮食料品, 담배 ; 化學製品)과 두번째 集團(纖維, 衣服 ; 非金屬鑛物製品), 첫번째 集團과 네번째 집단(木製品, 家具 ; 종이製品, 印刷業 ; 第1次金屬製品), 두번째 集團과 세번째 集團(組立金屬, 機械, 裝備 ; 其他 製造業), 세번째 集團과 네번째 集團이 서로 代替關係에 있으며, 그 외의 경우에는 補完關係에 있음을 알 수 있다. 따라서 예를 들어 1986년에 첫번째 集團에 속한 상품들에 關稅가 부과되어 輸入價格이 1% 상승하였다고 하면 첫번째 集團의 輸入需要는 0.17% 감소하고 세번째 集團의 輸入需要도 0.11% 감소하나, 두번째 集團의 輸入需要와 네번째 集團의 輸入需要는 각각 0.10%와 0.26% 증가할 것이다.

한편 〈表 6〉~〈表 13〉에서 부수적으로 알 수 있는 것은 어떤 構成集團의 價格指數가 상승했을 때 전체 輸出 또는 輸入需要의 규모가 증가할 것인가 혹은 감소할 것인가에 대한 정보이다. 예를 들어 輸入構成集團을 고려할 때 〈表 10〉~〈表 13〉에서 1986년의 경우 첫번째 輸入構成集團이나 세번째 輸入構成集團의 價格指數가 상승하였다면 總輸入需要는 增加할 것이나 두번째 輸入構成集團이나 네번째 輸入構成集團의 價格指數가 상승하였다면 總輸入需要의 規模는 감소했을 것이다. 마찬가지 방법이 〈表 6〉~〈表 9〉에 적용될 수 있으며 1986년의 경우 첫번째 또는 두번째 輸出構成集團의 輸出價格이 상승하면 전체 輸出供給은 증가할 것이나 세번째 또는 네번째 輸出構成集團의 輸出價格上昇은 全體 輸出供給能力의 萎縮을 가져올 것으로 추정된다.

〈表 6〉~〈表 13〉에 수록된 交叉價格彈性値는 式(17) 또는 式(17′)에 의거한 것으로, 生産模型의 特性을 활용하면 이들 彈性値들이 실제 資料에 나타난 産業別 輸出 및 輸入構成을 살펴봄으로써 얻을 수 있는 情報와 相衝되는가의 與否를 검토할 수 있다. 이를 위해서 輸出(輸入) 構成集團 i와 輸出(輸入) 構成集團 j의 變換彈性値(elasticity of transformation)를 다음과 같이 定義한다(Diewert (1974)).

$$\delta_{ij}=\frac{\pi(p^*)\cdot\partial^2\pi(p^*)/\partial p_j\cdot\partial p_i}{[\partial\pi(p^*)/\partial p_i]\,[\partial\pi(p^*)/\partial p_j]} \quad \cdots\cdots(18)$$

여기서 $\pi(p^*)$는 輸出(利潤)函數 또는 輸入(費用)函數, 즉 式(7) 또는 式(8)에 정의된 XR 또는 MR로 대체할 수 있으며 p_i, p_j는 각각 構成集團 i, j의 價格指數를 나타낸다. 式(18)은 $\partial x_i/\partial p_j$(또는 $\partial m_i/\partial q_j$)를 標準化

(normalization)한 것으로, δ_{ij}는 規模의 單位가 바뀌어도 변화하지 않고 對稱性(즉 $\delta_{ij}=\delta_{ji}$)을 만족시킨다. 式(18)을 式(16) 또는 式(16′)과 비교하면 다음과 같은 관계식을 유도할 수 있다.

$$N^{x}_{ij}=s_j \cdot \delta_{ij}$$
$$\bar{N}^{x}_{ij}=\bar{s}_j \cdot \bar{\delta}_{ij} \quad \cdots\cdots(19)$$

여기서 $s_j(\bar{s}_j)$는 輸出(輸入) 構成集團 j가 總輸出(總輸入)에서 차지하는 比重을 나타낸다. 따라서 式(19)를 이용하면 式(17)(또는 式(17′))은 다음과 같이 정리될 수 있다.

$$N^{K}_{ij}=s_j(\delta_{ij}+\varepsilon^{K}_{xx}) \quad \cdots\cdots(20)$$
$$\bar{N}^{K}_{ij}=\bar{s}_j(\bar{\delta}_{ij}+\varepsilon^{K}_{mm}) \quad \cdots\cdots(20')$$

式(20)((20′))이 주어지면 $N^{K}_{ij}(\bar{N}^{K}_{ij})$와 $N^{K}_{ji}(\bar{N}^{K}_{ji})$가 다른 값을 가지는 이유를 構成集團 j와 i가 서로 다른 輸出(輸入)比重을 갖기 때문이라는 데에서 찾을 수 있다. 반대로 $N^{K}_{ij}(\bar{N}^{K}_{ij})$와 $N^{K}_{ji}(\bar{N}^{K}_{ji})$를 비교하면 構成集團 j와 i의 輸出(輸入)比重을 間接的으로 구할 수 있다. 이렇게 간접적으로 구한 構成集團의 比重을 실제 資料와 비교하면 〈表 6〉~〈表 13〉에 수록된 彈性値들이 타당한 것인가를 파악할 수 있다.

먼저 〈表 6〉~〈表 9〉를 살펴 보면 N^{K}_{12}와 N^{K}_{21}을 비교하였을 때 두번째 輸出構成集團이 첫번째 輸出構成集團보다 輸出에서 더 큰 比重을 차지하는 것으로 나타난다. 그런데 이것은 실제 자료에서도 마찬가지인 것을 확인할 수 있었다. N^{K}_{13}와 N^{K}_{31}을 비교하였을 때 첫번째 構成集團이 세번째 構成集團보다 1973년까지는 輸出에서 차지하는 比重이 더 컸으나 1974년 이후에는 그 비중이 작아진 것으로 나타났는데 이것도 실제 資料에서 확인할 수 있는 것과 相衝되지 않았다. N^{K}_{14}와 N^{K}_{41}을 비교할 때는 彈性値들의 符號가 1972, 1976년에서로 맞지 않는 문제가 있기는 하지만, 이 두 해를 제외하고 비교했을 때, 1971년 이외에는 실제 資料와 相衝되지 않았다. 마찬가지 방법으로 N^{K}_{23}과 N^{K}_{32}, N^{K}_{24}와 N^{K}_{42}, N^{K}_{34}와 N^{K}_{43}을 비교하여 交叉彈性値로부터 間接的으로 유도한 輸出比重을 실제 資料를 비교할 때 모두 실제 資料와 相衝되지 않는 것을 확인할 수 있었다.

〈表 10〉~〈表 13〉에 나타난 輸入構成集團의 交叉彈性値로부터 間接的으로 유도한 輸入比重과 실제 資料에 나타난 輸入構成比重을 비교했을 때도 서로 相衝되는 것이 없는 것으로 확인되었다. 다만 $\bar{N}^{K}_{12}$와 $\bar{N}^{K}_{21}$을 비교하였을 때, 1971년이 예외적인 경우인 것으로 나타났을 뿐이다.

V. 結　論

本稿에서는 統合函數가 弱分離性을 가질 때 二段階極大化模型을 이용하여 輸出供給·輸入需要·國內供給·勞動需要의 價格彈性値와 세분된 輸出構成要素와 輸入構成要素의 價格彈性値를 구해 보았다. 上部模型의 推定結果에 의하면 國內供給과 輸出供給은 서로 代替關係, 輸入需要와 勞動需要는 補完關係에 있으며, 國內供給과 勞動需要, 輸入需要 그리고

輸出供給과 輸入需要·勞動需要는 投入·產出關係에서 각각 서로 補完關係에 있는 것으로 나타났다. 下部模型에서는 輸出構成集團과 輸入構成集團間 모두 構成集團間 代替·補完關係가 동시에 나타나고 있었다. 따라서 특정 輸出·輸入構成集團의 輸出 또는 輸入價格의 變動이 다른 構成集團의 供給 또는 需要에 미치는 영향은 양쪽 방향으로 나타날 것이다. 한편 本稿에서 추정한 交叉彈性値들은 실제 資料에서 얻는 情報와 相衝되지 않는 것으로 나타났다.

價格彈性値는 그 自體가 흥미있는 것일 수 있지만 이것이 一般均衡模擬實驗에 사용될 수 있을 때 그 效用이 더욱 增大될 것이다. 一般均衡計算模型(CGE)에서 여러가지 貿易政策實驗이나 外部環境의 변화가 輸出·輸入 또는 國內經濟에 미치는 영향을 分析하고자 할 때, 輸出·輸入의 價格彈性値가 模型內部에서 추정되기보다는 外生變數로 주어지는 경우가 많다. 이러한 脈絡에서 本稿에서 구한 彈性値들이 비록 매우 단순화된 模型에서 추정된 것이기는 하지만 보다 복잡하고 一般化된 計算模型에 投入될 경우 計算模型의 模擬實驗結果를 향상시킬 수 있을 것이다. 뿐만 아니라 大型計算模型에 직접 쓰이지 못하는 경우에도 國際貿易과 관련된 구체적 問題의 解決[14]을 위해 유용하게 쓰일 수 있다.

本稿에서 시도한 生產模型의 推定은 一般均衡模型의 推定과는 달리 消費部門을 고려하지 않은 部分均衡에 입각한 것이다. 따라서 本稿의 推定方法은 당연히 적지 않은 문제점을 지니고 있다. 무엇보다도 심각한 것은 生產部門에서 國內價格은 外生的으로 주어지고 이 가격에서 어떤 수준까지라도 國內販賣가 가능하다는 非現實的 假定을 想定한 것이다. 실제로 一般均衡模型에서는 적어도 國內價格은 內生的으로 결정되며 國際價格의 變動에 따라 변화할 수 있다. 이 밖에도 單純化된 模型을 설정하는 과정에서 발생하는 問題點들, 즉 收穫不變, 完全競爭, 特化되지 않은 資本과 같은 假定들이 推定結果에 미치는 影響도 看過할 수는 없을 것이다.

14) 예를 들면 Diewert-Morrison(1988)이 시도한 平價切下가 國際收支에 미치는 영향 같은 模擬實驗問題가 代表的인 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

吳正根, 「韓國經濟의 多部門豫測模型 ; II. 生產模型」, 『金融經濟硏究』, 第10號, 1990.

Burgess, D.F., "A Cost Minimization Approach to Import Demand Equations," *Review of Economics and Statistics, 56,* 1974, pp.225~234.

Diewert, W.E., "Applications of Duality Theory," in M.D. Intrilligator and D.A. Kendrick(eds.), *Frontiers of Quantitative Economics, II,* Amsterdam: North-Holland, 1974, pp.106~171.

Diewert, W.E. and C.J. Morrison, "Export Supply and Import Demand Functions; A Production Theory Approach," in R.C.

Feenstra(ed.), *Empirical Methods for International Trade*, Cambridge: MIT Press, 1988, pp.207~222.

Diewert, W.E. and T.J. Wales, "Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions," *Econometrica, 55,* 1987, pp. 43~68.

Fuss, M.A., "The Demand for Energy in Canadian Manufacturing; An Example of the Estimation of Production Structures with Many Inputs", *Journal of Econometrics, 5,* 1977, pp.89~116.

Fuss, M.A., D. McFadden, and Y. Mundlak, "A Survey of Functional Forms in the Economic Analysis of Production," in M. D. Intrilligator and D.A. Kendrick(eds.), *Frontiers of Quantitative Economics, I*, Amsterdam; North-Holland, 1974, pp.219~268.

Kohli, U.R., "A Gross National Product Function and the Derived Demand for Import and Supply of Exports," *Canadian Journal of Economics, 11,* 1978, pp.167~182.

Lawrence, D.A., "An Aggregator Model of Canadian Export Supply and Import Demand Responsiveness," *Canadian Journal of Economics, 22*, 1989, pp.503~521.

Wiley, D.E., W.H. Schmidt, and W.J. Bramble, "Studies of a Class of Covariance Structure Models," *Journal of American Statistical Association, 68*, 1973, pp.317~323.

Woodland, A.D., *International Trade and Resource Allocation*, Amsterdam; North-Holland, 1982.

個人所得稅收函數 推定

盧 基 星

本稿의 목적은 個人所得稅의 稅收豫測을 위한 模型開發에 있다. 일반적으로 個人所得稅는 소비세 또는 물품세와는 달리 복잡한 稅率構造를 가지므로 통계자료가 가능한 所得稅 種類別 稅收函數(근로소득세, 이자 및 배당소득세, 종합소득세 등의 세수함수)에 所得, 稅率構造, 稅率水準, 所得分配, 稅制(免稅點, 控除制度 등)를 說明變數로 포함시켜 추정해 보았다. 그리고 綜合所得稅는 申告 및 豫納된다는 데 착안하여 적절한 時差를 가지는 稅收函數로 설정하여 추정하였다. 상이한 접근방법으로 인하여 직접적인 비교는 어려우나 個人所得稅收의 所得彈力性이 기존의 추정치보다 작은 1.2~1.3으로 나타났다는 점이 本稿의 주요 결과 중 하나이다.

I. 序 論

本稿의 목적은 個人所得稅의 稅收豫測을 위한 模型開發에 있다. 일반적으로 個人所得稅는 소비세 또는 물품세와는 달리 복잡한 稅率構造를 가지고 있고, 우리나라의 경우 근로소득, 이자·배당소득, 양도소득, 산림소득 등 소득종류별로 세율구조를 달리하므로 本稿에서는 소득종류별 稅收函數의 分離推定을 시도하기로 한다.

우리 經濟는 소위 3低現象이라는 경제여건의 호전으로 1986~88년의 3년동안 경제 전체로는 급속한 성장과 國家財政의 측면에서는 연속적인 財政黑字를 시현하였다[1]. 그러나 一般會計에만 국한하여 보더라도 財政黑字의 발생, 즉 歲計剩餘金의 발생은 次期의 歲入豫算으로 계상되어 歲入을 증대시키고 그 다음해 稅輕減 壓力을 유발하여 稅入減少와 財政

筆者 : 本院 研究委員

* 筆者는 本院의 柳一鎬, 文亨杓 博士의 유익한 論評과 提案에 감사드리며, 또한 吳英秀 研究員과 朴恩姬 研究助員의 電算處理 및 原稿整理에 깊이 감사드린다.

1) 1985~88년간 總財政收支와 歲計剩餘金으로 본 財政黑字는 각각 85년 669億원과 1,890億원, 86

支出의 縮小를 가져올 수도 있다. 뿐만 아니라, 財政黑字의 발생은 그 해 가능하였던 財政支出을 결과적으로 연기하게 하여 適期의 事業施行을 불가능하게 하고, 剩餘金의 발생은 追更豫算 編成을 불가피하게 하는 경향이 있으므로 예산운용의 효율성을 저하시킬 수도 있다. 이러한 점에서 歲入의 大宗을 이루는 租稅收入의 정확한 예측이 대단히 중요하다. 그리고 정확한 稅收推計는 세제개편에 따른 稅收效果 分析을 위해서 필요하다. 稅制改編으로 인한 세수의 대폭적인 감소나, 급격한 세목별 비중의 변화 등은 바람직하지 않으므로 세제개편에 따른 稅收變動效果를 면밀히 분석해야 하고, 이를 위해서 정확한 세수추계와 예측이 필요한 것이다.

우리나라의 경우 예산편성시 所得稅 稅收豫測은 여타 세목에서와 같이 段階的 接近法이라는 방법에 의해 이루어지고 있는데, 이 방법은 아래와 같은 문제점을 내포하고 있다[2]. 첫째, 현행 방법은 t년의 稅收를 예측하는 경우 예측시점이 (t-1)년의 중반이므로 (t-1)년의 실제 稅收規模를 알 수 없고, (t-2)년의 중반에 예측된 (t-1)년의 稅收展望値를 基準稅收로 이용하므로 대단히 큰 豫測誤差를 가진다[3].

둘째, 현행 방법에서 稅法改正效果, 경제성장에 따른 소득세수의 自然增加分과 累進效果 등 계산에 적용되는 탄력성에 준하는 數値가[4] 제시되어 있으나, 그것의 도출과정과 매년 변동여부 등에 관한 것이 제시되지 않고 있으므로 恣意的일 가능성이 높다.

셋째, 신고분 소득세수예측의 경우 稅法改正效果를 구하는 데 t년과 (t-1)년에 유효한 稅法을 고려하여 시차를 두고 있으나, 경제성장은 (t-1)년의 것만을 적용하여 稅收豫測方法의 일관성이 결여되고 있다.

다른 한편으로, 우리나라를 대상으로 한 所得稅收推計의 實證硏究는 南相祐(1986), 車軿

년 2,736億원과 5,512億원, 87년 1兆 8,064億원과 1兆 3,649億원, 그리고 88년 1兆 7,993億원과 3兆 3,050億원이었음(財務部, 『財政金融統計』, 1990. 7 참조). 총재정수지는 歲計剩餘金과 약간 상이한데, 먼저 마감시기에 있어 총재정수지가 12월말 기준임에 비해 歲計剩餘金은 豫算會計法에 의거 익년도 1월 15일이 마감일임(政府計定 상호간 대체처리를 위한 收入·支出을 고려하기 위한 것임). 다음으로, 計定項目에 있어 다소간 차이를 보이는데, 총재정수지에서는 실제로 入·出이 발생한 경우라도 借入金(발생, 상환), 前年度移越金, 融資金(발생, 회수), 國債發行(상환), 其他 融資性 支出, 預託金 등은 고려에 넣지 않는 항목임. 뿐만 아니라 財務部 豫算管理課에서 IMF 기준에 따라 작성·공표(6개월마다)하는 綜合財政收支와도 管理對象會計, 計定에서 차이가 있음. 종합재정수지는 보다 광의의 政府部門의 收支를 포괄적으로 파악할 수 있는 점에서 比較優位가 있음. 따라서 當該年度 歲計剩餘金(일반회계대상)이 발생했다 하여 全體 政府部門 財政이 黑字라고 볼 수 없음.

2) 車軿權(1983, pp.23~25)과 經濟企劃院(1989, p.72)에 나타난 段階的 接近方法에 의한 소득세수 예측과정을 참조.

3) 최근 所得稅收를 비롯한 전반적인 稅收豫測의 正確度는 양적으로나 질적으로 여타국가에 비해서 떨어지고 있고 정확도의 향상속도는 느린 것으로 나타났음(崔洸·李基煥(1985) 참조). 그리고 所得稅收의 豫算과 實績을 비교해 보면 소득세 전체로는 실적이 예산에 비해 -12~30% 정도의 차이를 시현하고 있고, 1988년에는 무려 30%에 이르는 초과를 나타냈음. 1976년부터 보고된 신고분과 원천분의 예산대비 결산규모를 각각 비교하면 申告分은 70년 중반 이후 실적이 예산을 하회하는 반면(1977, 78년은 26%) 1980년대는 1~23% 초과하였고, 源泉分은 실적이 예산을 상회하는 1980년(43%), 1988년(35%), 그리고 1989년(51%)을 제외하고는 대체로 1~15%의 超過를 나타냈음(附表 1 참조).

4) 1982년도 소득세 신고분의 경우, 경제성장으로 인한 稅收增加分 계산시 81년도 稅收展望値에다

權(1983), 그리고 尹建永(1990)에서와 같이 稅收의 재량적 변동을 조정한 稅收統計를 이용한 巨視分析(소득세 종류별 세수함수를 분리추정하지 않았음)이었거나, 朴宗淇(1975), Park(1972)에서와 같이 稅率變數를 도입하여 사업소득세, 부동산소득세, 배당이득세 등을 추계함에 있어 실제 法定稅率構造가 아니라 平均實效稅率을 이용하는 것이었다. 이러한 접근법은 稅收統計를 조정하는 과정에서 오차가 크게 발생할 수 있고, 법정세율구조는 변화가 없더라도 平均實效稅率이 변동될 수 있으므로 역시 稅收豫測의 正確性을 저하시킬 수 있는 것이다.

따라서 本稿에서는 이러한 점을 보완하는데 유용한 稅收函數를 추정해 보기로 한다. 즉, 통계자료가 가능한 所得稅 種類別 稅收函數(근로소득세, 이자 및 배당소득세, 종합소득세 등의 세수함수)에 소득, 세율구조, 세율수준, 소득분배, 세제(면세점, 공제제도 등)를 說明變數로 포함시켰다. 그리고 綜合所得稅는 申告 및 豫納된다는 데 착안하여 적절한 時差를 가지는 세수함수로 설정하여 추정하였다.

本稿의 구성은 다음과 같이 이루어져 있다. II章에서는 稅收函數 推定의 이론적 모형을 時系列分析과 橫斷面分析의 두가지 경우로 나누어 간략하게 검토해 본 후, III章에서는 所得稅收函數模型을 설정한다. IV章에서는 소득세수함수를 추정하는 데 앞서 우리나라의 所得稅制 變遷過程과 所得稅 收入構造를 살펴보았다. 그리고 所得稅收函數를 근로소득세, 이자 및 배당소득세, 종합소득세의 네가지로 나누어 추정해 본다. 마지막으로 V章에서는 所得種類別 稅收函數 推定結果를 요약함으로써 결론을 맺는다.

II. 既存의 稅收推計 硏究

1. 既存 稅收推計硏究의 背景

지금까지 세수추계연구의 대부분은 所得彈力性 推定이었다 해도 과언이 아니다. 세수의 소득탄력성추정은 거시경제학에서 관심의 대상이 되었던 稅制의 自動調節機能의 程度를 추정하기 위해서 실증적으로 시도되었다. 自動調節機能의 정도는 租稅가 부과되는 경우와 그렇지 않은 경우의 乘數의 差異의 비율로 나타난다. 그러나 승수의 한 요소인 限界消費性向은 소비함수를 추정하여 구하면 되므로 어렵지 않은 반면, 限界稅率은 다양한 세목과 각기 다른 세율구조를 가지고 있으므로 거시적 실증분석으로 추정하기는 어려우므로 이를 간접적으로 계산하기 위해 세수의 所得彈力性($n_{T,Y}$) 추정이 필요하였던 것이다[5].

그리고 稅收의 所得彈力性 推定은 경제개발

81년 전산업성장률 27.5%를 곱함. 그리고 累進效果는 경제성장으로 인한 세수증가분에다 24.29%를 곱하여 계산함. 源泉分의 경우 81년 稅收展望値에다 82년 전산업성장률 23.1%를 곱하여 경제성장으로 인한 세수증가분을 계산하고, 累進效果는 경제성장으로 인한 증가분에 54.17%를 곱하여 누진효과를 구함. 이것은 암묵적으로 所得稅收의 소득탄력성이 1이고 累進效果는 세수의 자연증가분의 어떤 비율로 계산될 수 있다는 것을 가정한 것으로 보임.

5) 限界稅率$=n_{T,Y}\cdot(T/Y)$
(T는 稅收, Y는 國民所得)
Prest(1962), Baas-Dixon(1974), Dorrington (1974), Anderson(1973) 참조.

계획과 관련하여 이루어지기도 하였다[6]. 후진국의 경제개발계획 기간중 재정지출을 전망하여 이를 충당할 稅收가 과연 충분할 것인지를 분석하여 부족하다면 새로운 財源調達方案을 모색키 위한 목적으로 이루어지기도 했다. 이것은 세수의 소득탄력성 추정치를 이용하면 세수추계비용이 적게 들고 편리하기 때문이다. 따라서 이 방법은 실무적 차원에서 歲入豫算編成時 많이 이용되고 있는 것이 사실이다.

2. 旣存 稅收推計硏究[7]

가. 時系列 回歸模型

기존의 稅收推計模型은 총체화된 통계자료를 이용한 巨視模型과, 기본적으로는 이와 같으나 세목별로 약간 달리하는 稅目別 模型으로 크게 나누어진다. 그러나 이것은 통계자료의 巨視 및 微視에 의한 구분이지 근본적으로는 稅收入을 國民所得 또는 稅目別 課稅베이스의 함수로 본 점에서는 큰 차이가 없다. 본고의 목적은 소득세수함수 추정에 있으므로 所得稅收 推計模型을 중심으로 살펴보면 다음과 같다.

所得稅收函數는 간단하게

$$T=f(Y, m, \cdots\cdots) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

로 표시할 수 있을 것이다. 즉 稅收는 國民所得을 나타내는 Y, 稅率水準을 나타내는 m 등의 함수로 표시된다. 만약 稅率構造가 比例稅이면

$$T=mY \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

가 된다. 그러나 현실적으로 所得稅率構造가 누진적인 것이 보통이므로 (2)식과 같이 모형을 설정할 수는 없다. 따라서 기존의 回歸模型은 아래 (3)식과 같이 세수입을 국민소득만의 함수로 하여 所得彈力性을 추정한 것으로 사료된다.

$$\log T=\alpha_1+\alpha_2 \log Y \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

여기서 세수통계자료는 어느 한 연도를 기준으로 하여 조정된 것임에 유의할 필요가 있다. 즉, 세수입에 미치는 여타 변수(稅制)들의 효과인 裁量的 效果를 原系列에 加減하여 國民所得의 변동이 세수입에 미치는 효과인 自動的 效果만을 추출하는 것이다.

原系列을 조정하는 방법으로 ① 不變稅率構造方法 ② 比例調整法 ③ 「더미」變數方法 ④ 「디비시아」方法의 네가지가 이용되는데, 이들은 각각 데이터 조정의 일관성 결여와 긴 시계열자료일 경우 조정의 어려움, 실제조정계열과의 괴리, 자유도의 축소, 세제변동효과의 불완전한 제거 등의 문제점을 내포한다. 이렇게 볼 때 기존연구에서는 稅收推計模型間 正確性을 비교한 尹建永(1990) 외에는 模型開發의 試圖가 이루어지지 않았으며, 국민소득 이외의 요인에 의한 稅收變動을 統計調整으로 반영한 것이었다[8]. 이러한 방법은 消費稅나

6) Chand(1975)는 2次 經濟開發計劃(1971~75년)을 추진했던 말레이시아를 위해 준비된 것임. p.3 참조.

7) 기존연구에 대한 자세한 설명은 盧基星(1990) 참조.

8) 통계자료조정에 의한 稅收의 所得彈力性 推定에 과도하게 치중한 나머지 稅收函數模型의 洗練化가 아직 이루어지지 않은 것으로 보임. 또 세수통계 조정방법에 관한 자세한 논의는 盧基星(1990) 참조. 尹建永(1990)에서는 조정된 세수통계를 이용하여, 본문 (3)式과 같은 탄력성 모형, (3)式에 시차를 둔 多項分布模型(PDL), 差

附加價値稅 등과 같은 比例稅의 경우나 모든 稅目을 합쳐 巨視的으로 추계할 때는 이용가능하지만 稅率構造가 누진적이고, 여러가지 공제가 허용되는 個人所得稅의 경우에는 세율과 누진구조 외에 所得水準別 人口分布, 徵稅行政의 改善, 控除規模의 크기 등에 의해서도 세수가 변동하므로 이들을 고려해야 할 것이다. 그리고 原系列에 加減 調整하는 稅法改正效果도 역시 추정되어야 하는데, 이의 추정이 부정확하다면 세수추계 자체에도 영향을 미치므로, 稅法改正效果의 정확한 推定이 아울러 중요하다고 하겠다.

나. 橫斷面 模型

시계열자료를 이용한 회귀분석과 함께 세수추계보다는 所得彈力性 推定에 더 중점을 둔 橫斷面分析도 시도되었다. 이 방법은 시계열모형에서와는 달리 稅收統計調整의 번거로움이 없다는 장점을 가지고 있으나, 매년 탄력성의 값이 변한다는 약점도 함께 가진다.

橫斷面 分析에서 가장 간단한 방법을 이용한 것이 Hutton-Lambert(H-L)(1982)와 OECD(1984)이다. H-L(1982)는 소득계급을 두 그룹으로 나누어 각 그룹의 탄력성을 가중평균하여 구하였다. 그들의 소득탄력성 계산공식은 전체세수, 그룹별 공제액 그리고 그룹별 소득과 같은 손쉽게 구할 수 있는 정보를 이용한다는 장점을 가진다. OECD(1984)는 한 연도의 소득계급별 限界稅率 그리고 平均稅率을 구하여 이 둘의 비율로서 彈力性을 구하고, 이들을 가중평균하여 당해연도의 소득세의 소득탄력성을 추정하였다. 그리고 Hutton and Lambert(1980)는 累進個人所得稅制 아래서의 稅收의 所得彈力性이 항상 1보다 크고, 이것은 세율의 누진구조와 소득공제제도에 의한 두 부분으로 나누어지는 것을 보였다[9]. 마지막으로 Wellink(1974)는 1967년 네덜란드의 소득세자료를 이용하여 所得稅收의 所得彈力性을 계측하였는데, 「파레토」所得分布函數와 累進稅率構造를 나타내는 함수를 각각 추정하여 추정된 계수들을 稅收公式에 적용하였다는 점에서 H-L과 OECD 방법보다 진일보한 것이라 할 수 있다.

III. 個人所得稅收 推計模型

1. 模 型

稅收推計를 위해서 가장 먼저 수립해야 할 것이 稅收函數이다. 먼저 세수함수를 연립방정식체계 또는 단일방정식으로 설정할 것인지를 결정해야 한다. 租稅收入을 분석대상으로 할 때는 巨視經濟理論에서 논의되는 바와 같이 稅收는 國民所得과 稅制의 함수이고, 국민

分模型, 그리고 差分模型에 시차를 둔 模型(DPDL)의 네가지 모형의 예측력을 비교함. 이 결과 소득세수 예측의 경우 DPDL이 가장 豫測力이 높았다고 함. 그러나 소득세 종류별 세수함수의 분리추정은 이루어지지 않았고 또한 조정된 통계를 이용하였음.

9) $n_{T,Y}=1+[\sum_{j=1}^{p}(m_j-m_{j-1})\ \beta_j\ N_j+\sum_{j=0}^{p}m_jA_j]/T\geqq 1$

T : 所得稅收
N_j : 계급에 속하는 課稅者數(j는 소득계급을 나타내는 하첨자)
A_j : 所得控除額
n : 所得稅收의 所得彈力性
β : 각 계급의 가장 낮은 所得金額
p : 最高稅率適用 所得階級
m : 限界稅率

소득은 다시 稅制의 함수이다. 따라서 연립방정식체계를 설정하여 여타 巨視經濟變數와 연결시켜 볼 필요성이 있다. 그러나 본 연구에서는 개인소득세 한 세목만을 다루고 있고, 단기적으로 세제가 소득에 미치는 영향은 미미할 것이므로 單一方程式으로 설정하기로 한다.

다음으로 稅收函數는 경상가격 기준으로 설정하기로 한다. 이것은 우리의 관심이 經常稅收規模에 있고, 이것이 직접 政策立案 및 歲入豫算編成과 같은 실무에 도움이 되기 때문이다. 또한 세수함수 추정작업이 결국에는 稅收展望과 연결되므로, 전망의 용이를 위해서 본 연구는 時系列回歸模型을 설정한다. 마지막으로 稅制變動의 效果를 기존의 데이터調整法에 의하지 않고 稅制變動을 수량화하여 설명변수에 명시적으로 포함시킨다. 이상의 稅收函數의 기본적인 고려사항이 정해지면 세수함수의 回歸模型은 간단히 설정될 수 있다. 소득세에 중점을 두어 모형을 수립해 보면 다음과 같다.

所得稅(T)는 기본적으로 課稅베이스가 되는 所得(Y), 所得稅制(TS)(공제제도, 세율구조, 감면제도, 세액공제제도, 징수제도 등)의 함수이고 여타 변수인 所得分布 및 所得分配狀態(ID) 등이 포함될 수 있을 것이므로

$$T=f(\overset{(+)}{Y},\ \overset{(+,-)}{TS},\ ID,\cdots\cdots)+\varepsilon\cdots\cdots(4)$$

로 나타낼 수 있다(여기서 기간을 나타내는 하첨자는 생략함). ε는 교란항을 나타낸다.

소득이 증대하고 세율구조가 더 누진적이고 감면조항이 축소되면, 다른 사정이 불변일 때 稅收는 늘어나고 稅額控除額과 免稅點이 인상되면 세수는 줄어들 것으로 기대된다. 세무행정의 개선으로 所得捕捉率이 높아진다면 역시 稅收가 늘어날 것이다. 뿐만 아니라, 稅前 소득분배가 더 개선되고 다른 사정이 동일하다면 累進稅率構造 아래서는 稅收가 減少할 것으로 기대된다. 所得種類別 稅收函數推定은 그에 상응하는 과세베이스, 세율구조, 감면제도, 세액공제제도 등을 적절히 이용하고 관련 설명변수를 적절히 첨삭함으로써 가능하다. (4)식의 구체적인 함수형태는 선형, 로그선형 등의 형태로 적절하게 변형될 수 있고, 통계자료만 가능하다면 그렇게 어려운 작업은 아니다. 무엇보다 가장 중요한 것은 어떻게 所得稅制變動을 수량화하느냐이므로 아래에서 이를 자세히 살펴본다.

2. 稅制變動의 數量化

세수함수 추정시 가장 어려운 작업은 裁量的 稅收變動分을 어떻게 설명하느냐이다. 이미 살펴본 것과 같이 기존연구는 재량적 변동분을 統計調整法과 「더미」변수를 이용한 計量的 方法으로 제거하여 原系列을 조정하였다. 그러나 이 방법은 세제개편과 같은 세율구조의 변동에 따른 稅收變動을 事前的으로 설명할 수 없다는 약점을 가지고 있다. 따라서 본 연구에서는 가능한 한 稅制變動을 수량화하여 기존의 방법들과는 달리 稅收模型에 세제를 반영하는 설명변수를 명시적으로 도입한다. 소득세제의 경우, 핵심은 累進構造이다. 누진구조는 공제제도와 누진세율 구조로 이루어진다. 같은 稅率構造 아래서 면세점이 높아질수록, 그리고 같은 면세점 아래서 세율구조가 더 누진적일수록 稅制가 더 누진적이게 된다. 그러므로 여기에서는 所得稅制를 이 둘로 크

게 나누어 稅收函數에 포함시킨다. 면세점은 기존자료가 가능하므로 이를 회귀분석시 이용하고, 稅率構造는 세법상 규정되어 있는 세율표를 이용하여 아래와 같은 모형을 回歸分析하여 추정된 계수를 代理變數로 하였다.

$$T_i = A Y_i^{\alpha_1} \rightarrow (ln\ T_i = \alpha_0 + \alpha_1\ ln Y_i) \cdots (5)$$

i : 소득계급, $\alpha_0 = lnA$

여기서 Y_i와 T_i는 각각 i계급의 課稅標準과 算出所得稅額을, 그리고 α_0, α_1은 계수를 나타낸다. 소득계급이 10구간 미만인 1969~72년 기간과 1989년에는 한 구간에 1/3, 2/3 지점을 선택하여 표본수를 늘렸고(단, 최저소득 계급구간과 최고소득 계급구간에서는 중간지점을 선택하였음), 1975~88년 기간은 소득계급수가 16~17개였으므로 중간지점을 선택하였다[10].

A의 변동은 세제의 전반적인 稅率水準의 변동을 나타낸다고 보아도 무리가 아닐 것이다. 이것은 比例稅制인 경우 A는 바로 세율이기 때문이다. α_1은 세수의 所得彈力性이므로(엄격히는 과세표준에 대한 탄력성) $\alpha_1 > 1$이면 累進的인 稅率構造를, $\alpha_1 < 1$이면 逆進的인 稅率構造를, $\alpha_1 = 1$이면 比例稅를 뜻한다. 보통 所得稅制가 累進構造를 가지므로 α_1은 1보다 클 것으로 기대된다. 따라서, 이미 알고 있는 免稅點과 계수의 추정치 $\hat{\alpha}_0$와 $\hat{\alpha}_1$을 稅收函數의 說明變數로 이용하므로 裁量的 變動分을 따로 조정할 필요는 없다. 그리고 통계가 가능하다면 추가적인 분석을 해보아야 하겠지만 명시적인 稅制變動의 반영으로 데이터 조정에서 야기되는 誤差를 줄일 수 있을 것으로 사료된다. 한가지 유의할 것은 α_1을 소득세제의 누진도를 나타내는 것으로 이용할 수는 없다는 점이다. 소득에 대한 탄력성이 아니고, 과세표준에 대한 것이므로 그만큼 누진도를 충분히 나타내지는 못한다. 단지, 여기서는 두 추정치를 所得稅制의 代理變數로 이용한다.

10) 연도별 소득계급수는 IV章의 〈表 1〉 참조.

11) 分類所得體系란 소득의 원천을 구별하지 않고 모두 합산하여 소득세를 부과하는 종합소득세체계와 상반되는 개념으로 所得源泉別로 소득세를 부과하는 制度를 뜻함. 소득원천별로 소득세를 근로소득세(갑, 을), 이자·배당소득세, 부동산소득세, 사업소득세, 퇴직소득세, 산림소득세로 나누어 볼 수 있는데, 1975년 이후 종합소득세제 아래서는 이를 원천분, 신고분으로 나누고 있어 이자소득세, 배당소득세는 분리과세되고, 근로소득, 부동산소득, 사업소득, 기타소득은 종합과세되고 있음. 財務部, 『韓國稅制史』, 1979 및 國稅廳, 『國稅廳 二十年史』, 1986 참조.

IV. 個人所得稅收 函數推定

1. 所得稅制의 變遷

우리나라 所得稅制는 1961년의 전면적 세제개편에 따라 완전한 分類所得稅制를 확립했다[11].

미군정시대에는 식민지시대의 所得稅制가 1947년 6월 21일, 1948년 4월 1일 두 차례에 걸쳐 개정되었는데, 그 주된 내용은 소득세율 인상, 인적공제확대, 資本利得課稅와 讓渡所得課稅의 도입 등이었다. 정부수립후 정부는 우리나라 실정에 맞는 세제를 마련하여 健全財政의 기틀을 마련하기 위해 1949년 7월 稅制改革委員會를 설치하여 稅制改革을 추진하

〈表 1〉 所得稅率構造의 變化

(단위 : %, 萬원)

	勤勞/綜合所得稅[1]					不動產/事業所得稅[2]				利子·配當稅 率[5]	稅制上의 주된 變化(입법된 연도 기준)
	階 級	最低稅率	最高稅率[3]	最低/最高課標 (年)	勤勞者免稅點[4]	階 級	最低稅率	最高稅率	最低課標		
1961	6	3	21	—	—	—	—	—	—	—	세제전반대개혁, 완전분류소득체계확립, 이자소득과세, 국세·지방세의 조정, 자진신고납부제, 원천징수제도 신설
1962	3	7	25	—	—	—	—	—	—	—	소득세누진세율구조강화, 공개법인배당소득의 비과세, 증권거래세 신설
1963	4	7	35	—	—	—	—	—	—	—	
1964	4	7	35	—	—	—	—	—	—	—	
1965	4	7	35	—	—	—	—	—	—	—	소득세 누진구조강화, 자산재평가세법제정, 조세감면규제법 제정
1966	4	7	35	—	—	—	—	—	—	—	국세청 발족
1967	5	7	40	24	—	—	—	—	—	—	누진구조강화, 최고세율인상, 연소득 500萬원이상의 고액소득자에 종합소득과세, 부동산투기억제세 신설, 전화세법 신설, 지상배당 도입
1968	7	7	50	18	—	—	—	—	—	15/5/20	
1969	8	7	50	18/96	—	6	15	50	10	15/5/20	
1970	9	7	50	12/240	12	6	15	50	10	15/5/20	주류세 신설
1971	9	7	50	12/240	12	6	15	50	10	15/5/20	세율인하조정, 기초공제액 인상, 공개법인 대주주 배당소득과세
1972	9	7	48	12/240	18	5	15	48	15	20/5/20	8·3 조치
1973	9	7	48	12/240	18	5	15	48	15	20/5/20	
1974	9	7	48	12/240	21.6	5	15	48	15	20/5/20	종합소득세제강화
1975	16	8	70	24/4,800	78	16	8	70	24	25/5	부양가족공제인상, 방위세 신설
1976	16	8	70	24/4,800	98	16	8	70	24	25/5	근로소득공제·기초공제·배우자공제액 인상, 보험료공제 신설, 부가가치세 신설
1977	16	8	70	42/5,760	144	16	8	70	42	25/5	배우자공제액 인상, 의료비 공제신설
1978	16	8	70 (89.25)	60/8,400	160	16	8	70 (89.25)	60	25/5	근로소득공제·배우자공제·부양가족공제액 인상, 보험료 공제액 인상

1979	16	8	70 (89.25)	60/8,400	208	16	8	70 (89.25)	60	25/5	세율인하, 근로소득공제·기초공제·부양가족공제액 인상, 보험료 공제액 인상
1980 ~81	17	6	62 (79.05)	120/6,000	238	17	6	62 (79.05)	120	25/5('80) 10('81)	
1982	17	6	60 (76.5)	120/6,000	268	17	6	60 (76.5)	120	10	세율인하, 제 공제액 인상, 교육세 신설
1983 ~88	16	6	55 (70.125)	180/6,000	274	16	6	55 (70.125)	180	10	세제단순화작업, 제 공제액 인상, 세율인하('88) 지상배당 폐지('85)
1989	8	5	50 (63.75)	250/5,000	460	8	5	50 (63.75)	250	10	

註 : 1) 1974년까지는 근로소득세율(甲)이고, 이후는 종합소득세율임.
2) 1975년 이후는 종합소득세율임.
3) ( )안의 값은 방위세·주민세 포함한 값임.
4) 5인 가족기준.
5) 이자·배당소득세율은 1968~74년까지는 甲·乙配/紙配/內配이며, 1975~80년까지는 대주주 甲配/소액주주 배당의 세율을 나타내며, 이자소득세율은 5%임.

資料 : 財務部, 『總括制度分科研究委員會 參考資料』, 1980. 11.
_____, 『財政金融 30年史』, 1978.
_____, 『韓國稅制史』(上·下), 1979.
財務部 稅制局, 『主要稅務統計資料』, 1986. 10.
沈錫茂, 「국제경쟁력 및 기업체질 강화를 위한 稅制改編方案」, 『韓國租稅研究』, 第1卷, 稅經社, 1985, pp.264~266.

였고, 이 중 소득세제는 종래의 제1종 소득세를 법인세, 제2종(이자·배당소득세)과 제3종 소득세(근로소득세)를 통합하여 一般所得稅와 特別所得稅로 구분, 일반소득은 綜合課稅하고 개별소득에 대해서는 源泉課稅를 실시하기로 하였다. 세율구조는 超過累進이고, 소득계급은 17등급이었다.

6·25 전쟁의 휴전이 성립된 후 UN의 조세전문가 Wald의 경제부흥을 위한 기업소득의 우대와 間接稅 爲主의 세제개편 건의를 참작하여 1954년에 세법을 전면 개정했다. 이때 分類所得稅制를 기본으로 하고 綜合所得稅로서 보완하게 하였으며 세율은 비례세로서 8~15%, 종합소득세는 8단계 累進稅率을 적용하였다. 1958년에는 종합소득세제가 폐지되었고, 이후 몇회의 세법개정을 거친 후 1961년에는 第1次 經濟開發 5個年計劃을 수행하기 위한 開發財政의 기틀을 마련하기 위해 전면적인 稅制改革을 단행하였다. 내용은 分類所得稅制의 확립, 자진신고납부제 및 원천징수제도의 신설, 이자소득 비과세 등이었다.

이후 1967년과 1974년 두 차례에 걸쳐 전면개정이 있었는데, 1967년에는 第2次 經濟開發 5個年計劃을 지원하는 直接稅制 强化를 이루었고, 1974년에는 고도성장의 개발성과를 적정 배분하여 조세의 所得再分配機能을 강화함으로써 서민생활의 안정과 복지사회 건설을 그 목표로 하였다.

1967년에는 綜合所得稅制度의 실시에 대비한 단계적 조치를 취하였고, 최고세율을 50~55%로 소득계급을 다단계화하여 分類課稅를 강화하였다. 1974년에는 1973년의 석유파동과 같은 급변하는 世界情勢變化에 부응하는 세제를 수립하기 위하여 전면적인 세제개혁이 이루어졌는데, 이의 일환으로 형평성 제고를 위하여 綜合所得稅가 강화되었다. 현재의 소득세제 골격은 이때 마련된 것으로 讓渡所得 課稅制度를 신설하고 利子·配當所得에 대한 과세를 강화하였다.

所得稅收推計와 관련하여 근로소득세 稅率構造變遷을 1975년 이전은 갑종근로소득세, 그 이후는 종합소득세를 기준으로 하여 살펴보면 〈表 1〉에 나타나 있는 바와 같다. 1967년의 전면적인 세제개혁의 결과 1968년에 소득계급은 7단계로, 최고세율은 50%로 상향조정되어 累進構造가 强化되었다. 1969년과 1970~74년에는 각각 所得階級이 8단계와 9단계로 늘어났고, 최고세율은 거의 그대로 지속되었다. 단지 1972~74년에는 근로소득세의 免稅點이 18萬원과 21.6萬원으로 각각 上向調整되었다.

1974년의 또 한 차례의 전면적인 세제개혁으로 이전까지의 甲種勤勞所得이 綜合所得稅制로 흡수통합되어 세율구조가 대폭 복잡하게 되어 16단계, 최고세율이 70%로 인상되고 면세점도 78萬원으로 상향조정되었다. 이때의 세율구조가 1979년까지 면세점의 계속적인 상향조정(78萬원에서 208萬원으로)만 이루어지면서 그대로 유지되다가, 1980~82년에는 세율이 소폭인하되었다. 1983년에 추가로 稅率의 引下를 단행해 최저세율은 6%, 최고세율은 55%, 면세점은 274萬원이었는데, 그것은 1988년까지 유지되었다. 현재(1989년)는 所得階級을 8단계로 縮小하고 稅率을(최저세율을 6%에서 5%로, 최고세율을 55%에서 50%로) 小幅引下하고 免稅點도 460萬원으로 引上하였다.

不動產所得 및 事業所得稅率 體系도 근로소

득세와 마찬가지로 1975년 종합소득세제 실시 이전에는 소득계급이 6단계, 세율이 15~50%였으나, 그 이후는 종합소득세율표에 의거 과세됨으로써 대폭 복잡해졌다.

配當所得稅率 體系는 1968년에 도입된 留保利益을 配當으로 간주하는 紙上配當을 포함하여 甲·乙種 配當, 丙種 配當이 각각 다른 5%, 15/20%, 20%의 세율로 나누어져 있었으나, 1975년에서 1980년까지는 사실상 5%라는 저율의 利子·配當所得稅率을 적용하여 자본축적을 권장하는 정책을 견지하였다. 그리고 1981년부터는 10%의 세율을 유지하고 있고, 1986년에는 紙上配當에 대한 과세제도가 폐지되었다. 이자소득세율체계도 배당소득세에서와 같이 1975년부터 1980년까지는 5%의 저율과세를 유지하다가 1981년부터 10%로 상향조정하였다. 최근에 非實名에 대한 세율을 15%(1983년)에서 20%(1985년), 40%(1989년)로 상향조정하고 있다. 뿐만 아니라 利子所得은 거의 분리과세되고 있는 실정이고, 配當所得은 50~60% 정도가 分離課稅되고 나머지는 綜合所得에 합산되어 과세되고 있다[12].

〈表 2〉는 勤勞所得/綜合所得稅率構造의 변천을 (5)식의 推定値를 통해서 살펴본 것이다. 1969년을 대상으로 추정한 결과 $\hat{\alpha}_1$는 1.5로 稅率構造가 累進的임을 알 수 있다. 1970년에는 所得階級이 69년의 8단계에서 9단계로 늘어나는 대신 最低課標가 18萬원에서 12萬원으로 낮아졌고, 最高課標가 96萬원에서 240萬원으로 대폭 상향조정되었다. 그리고 最低稅率과 最高稅率은 變動이 없었다. 所得階級이 늘어나면 累進構造가 강화되리라고 보통 기대할 수 있는데, 이 경우에는 오히려 $\hat{\alpha}_1$의 推定値가 1.4로 낮아져 累進度가 약화됨을 알 수 있다. 이것은 最高稅率은 변화가 없이, 最高課標가 무려 150%나 상향되었기 때문인 것으로 사료된다. 1972년에는 所得階級數, 最低稅率, 最低/最高課標가 동일하나 最高稅率이 2%포인트 낮아져, 累進度가 약화될 것으로 쉽게 짐작되고, $\hat{\alpha}_1$도 1.40으로 낮아졌다.

〈表 2〉 勤勞所得稅와 綜合所得稅率構造의 變遷
— $ln\ T_i=\alpha_0+\alpha_1\ ln\ Y_i$의 推定結果 —

	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$
1969	-9.0956	1.5335
1970~71	-7.6564	1.4211
1972~74	-7.4156	1.4018
1975~76	-7.3022	1.3843
1977	-7.9027	1.4117
1978~79	-8.0840	1.4133
1980~81	-10.0528	1.5192
1982	-9.8630	1.4987
1983~88	-10.0590	1.5044
1989	-11.1312	1.5607

註 : OLS에 의해 추정한 것임. i는 각 소득계급을 나타내는 첨자이고, Y_i는 과세표준, T_i는 이에 상응하는 산출세액임. 단, 1969년부터 1974년까지 그리고 1989년은 계급구간의 수가 작아서 표본수를 늘리기 위해서 각 계급의 1/3, 2/3 지점의 값을 취해서 Y의 값으로 삼았으며, 그 이후에는 각 계급의 중간값을 취해서 Y의 값으로 삼았음. 위 계수추정결과는 盧基星(1990)의 것과 차이가 나는데(특히 α_0), 이는 통계자료의 단위변경(1,000원에서 1원으로)과 일부 잘못 계산된 稅額計算의 수정에 의한 것임. 그리고 $\bar{R}^2$는 모두 0.99 이상을 나타냈음.

1975년에는 所得階級이 16계급으로 最低稅率이 1%포인트, 最高稅率이 22%포인트 인상되어, 稅制가 대폭 강화되었다. 그리고 最低 및 最高課標가 각각 2배 및 20배로 대폭 상향조정되었다. 따라서 이 경우에도 1970년에서

12) 尹建永(1987)에 의하면 1985년 이자소득은 99%가, 배당소득은 56.2%가 분리과세되고 있음. p.48 참조.

와 같이 累進度가 오히려 약화되었다고 할 수 있다. 1977년에는 最低/最高課標가 인상되었는데, 最高課標가 상대적으로 낮은 변동률을 나타냄으로써 $\hat{\alpha}_1$은 커졌다. 1980년에는 所得階級數가 1개 늘어났고, 最低課標는 2배로 인상되었으며, 最高課標는 1979년의 경우보다 줄었다. 그리고 最低 및 最高稅率이 각각 2% 포인트, 8%포인트 낮아졌으나, 1980년 最高課標에서의 稅率은 1979년의 경우와 비슷하므로 累進度는 더욱 강화되었다고 할 수 있다. $\hat{\alpha}_1$의 推定値도 증대된 1.5를 나타내었다. 1982년에는 最高稅率이 2%포인트 낮아져 累進度는 약간 약화되었고($\hat{\alpha}_1=1.49$), 1983년 이후 最高課標가 낮아지고 最低課標가 대폭 상승하여 累進構造가 强化되어 $\hat{\alpha}_1$의 값도 크게 나타났다. 이를 토대로 ① 다른 사정이 동일할 때 最低稅率이 引下(인상)되면 累進構造가 强化(약화)되고 ② 最高課標가 引下(인상)되면 累進構造가 强化(약화)되며 ③ 所得階級數가 增大된다고 하여 반드시 稅制의 累進構造가 强化되는 것이 아님을 알 수 있다. 그리고 稅制의 累進構造를 정확히 파악하기 위해서는 所得分布를 勘案해야 한다는 데 유의할 필요가 있다 하겠다.

$\hat{\alpha}_0$는 $\hat{\alpha}_1$에서와는 반대로 점점 커지다가 1975, 1976년에 가장 높고 이후 계속 낮아진 것으로 나타났다. 이것은 $\hat{\alpha}_0$와 $\hat{\alpha}_1$의 값이 서로 강한 逆相關關係를 가지기 때문이지만, 각 所得階級의 下限과 上限所得이 같은 비율로 모두 상향조정된 것이 아니고 高所得階級 區間이 상대적으로 낮은 비율로 상향조정되었으며, 累進構造를 강화하면 전반적인 稅率水準을 낮출 수 있는 餘地가 있기 때문인 것으로 보인다[13].

2. 所得稅收構造

所得稅는 〈表 3〉에 나타난 바와 같이 1966년에 국세에서 21.0%를 차지하여 稅收入面에서 가장 중요한 稅目이었으나 1988년에는 15.2%를 나타내 그 중요성이 상대적으로 많이 낮아졌다. 소득세 종류별로 보면 1966년의 甲種勤勞所得稅와 事業所得稅가 전체 소득세에서 각각 46.3%와 44.8%를 차지하여 소득세가 이들 두가지 세목으로 이루어져 있었다 하여도 과언이 아니었다. 다음으로 갑종·병종 배당소득과 부동산소득이 각각 5.4%, 2.0%를 차지하였다.

이후 1975년까지 甲種勤勞所得稅는 40~50% 사이에서, 사업소득세는 30~40% 사이에서 그 비중을 유지하였다. 그러나 1969년의 부분적인 종합소득세제 실시로 綜合所得稅의 比重이 1969년의 1.1%에서 점점 높아져 1974년에는 8.7%에 이르렀다. 1970년대 후반 이후에도 근로소득이 가장 중요한 소득세수의 원천이 되는 것으로 나타나 1976년의 42%에서 다소 변동을 나타내다가 1988년에는 47.2%로 높아졌다. 근로소득세가 소득세에서 차지하는 비중은 40~50% 정도로 대단히 높은 것을 알 수 있다. 다음으로 주요한 소득세의 원천은 종합소득과 이자소득이다. 그러나 그 중요성은 종합소득에서는 점점 낮아지는 반면 이자소득은 점점 높아졌다. 綜合所得稅

13) $\hat{\alpha}_0$와 $\hat{\alpha}_1$의 逆相關關係는 이를 선형으로 회귀분석을 해보면 아래와 같이 나타나는 것으로 보아 알 수 있음.

$$\hat{\alpha}_0 = \underset{(4.7)}{3.19} - \underset{(18.1)}{31.9}\ ln\hat{\alpha}_1$$

$\bar{R}^2=0.94$, ( )안은 t-통계치의 절대값

〈表 3〉 所得稅 種類別 稅收構造

(단위 : 億원, %)

	總租稅	國稅[1]	所得稅									
					申告分[4]						源泉分	
							綜合所得稅		讓渡所得稅			
			金額	比重[2]	金額	比重[3]	金額	比重	金額	比重	金額	比重
1966	1,126	966	203	21.0	—	—	—	—	—	—	—	—
1967	1,549	1,411	310	22.0	—	—	—	—	—	—	—	—
1968	2,305	2,142	476	22.2	—	—	—	—	—	—	—	—
1969	3,151	2,871	696	24.2	—	—	8	1.1	—	—	—	—
1970	3,981	3,648	845	23.2	—	—	34	4.0	—	—	—	—
1971	4,919	4,531	1,076	23.8	—	—	53	4.9	—	—	—	—
1972	3,230	4,763	1,047	22.0	—	—	65	6.2	—	—	—	—
1973	6,526	5,785	1,237	21.4	—	—	88	7.2	—	—	—	—
1974	10,217	9,137	1,647	18.0	—	—	144	8.7	—	—	—	—
1975	15,498	13,010	1,986	14.3	—	—	233	11.7	19	1.0	—	—
1976	23,133	20,927	3,190	15.2	1,352	42.4	691	21.7	122	3.8	1,839	57.6
1977	29,493	26,227	3,527	13.5	1,459	43.9	1,477	41.9	137	3.9	1,987	56.3
1978	40,955	26,523	4,678	17.6	2,089	44.7	1,743	37.3	346	7.4	2,588	55.3
1979	53,609	47,617	6,147	12.9	2,863	46.6	2,472	40.2	390	6.3	3,284	53.4
1980	65,754	58,077	6,614	11.4	2,988	45.2	2,599	39.3	389	5.9	3,626	54.8
1981	81,724	72,579	8,862	12.2	3,147	35.5	2,557	28.9	590	6.7	5,714	64.5
1982	95,156	83,964	10,055	12.0	3,737	37.2	2,942	29.3	795	7.9	6,318	62.8
1983	114,479	100,527	11,361	11.3	4,360	38.4	3,227	28.4	1,133	10.0	7,001	61.6
1984	124,082	108,097	12,291	11.4	4,537	36.9	3,544	28.8	994	8.1	7,753	63.1
1985	135,314	118,764	14,816	12.5	5,269	35.6	4,339	29.3	930	6.3	9,546	64.4
1986	154,160	136,063	17,846	13.1	6,259	35.1	5,038	28.2	1,067	6.0	11,587	64.9
1987	185,360	163,437	21,589	13.2	7,177	33.2	5,648	26.2	1,368	6.3	14,412	66.8
1988	225,842	194,842	29,641	15.2	9,842	33.2	6,602	22.3	3,070	10.4	19,799	66.8
1989	251,799	212,341	35,569	16.8	12,999	36.5	7,438	20.9	5,614	15.8	22,570	63.5

(단위 : 億원, %)

	所得稅											
	源泉分											
	利子所得稅		配當所得稅		利子+配當所得稅		事業所得稅		勤勞所得稅		不動產所得稅[6]	
	金額	比重	金額	比重	金額	比重	金額[5]	比重	金額	比重	金額	比重
1966	—	—	11	5.4	11	5.4	91	44.8	94	46.3	4	2.0
1967	—	—	23	7.5	23	7.5	124	39.9	153	49.4	7	2.3
1968	—	—	48	10.0	48	10.0	183	38.4	229	48.1	13	2.7
1969	—	—	68	9.8	68	9.8	229	32.8	363	52.2	24	3.5
1970	—	—	93	11.0	93	11.0	331	39.2	348	41.2	34	4.0
1971	—	—	116	10.8	116	10.8	384	35.7	466	43.3	47	4.4
1972	—	—	82	7.8	82	7.8	364	34.8	476	45.5	52	5.0
1973	—	—	87	7.1	87	7.1	454	31.2	541	43.7	55	4.5
1974	—	—	138	8.4	138	8.4	644	39.1	632	38.4	71	4.3
1975	—	—	243	12.2	243	12.2	659	33.2	777	39.1	27	1.4
1976	154	4.8	230	7.2	384	12.0	92	2.9	1,339	42.0	—	—
1977	205	5.8	311	8.8	516	14.6	75	2.1	1,389	39.4	—	—
1978	257	5.5	325	7.0	582	12.4	12	0.3	1,955	41.8	39	0.8
1979	367	6.0	307	5.0	674	11.0	23	0.4	2,524	41.1	63	1.0
1980	557	8.4	303	4.6	860	13.0	28	0.4	2,662	40.2	77	1.2
1981	1,337	15.1	304	3.4	1,641	18.5	46	0.5	3,931	44.4	96	1.1
1982	1,911	19.0	362	3.6	2,273	22.6	54	0.5	3,858	38.4	133	1.3
1983	1,994	17.6	315	2.8	2,309	20.3	57	0.5	4,460	39.3	174	1.5
1984	1,941	15.8	399	3.3	2,340	19.8	64	0.5	5,144	41.9	205	1.7
1985	2,341	15.8	514	3.5	2,855	19.3	66	0.5	6,385	43.1	239	1.6
1986	2,963	16.6	525	2.9	3,844	19.5	78	0.4	7,899	44.3	272	1.5
1987	3,465	16.1	756	3.5	4,221	19.6	95	0.4	10,066	46.6	322	1.5
1988	4,290	14.5	903	3.1	5,193	17.5	130	0.4	14,004	47.2	474	1.6
1989	5,224	14.7	1,413	4.0	6,637	18.7	—	—	15,169	42.6	764	2.1

註 : 1) 국세는 전매익금을 포함한 금액임. 2) 국세에서 차지하는 소득세 비중. 3) 소득세에서 차지하는 세목별 비중. 4) 신고분 가운데 산림소득, 을종근로소득 세수는 미미하여 제외. 5) 『국세통계연보』에서 작성된 사업소득세는 1976년을 기점으로 불연속성을 보이고 있음. 6) 1978년 이후는 (퇴직소득세+기타소득세)임. 1976, 77년은 통계가 불가능하였음.

資料 : 財務部 稅制局, 『主要稅務統計資料』, 1986. 10. 財務部, 『總括制度分科研究委員會 參考資料』, 1980. 11. 財務部, 『1990歲入豫算(案)』, 1989. 9. 국세청, 『국세통계연보』, 각년도. 財務部, 『韓國稅制史』(上·下), 1979.

는 1978년에는 전체 소득세의 37.3%를 차지하다가 1988년에는 22.3%로 하락했고, 利子所得稅는 1978년 5.5%이던 것이 1988년에는 14.5%로 높아졌다. 讓渡所得稅는 그 비중이 1978년의 7% 수준에서 1988년에는 10% 수준으로 그 비중이 대폭 높아졌고, 配當所得稅는 1968~75년 기간동안 높은 수준을 유지하다가 계속 하락하여 1988년에 소득세의 3%를 차지하였다. 이것은 토지나 주택과 같은 不動産의 實去來價가 투기억제를 위해 현실화되고, 배당소득세의 일부가 신고분 종합소득세에 포함되었기 때문인 것으로 보인다. 여타 산림소득세, 사업소득세, 기타소득세, 퇴직소득세는 소득세에서 차지하는 비중이 극히 미미한 것으로 나타났다.

그런데 사업소득세의 통계가 1976년부터 원천분으로만 나타나므로, 事業所得稅收를 종합소득세수통계를 토대로 추측해 보면 소득세수의 22%(1988) 안팎을 유지하고 있을 것으로 보인다[14]. 결과적으로 사업소득세수가 소득세에서 차지하는 비중이 1966년의 45%, 1971년의 35.7%, 그리고 1975년의 33%에서 1988년의 20% 수준으로 계속 낮아졌으리라는 추측을 가능케 한다.

이상의 所得稅收構造를 요약하면 첫째, 우리나라 所得稅收入은 지나치게 勤勞所得稅에 의존하고 있고, 둘째 금융자산소득의 실명제 미정착 및 사업소득, 기타소득의 捕捉率 低位로 말미암은 종합소득의 중요성이 낮아지고 있으며, 셋째 결과적으로 같은 금액의 소득이 源泉에 따라 달리 과세되는 水平的 衡平을 저해하는 문제점을 나타내고 있다고 할 수 있다[15].

3. 所得稅收函數 推定

所得稅收推計를 위한 가장 적절한 접근방법은 우리나라의 소득세제의 다양성, 즉 종합소득세제와 分離課稅制의 병존 및 소득세수입 통계상 源泉分과 申告分의 구별로 인하여 각 소득세 종류별로 세수함수를 추정하는 것이다. 그러나 근로소득세와 이자·배당소득세를 제외하고는 1974년 12월의 세법개정으로 인하여 소득세수통계의 一貫性이 缺如되었고, 분류방식도 변경되어 소득 종류별 모든 세수함수 추정은 어려웠다. 따라서 본 연구에서는 소득세를 원천분 근로소득세, 이자 및 배당소득세와 신고분인 綜合所得稅의 稅收函數를 각각 추정하고자 한다.

勤勞所得稅收統計는 1974년까지는 갑종근로소득세로 분류되었고, 1975년 이후에는 종합

14) 한가지 유의할 사항은 事業所得稅收에 관한 통계인데, 1975년까지는 갑종근로소득세에 버금가는 것이었으나 그후에는 통계가 원천분으로밖에 계상되지 않고 있고, 또한 그것의 실적이 극히 미미하여 사업소득세수는 신고분에 포함되어 있다는 것임. 이것은 사업소득세의 크기가 근로소득세에 비해 대단히 낮게 부과되고 있을 것이라는 의심을 불러일으킬 뿐만 아니라, 소득세의 水平的 衡平性機能에 관한 심층분석을 어렵게 하고 있음. 따라서, 사업소득세수의 통계도 『국세통계연보』와 같은 공식통계집에 게재할 필요가 있을 것임. 사실 『국세통계연보』에 의하면 1988년 종합소득세결정 유형신고에서 사업·부동산소득 이외의 소득자는 전체 종합소득신고자의 단지 3.1%를 차지하고 세부담은 13.2%인 점으로 미루어 보아, 종합소득세수의 거의 대부분이 사업·부동산소득세인 것을 알 수 있음.

15) 엄밀한 의미에서 수평적 형평은 효용이 같은 사람에게 같은 세금을 부과하는 것임. 이런 점에서 그 종류에 관계없이 단지 소득의 합이 같다고 해서 같은 세금을 부과한다는 것은 오히려 수평적 형평에 어긋나는 것임(Feldstein, 1975, pp. 17~19).

소득세체계의 수립으로 勤勞所得만이 있는 소득자들의 源泉徵收分만이 통계가 가능하므로 이들을 연결하여 이용하였다. 利子·配當所得稅收統計는 1975년 이후 源泉徵收分만을 그 이전과 연결시켰다. 綜合所得稅收統計는 부분적인 종합소득세제가 실시되던 1969~75년과 그 이후 사이에 단층현상을 보였으므로 일관성 유지를 위해서 1976년 이후의 것만을 이용하였다.

가. 勤勞所得稅收函數

所得稅收函數 (4)식을 적절히 변형하여 계수가 바로 彈性値를 나타내는 로그線型回歸函數를

$$TL_t=\theta_0+\theta_1 Y_t+\theta_2 DED_t+\theta_3\hat{\alpha}_{0t}+\theta_4\hat{\alpha}_{1t}+\varepsilon_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

로 설정하였다. 從屬變數와 각 說明變數는 로그를 취한 것이고(단, $\hat{\alpha}_0$는 로그를 취하지 않았음), TL, Y, DED, $\hat{\alpha}$, $\hat{\alpha}_1$, ID는 각각 근로소득세수, 과세베이스, 면세점(기초공제와 소득공제를 5인가족기준으로 계산), 세율구조를 나타내는 지표, 소득분배를 나타내는 변수를 나타낸다. 이용한 통계는 勤勞所得稅收는 〈表 3〉, 免稅點은 〈表 1〉, 稅率構造를 나타내는 지표는 (5)식 추정결과, 課稅베이스는 피용자보수(附表 2 참조)를 이용하였다.

나. 利子 및 配當所得稅收函數

利子·配當所得稅收函數는 각각 利子와 配當所得稅收函數로 분리하여 추정하는 것이 바람직하다. 이자·배당소득세율은 근로소득세나 종합소득세의 세율구조가 누진적인 것과는 달리 比例稅이다. 따라서 세수함수도 아래 (7)식과 같이 대단히 단순하다. TF는 稅收, Y는 課稅베이스, m은 稅率을 나타낸다(t는 기간을 나타내는 하첨자임. 그리고 모든 변수는 로그를 취한 것임).

$$TF_t=\pi_0+\pi_1 Y_t+\pi_2 m_t+\varepsilon_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (7)$$

그런데 과세베이스는 각각 利子所得과 配當所得을 설명변수로 하여야 하나, 통계자료의 부족으로 GNP를 주로 이용하였다. 그리고 이자소득은 예금이자율이나, 社債收益率과 같은 수익률, 여타 대체재의 收益率(예를 들면, 株價上昇率, 地價上昇率), 이자소득세율, 그리고 소득의 함수이므로 이들을 추가로 설명변수로 포함시킬 수 있다(註 21의 추정결과 참조). 배당소득은 역시 기업의 배당행태, 상장주식자본금, 배당률 등에 영향을 받을 것으로 보이나, 자료의 부족으로 상장주식자본금을 GNP 대신 이용해 보았다.

配當所得稅收는 1969~89년을 표본기간으로 하여 과세베이스의 대리변수인 上場株式資本金 그리고 稅率에 대해서 회귀시켜 보았다. 配當所得稅率은 甲·乙配와 丙配稅率의 평균값을 이용하였다. 그리고 이자소득도 배당소득과 같이 분리과세되므로 짧은 표본기간(1976~89년)이나마 (7)식을 이용하여 利子所得稅收函數를 추정해 보았다.

다. 綜合所得稅收函數

所得稅收函數는 종류별로 추정하는 것이 적절하다는 것은 이미 언급하였고 이에 따라 통계자료가 가능한 근로소득세수, 이자 및 배당소득세수함수를 설정하였다. 그러나 1975년부터의 綜合所得稅制의 실시로 이자·배당소득, 근로소득, 부동산소득, 사업소득, 기타소득

중 근로소득만 있는 경우를 제외하고는 종합과세되므로, 綜合所得稅收를 대상으로 분석할 필요성이 대두된다. 특히 징수 및 납부방법이 源泉徵收되는 근로소득세나 이자·배당소득세에서와는 달리 신고납부제도이므로 분리추정이 더욱 필요하다.

종합소득세수는 신고분만 분리되어 발표되고 있으므로, 소득세수 중 근로소득세와 이자소득, 배당소득, 기타 분리과세되는 양도, 퇴직, 산림소득이 제외되어 있다[16]. 따라서 이 종합소득세수 통계에는 부동산소득세, 사업소득세, 기타소득세의 綜合課稅 徵收分이 포함되는 것이다.

소득세법에 의하면 종합소득이 있는 자는 당해연도의 9월과 12월에 각각 전년도 綜合所得稅 決定稅額의 1/3씩을 예납하고 다음해 5월말까지 전년도 算出稅額에다 豫納分을 제외한 나머지를 申告納付하게 되어 있다[17]. 따라서 이를 모형에 반영해 보면 다음과 같다. 이론적인 결정세액은

$$T_t=\beta X_t+\varepsilon_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(8)$$

와 같이 표시될 수 있고 신고·납부제에 의한 징수액(T_t^*)은 아래 (9)식과 같이 표시된다.

$$\begin{aligned} T_t^* &= (T_{t-1}-\tfrac{2}{3}T_{t-2})+\tfrac{2}{3}T_{t-1} \\ &= T_{t-1}+\tfrac{2}{3}(T_{t-1}-T_{t-2}) \\ &= 1.67T_{t-1}-\tfrac{2}{3}T_{t-2} \\ &= \beta[1.67X_{t-1}-0.67X_{t-2}]+v_t \cdots\cdots \\ v_t &= 1.67\varepsilon_{t-1}-0.67\varepsilon_{t-2} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots \end{aligned} \Bigg\} \quad (9)$$

여기서 X_t는 독립변수를 대표하고 v_t와 ε_t는 古典的인 조건을 만족하는 교란항을 나타낸다[18].

위 식에 나타나 있는 바와 같이 t기의 綜合所得稅收는 (t-1)기와 (t-2)기의 설명변수(X) 효과의 각각 1.67배와 -0.67배의 영향을 받는다. (9)식을 이용하는 데 있어서 유의할 점은 標本期間이 짧은 관계로(1977~89년) 설명변수의 통계를 변형시켜 계수를 추정하는 것이 효율적이라는 것이다. 變形된 統計를 X^*라 하면

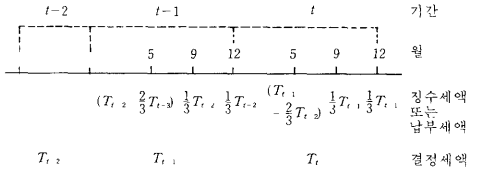
$$X_t^*=1.67X_{t-1}-0.67X_{t-2} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(10)$$

와 같이 표시된다(X^*, X, T^*는 모두 로그를 취한 값임).

---

16) 종합과세되는 이자·배당소득세수의 일부는 종합소득세수에 포함되어야 하나, 이자소득세의 종합과세분은 미미하고, 배당소득세의 종합과세분은 별도의 통계가 가능하지 않았음. 가능한 종합소득세수 통계는 1976~89년 기간이었음. 1975년부터 종합소득세제가 시행되었음에도 행정 및 통계처리상 1976년부터 통계가 가능했던 것으로 보임.

17) 소득세법 제83조에 의하면 "종합소득이 있는 거주자(근로소득·기타소득 및 대통령이 정하는 임시소득만이 있는 자를 제외한다. 이하 이 條에서 같다)는 다음 각호의 기간을 中間豫納期間으로 하여 전년도에 종합소득에 대한 소득세로서 납부하였거나 납부할 세액(이하 "中間豫納基準額"이라 한다)의 3분의 1에 상당하는 금액(이하 "중간예납세액"이라 한다)을 제1기분은 9월 30일까지, 제2기분은 12월 31일까지 정부에 납부하여야 한다"고 규정되어 있음. 이를 그림으로 나타내면 아래와 같음.



18) ε_t가 고전적인 조건을 만족하면 v_t는 고전적인 조건을 만족하지 않는 것이 일반적임. v_t가 고전적인 조건을 만족하지 않고 MA과정을 만족한다면 GLS기법을 이용해야 함. GLS기법 적용에 대해서는 盧基星(1990)의 부록 참조.

1977~89년을 표본기간으로 이용하고, 綜合所得稅收函數에는 기본적으로 勤勞所得稅收函數에서와 같이 과세베이스, 인적공제액, 세율구조 등이 설명변수로 포함되게 하였다(附表 2 참조).

4. 所得稅收函數 推定結果

각 稅收函數를 추정한 결과는 〈表 4〉에 나타나 있다[19]. 먼저 勤勞所得稅收函數는 세수를 被傭者報酬, 免稅點(5인가족 기준), 그리고 $\hat{\alpha}_0$, $\hat{\alpha}_1$에 대해서 回歸시켜 추정하였다. 課稅베이스로서 근로소득세 예측에 임금상승률 예측치를 이용한다는 점에서 被傭者報酬를, 그리고 보통 GNP에 대한 彈力性을 많이 이용하므로 GNP를 이용하였다. 그리고 〈表 4〉에는 보고되지 않았지만 所得分配狀態가 세수에 미치는 효과를 파악하기 위해 「지니」係數를 포함시켜 보았으나 유의하지 못하였다. 또한 OLS技法에 의하여 추정한 결과 時系列 相關이 있음을 나타내므로 CORC技法(코크란-오컷)에 의하여 추정해 보았다.

먼저 OLS推定의 경우 근로소득세수의 피용자보수에 대한 탄력성은 1.29로 나타났고, 통계적으로도 유의하였다. 免稅點에 대한 탄력성은 -0.28로서 기대한 대로 부호도 負(−)였고 통계적으로 유의하였으나, 稅率構造를 나타내는 $\hat{\alpha}_0$, $\hat{\alpha}_1$의 탄력성은 부호는 기대한 바와 같이 (+)였으나 유의하지 않았다. $\hat{\alpha}_0$와 $\hat{\alpha}_1$ 사이에 강한 相關關係가 존재한다는 점을 감안하여, $\hat{\alpha}_1$만 포함시켜 본 결과, 역시 기대한 대로 Y와 DED에 대한 계수는 안정적이었으나 $\hat{\alpha}_0$에 대한 계수는 ①식의 16.8에서 ⑤식의 0.84로 급격히 변하였다[20]. 그러나 역시 $\hat{\alpha}_0$의 계수는 유의하지 않았다. CORC에 의하여 추정한 경우, 被傭者報酬에 대한 稅收彈力性은 OLS의 경우보다 커져 1.43을 나타내었고 유의하였다. 그러나 나머지 계수들은 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 課稅베이스로서 GNP를 이용한 경우 GNP에 대한 彈力性은 被傭者報酬를 이용한 경우와 거의 차이가 없는 1.27(OLS)과 1.46(CORC)을 나타냈다. 여타 설명변수의 계수 추정치도 被傭者報酬를 이용한 경우와 크기나 부호에서 일관된 결과를 보여주었다.

配當所得稅收函數 推定에서는 과세베이스로 上場株式資本金과 GNP를 선택하였다. 이는 배당률이 이에 적용되기 때문이었다. 配當稅率은 甲, 乙, 丙配分에 대한 稅率을 산술평균하여 이용하였고, 비과세 및 면세제도는 수량화의 곤란으로 이를 설명변수에 포함시키지 못하였다. 추정결과는 上場株式資本金에 대한 계수는 0.52를 나타내었고, 통계적으로도 유의하였다. 稅率에 대한 계수는 부호가 (+)였으나 유의하지 않았고, 그 값의 크기도 0에 가까운 것이었다. 과세베이스로서 GNP를 이

19) 〈表 4〉에 보고된 추정치와 盧基星(1990)에서의 추정치와의 차이는 통계자료의 변경(α_0, α_1의 새로운 추정치 이용)과 표본기간 연장에 의한 것임. 그리고 기존의 稅收推計硏究에서는 稅收의 所得彈力性과 더불어 稅收의 浮揚性의 추정치로 보고하는데 부양성이란 다름 아닌 조정이 안된 稅收統計를 GNP(과세베이스)에만 회귀시켜 구한 추정치를 뜻하는 것으로, 이 추정치는 여타 설명변수가 포함되지 않는 누락문제로부터 야기되는 非一致性, 偏倚性, 非效率性 등의 바람직하지 않은 특성을 지님. 그리고 부양성이 稅收展望이나 豫測에 도움이 크게 되지 않으므로 여기서는 포함시키지 않았음.

20) 한 설명변수의 添削에 따른 係數推定値의 급격한 변동은 설명변수간 多重共線性의 문제로부터 야기되는 현상임.

〈表 4〉 所得稅收函數 推定結果

回 歸 式	標本期間	C	Y	m	DED ($INEX$)	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\bar{R}^2$	$D.W.$	ρ
勤勞所得① 稅收函數	1970～89	-6.2450 (2.6264)	1.2878 (7.7711)*		-0.2808 (2.8846)**	0.6547 (1.0697)	16.8366 (1.0188)	0.99	1.04	
②	1970～89	-3.7618 (7.2713)*	1.1530 (10.6094)*		-0.3064 (-3.2338)**		-0.7514 (0.4493)	0.99	0.94	
③	1971～89	-8.8575 (3.4846)	1.4253 (7.6881)*		-0.0250 (0.2039)	0.9442 (1.8029)	22.4886 (1.6222)	0.99	1.96	0.82
④	1970～89	-7.9093 (2.9456)	1.2701 (7.3964)*		-0.2481 (2.4881)**	0.5104 (0.8159)	14.7008 (0.8611)	0.99	1.06	
⑤	1970～89	-5.7937 (8.3976)	1.1649 (10.3787)*		-0.2721 (2.8842)**		0.8361 (0.5187)	0.99	0.97	
⑥	1971～89	-10.9075 (3.7653)	1.4647 (7.3821)*		-0.0282 (0.2154)	0.7754 (1.4207)	19.0185 (1.3099)	0.99	1.97	0.81
配當所得⑦ 稅收函數	1969～89	-0.5262 (0.9184)	0.5190 (16.1674)*	0.0411 (0.3369)				0.96	1.40	
⑧	1969～89	-2.5033 (2.2639)	0.6125 (10.8070)*	0.2027 (1.0817)				0.90	0.79	
⑨	1969～89	-3.9162 (1.4972)	0.7260 (4.2873)*	0.2039 (0.7682)				0.91	1.72	0.70
利子所得⑩ 稅收函數	1976～89	-10.4884 (14.7013)	1.1534 (15.7523)*	1.1591 (7.5560)*				0.99	1.86	
綜合所得⑪ 稅收函數	1977～89	-6.3611 (3.9223)	0.9862 (9.6926)*		0.4449 (1.8746)***	0.9075 (2.5809)**	20.1479 (2.1887)***	0.98	2.31	
⑫	1977～89	-2.3339 (4.1358)*	0.7831 (9.5157)*		0.2860 (0.9776)		-3.2762 (1.6669)	0.97	1.10	

註 : *는 1% 수준에서 유의함. **는 5% 수준에서 유의함. ***는 10% 수준에서 유의함.

Y : 근로소득세수함수의 경우 ①②③은 피용자보수, ④⑤⑥은 GNP, 배당소득세수함수의 경우, ⑦은 상장주식자본금이고, ⑧⑨는 GNP, 종합소득세수와 이자소득세수함수의 경우 GNP임.

m : 세율

DED($INEX$) : DED 면세점
$INEX$ 인적공제액

③⑥⑨는 CORC기법을 이용한 것이고, 나머지는 OLS기법을 이용한 것임.

( )안은 t-통계치의 절대값을 나타냄.

용한 경우 그 탄력성은 0.61(OLS), 0.73(CORC)으로 나타났으며 통계적으로도 유의하였다. 그러나 역시 稅率에 대한 탄력성은 부호가 (+)였으나 유의하지 않았다. 比例稅制인 경우, 稅收는 課稅標準과 稅率에 대해서 이론적으로 單位彈力的이나 위 결과는 이에 부합하지 않고 있다. 이것은 과세베이스로 이용한 上場株式資本金과 GNP가 실제 배당소득을 나타내지 않기 때문이다. 1975년부터 綜合稅制 實施로 인한 稅收統計의 不連續性을 감안하여, 76년 이후에는 1을 기울기에 각각 추가하여 보았으나 그 계수는 통계적으로 유의하지 않았다.

利子所得稅收函數 推定結果에 의하면 課稅베이스變數 GNP에 대한 탄력성은 1.15, 稅率變數에 대한 탄력성은 1.16으로 모두 통계적으로 유의하였다[21]. 그런데 두 추정치의 의미를 살펴보기 위해서는 추가적인 설명이 필요하다. 즉 利子所得稅收函數 推定에서 GNP가 이용된 것은 이것이 과세베이스의 대리변수로서 포함된 것으로도 볼 수 있으나, 사실은 아래 (13)식에서와 같이 利子所得稅收函數의 축약형에서 GNP가 포함될 수 있기 때문이다. 利子所得 R은 GNP(Y)와 純收益率($n=r(1-m)$ 단, r은 수익률)의 함수일 것이므로

$$R=R(Y,\ n\cdots\cdots) \quad \cdots\cdots(11)$$

로 표시된다. 그리고 이자소득세수함수는

$$T_F=R(Y,\ n\cdots\cdots)\cdot m \quad \cdots\cdots(12)$$

이고, 다시

$$T_F=T_F(Y,\ m,\ r,\cdots\cdots) \quad \cdots\cdots(13)$$

의 축약형으로 표시될 수 있다. 따라서 GNP에 대한 利子所得稅收의 彈力性은

$$E_{T_F,Y}=E_{T_F,R}\cdot E_{R,Y} \quad \cdots\cdots(14)$$

에서와 같이 이자소득에 대한 利子所得稅收彈力性 $E_{T_F,R}$과 GNP에 대한 利子所得의 彈力性, $E_{R,Y}$의 곱으로 나타난다. 그런데 $E_{T_F,R}=1$이므로 $E_{R,Y}$가 된다. 따라서 GNP에 대한 利子所得稅收의 推定値인 1.15는 바로 GNP에 대한 民間의 利子所得의 彈力性으로 해석될 수 있다.

그리고 利子所得稅收의 稅率에 대한 彈力性은

$$E_{T_F,m}=E_{R,n}-\frac{r}{R}\frac{\delta R}{\delta n}+1 \quad \cdots\cdots(15)$$

로 나타나고 R의 純收益率에 대한 彈力性에 $E_{R,n}$을 포함하고 있다. 이로부터 $E_{R,n}$의 값은 적어도 0.16보다 큰 것을 알 수 있다. 따라서 이 결과는 民間의 利子所得이 稅率에 대해서 非彈力的이라는 것을 시사한다고 하겠다.

綜合所得稅收函數의 추정결과는 課稅베이스 GNP에 대한 彈力性이 0.99이고 통계적으로

---

21) 여타 설명변수로서 社債收益率, 地價上昇率, 株價指數 등을 포함시켜 보았지만 유의하지 않았고, GNP와 稅率에 대한 계수가 여전히 안정적이었음. 추정결과는 다음과 같음.

$$\ln T_F = -11.33 + \underset{(15.7)^*}{1.18}\ln GNP + \underset{(5.3)^*}{1.15}\ln m + \underset{(0.8)}{0.14}\ln r - \underset{(0.8)}{0.04}\ln LP$$

$$\bar{R}^2=0.99,\ D.W.=2.1$$

$$\ln T_F = -11.4 + \underset{(9.96)^*}{1.16}\ln GNP + \underset{(6.13)^*}{1.26}\ln m + \underset{(1.28)}{0.20}\ln r - \underset{(0.05)}{0.004}\ln SP$$

$$\bar{R}^2=0.99,\ D.W.=2.5$$

r : 社債收益率, SP : 株價指數, LP : 地價上昇率, ( )안은 t-통계치의 절대값

유의하며, 人的控除(종합소득세의 경우 근로소득공제가 허용되지 않으므로 인적공제만 포함시킴)에 대한 탄력성은 부호는 기대와 어긋나고 있음을 보여주었다. 세율구조의 대리변수인 $\hat{\alpha}_0$, $\hat{\alpha}_1$에 대한 계수는 각각 0.9, 20.1을 나타내어 기대한 대로의 부호를 나타내었고 통계적으로 유의하였다. 所得分配狀態를 나타내는 대리변수로 「지니」係數를 설명변수로 포함시켜 보았지만 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 勤勞所得稅收函數 推定에서와 같이 $\hat{\alpha}_1$만을 포함한 경우, 역시 $\hat{\alpha}_1$계수는 급격한 변동을 보였고 GNP를 제외한 인적공제 $\hat{\alpha}_1$의 계수는 유의하지 않았다. 추정결과를 해석할 때 한가지 유의할 사항은 각 推定値가 해당변수들의 彈力性을 나타내는 것이나 綜合所得稅 徵收時差를 고려하여 변형된 통계를 이용하였으므로 추정치에다 1.67과 -0.67을 곱하여 각각 前年度와 前前年度의 說明變數에 대한 彈力性을 구하여야 한다는 점이다.

V. 結　　論

以上에서의 所得稅收函數 種類別 推定結果를 종합하면 다음과 같다.

1) 근로소득세, 종합소득세 그리고 이자소득세의 所得(피용자보수, GNP)彈力性은 0.8~1.4를 나타내 1에 근사한 수치를 나타냈고, 배당소득세의 所得(GNP, 상장주식자본금)彈力性은 0.5~0.7을 나타내 1보다 작았다.
2) 회귀방정식의 決定係數는 배당소득세의 경우를 제외하고 0.99 이상으로 所得稅收變動을 잘 설명하는 것으로 나타났다.
3) 근로소득세수함수 추정의 경우 所得(피용자보수, GNP)과 免稅點에 대한 탄력성은 유의하게 그리고 기대한 방향으로 나타났고(각각 1.2~1.4, 0.3), 稅率構造(누진구조와 세율수준)에 대해서는 유의하지 않았다. 종합소득세수함수에서는 인적공제와 세율구조의 계수가 유의한 것으로 나타났으나, 인적공제계수의 부호는 기대하였던 (-)를 나타내지 않았다. 그리고 多重共線性을 고려하여 $\hat{\alpha}_1$만 설명변수로 포함한 경우 인적공제, $\hat{\alpha}_1$에 대한 계수가 모두 유의하지 않았다.
4) 配當所得稅收函數 추정결과는 세율탄력성이 유의하지 않았고 과세베이스로서 上場株式資本金을 이용한 경우가 GNP를 이용한 경우보다 설명력이 높았다.
5) 이자소득세수함수 추정결과 Y와 m의 각 彈力性은 유의하게 (+)로 나타났고 그 크기가 1.15와 1.16으로 각각 나타나, 이자소득의 GNP에 대한 탄력성이 1.15이고, 순수익률에 대한 탄력성이 적어도 0.16보다 큰 것으로 해석할 수 있었다.
6) 종합소득세수는 徵收時差가 前年과 前前年에 걸쳐 존재하고 所得(GNP)彈力性이 0.8~1.0이므로 時差效果를 고려하면 前年度 所得變動의 1.5배, 前前年 소득변동의 -0.6배만큼 稅收가 영향을 받는다.
7) 상이한 접근방법으로 인하여 기존의 연구결과와 직접적인 비교는 어려우나 車幷權(1983)과 尹建永(1990)의 소득세수의 GNP에 대한 彈力性 推定値가

1.3~1.5인 것과 비교할 때, 본 연구에서의 所得彈力性 推定値는 이와 거의 같거나 작은 수치를 나타냈다.

8) 이 연구에서는 所得稅 중 讓渡所得稅收에 대해서는 자료의 제약으로 그 함수를 추정하지 않았다. 그러나 所得稅收의 주요한 부분을 이루는 근로소득세, 종합소득세, 이자·배당소득세수함수를 추정하였으므로 이를 토대로 所得稅收의 所得彈力性을 개략 짐작해보면 1.2~1.3 정도가 될 것으로 사료된다. 마지막으로, 勤勞所得稅 稅率構造의 계수가 유의하지 않은 것으로 보아, 稅率構造變動은 稅收의 변동보다는 階層別 稅負擔의 變動에 영향을 준다고 하겠다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『豫算便覽』, 1989.

國稅廳, 『國稅廳 二十年史』, 1986.

南相祐, 「80년대 후반 이후의 財政需要 및 租稅負擔率 展望」, 郭泰元·李啓植(編), 『租稅政策과 稅制發展』, 韓國開發研究院, 1986.

盧基星, 「個人所得稅의 稅收推計」, 盧基星 외, 『稅收推計模型開發에 관한 研究』, 韓國開發研究院, 1990.

朴宗淇, 「內國稅의 稅目別 稅收豫測方法」, 韓國開發研究院, 1975.

尹建永, 「韓國의 所得稅制와 法人稅制의 合理化方案에 관한 研究」, 韓國開發研究院, 1987.

————, 「稅收豫測模型間의 正確性 比較」, 盧基星 외, 『稅收推計模型開發에 관한 研究』, 韓國開發研究院, 1990.

財務部, 『韓國稅制史』(上·下), 1979.

車軿權, 「稅收推計模型의 精密化와 中·短期 稅收展望」, 韓國經濟研究院, 1983.

崔洸·李基煥, 「豫算推定의 正確度에 관한 實證的 分析」, 『韓國開發研究』, 1985 봄.

Anderson, P.S., "Built-in Flexibility and Sensitivity of the Personal Income Tax in Denmark," *Swedish Journal of Economics*, 1973.

Baas, H.J. and D.A. Dixon, "The Elasticity of the British Tax System 1950/51~1970/71," IMF, Sep. 23, 1974.

Chand, S.K., "Tax Revenue Forecasting : An Approach Applied to Malaysia," IMF, Mar. 12, 1975.

Dorrington, J.C., "A Structural Approach to Estimating the Built-in Flexibility of U. K. Taxes on Personal Income," *The Economic Journal*, Vol. 84, No.335, 1974.

Feldstein, M., "On the Theory of Tax Reform," Paper Presented at the International Seminar on Public Economics, 1975.

Hutton, J.P. and P.J. Lambert, "Evaluating Income Tax Revenue Elasticities," *The Economic Journal*, Vol.90, No. 360, Dec. 1980.

————, "Modelling the Effects of Income Growth and Discretionary Change on the Sensitivity of U.K. Income Tax Revenue," *The Economic Journal*, Vol.92, No.365, 1982.

OECD, *Tax Elasticities*, 1984.

Park, C.K., "A Forecasting Model for Revenue Estimation of Direct Taxes," KDI Working Paper 7210, 1972.

Prest, A.R., "The Sensitivity of Yield of Personal Income Taxation in the United Kingdom," *The Economic Journal*, Vol. 72, 1962. 9.

Wellink, N., "Sensitivity of Personal Income Tax Revenue," *National Tax Journal*, Vol.27, 1974.

〈附表 1〉 稅目別 所得稅 豫算 및 徵收實績

(단위 : 億원, %)

	所得稅			綜合所得稅			不動產所得稅			利子·配當所得稅			事業所得稅			甲種勤勞所得稅		
	豫算	決算	決算/豫算	豫算	決算	決算/豫算	豫算	決算	決算/豫算	豫算	決算	決算/豫算	豫算	決算	決算/豫算	豫算	決算	決算/豫算
1969	588	696	118.37	22	8	36.36	20	24	120.00	64	68	106.25	208	229	110.10	270	363	134.44
1970	716	845	118.02	52	33	63.46	26	34	130.77	83	93	112.05	268	331	123.51	283	348	122.97
1971	935	1,076	115.08	66	53	80.30	34	47	138.24	105	116	110.48	340	384	112.94	386	466	120.73
1972	1,108	1,047	94.49	75	64	85.33	52	52	100.00	95	82	86.32	359	364	101.39	516	476	92.25
1973	1,197	1,237	103.34	149	89	59.73	58	55	94.83	118	87	73.73	314	454	144.59	547	541	98.90
1974	1,421	1,647	115.90	177	144	81.36	71	71	100.00	150	138	92.00	437	644	147.37	569	632	111.07
1975	1,793	1,986	110.76	219	233	106.39	66	27	40.91	240	243	101.25	560	658	117.50	667	777	116.49

	所得稅			申告分			源泉分		
	豫算	決算	決算/豫算	豫算	決算	決算/豫算	豫算	決算	決算/豫算
1976	3,092	3,190	103.17	1,343	1,352	100.67	1,750	1,839	105.09
1977	4,039	3,527	87.32	2,100	1,549	73.76	1,940	1,978	101.96
1978	5,076	4,078	92.16	2,861	2,089	73.02	2,215	2,588	116.84
1979	6,038	6,147	101.81	2,925	2,863	97.88	3,114	3,284	105.46
1980	6,165	6,614	107.28	3,634	2,988	82.22	2,531	3,626	143.26
1981	7,950	8,862	111.47	3,091	3,147	101.81	4,860	5,714	117.57
1982	9,447	10,055	106.44	3,656	3,737	102.22	5,791	6,318	109.10
1983	10,843	11,301	104.78	4,133	4,360	105.49	6,710	7,001	104.34
1984	11,994	12,291	102.48	4,346	4,537	104.39	7,648	7,753	101.37
1985	13,505	14,816	109.71	5,130	5,269	102.71	8,376	9,546	113.97
1986	16,038	17,846	111.27	5,709	6,259	109.63	10,330	11,587	112.17
1987	19,255	21,589	112.12	6,652	7,177	107.89	12,603	14,412	114.35
1988	22,713	29,641	130.50	8,003	9,842	122.98	14,710	19,799	134.60
1989	27,616	35,569	128.80	12,649	12,999	102.77	14,967	22,570	150.80

註 : 1962, 1972, 74, 75, 76년 예산액은 『예산개요』와 『국세통계연보』, 『결산개요』가 서로 달라서 일관성을 위해 세목별 예산액은 『국세통계연보』와 『결산개요』를 기준으로 함.

資料 : 경제기획원, 『예산개요』, 각년도. 국세청, 『국세통계연보』, 각년도. 경제기획원, 『예산개요참고자료』, 각년도. 재무부, 『결산개요』, 각년도.

〈附表 2〉 統計資料

	GNP (億원)	被傭者報酬 (億원)	人的控除 (萬원)	上場株式資本金 (億원)
1966	10,370	2,990	—	—
1967	12,812	4,053	—	—
1968	16,529	5,231	—	—
1969	21,553	7,036	—	1,199
1970	27,850	9,349	—	1,343
1971	34,167	11,554	—	1,414
1972	41,912	14,058	—	1,743
1973	53,763	18,309	—	2,516
1974	75,974	24,763	—	3,813
1975	101,358	33,483	48	6,434
1976	139,127	47,259	66	11,533
1977	178,066	63,569	78	14,924
1978	260,016	90,232	84	19,135
1979	308,018	120,406	108	22,023
1980	367,497	150,662	132	24,214
1981	455,281	184,364	132	24,102
1982	521,823	212,929	144	28,113
1983	617,223	255,044	144	32,389
1984	700,839	288,495	144	43,362
1985	780,884	319,689	144	43,654
1986	905,439	362,102	144	56,497
1987	1,056,298	431,635	144	75,949
1988	1,235,792	528,350	144	125,604
1989	1,410,663[p)]	619,031[p)]	230	212,115

註 : 1) 1970년 이전계열은 1975년 기준년 개편계열임.
2) p는 잠정치임.

資料 : 한국은행, 『국민계정』, 각년호.
- - - -, 『경제통계연보』, 각년호.
경제기획원, 『도시가계연보』, 각년호.

相續稅에 있어서의 衡平과 效率性의 乖離

文 亨 杓

본고에서는 所得 또는 富의 不平等度가 相續過程에 의해 야기될 경우, 再分配的 相續稅의 도입이 所得分布의 不均等度 및 社會厚生에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보았다. 이를 위하여 유산동기가 서로 다른 個人들로 구성된 중복세대 모형을 설정하여 相續稅率의 변화시 停滯均衡間의 비교정학적 분석을 통하여 分配 및 厚生效果를 고찰하였다.

본고의 분석에 의하면 比例的 相續稅를 이용한 再分配政策은 所得分布의 不均等度를 완화시키는 역할을 하나, 長期的으로 平均所得 및 資本量에 미치는 효과는 效用函數의 形態에 따라 다르게 나타났다. 또한 租稅歪曲에 의한 厚生喪失效果로 말미암아 相續稅率의 증가가 再分配效果 및 正의 長期所得效果를 갖더라도 社會厚生은 오히려 감소할 수 있음을 보였다. 經驗的으로 合當하리라 기대되는 常數값을 이용한 數量的 시뮬레이션 결과에 의하면, 實質利子率이 그 황금률 수준보다 높고 限界效用의 彈性値가 충분히 클 경우에 한하여 相續稅率의 증가는 分配改善效果와 아울러 공리주의적 社會厚生函數의 값을 높일 수 있는 것으로 나타났다. 만일 이러한 조건이 충족되지 않을 경우 相續稅를 이용한 所得再分配政策은 오히려 社會厚生을 낮추는 下向平準化 效果만을 갖게 될 수도 있는 것으로 나타났다.

I. 序 論

衡平性과 效率性間의 乖離의 문제는 財政學 分野의 오랜 관심의 대상이 되어 왔다. 政府의 垂直的 衡平을 제고하기 위한 再分配政策은 많은 경우 정부간섭으로 인한 효율성의 상실을 초래할 수 있으며, 이 경우 정부는 일정한 기준에 입각하여 정부간섭의 형태 및 정도를 결정하여야 한다. 이러한 기준은 일반적으로 社會厚生函數로 나타나며, 社會厚生을 극대화하기 위하여 어느 정도의 효율성상실을 감수할 것인지 또는 어느 정도의 형평성을 추구할 것인지를 결정하는 것이 정책과제가 된

筆者 : 本院 專門研究員

* 本稿를 읽고 유익한 조언을 해준 全聖寅·盧基星 博士와 原稿整理를 도와 준 文嫦·柳榮美 씨에게 감사드린다. 그러나 本稿의 內容 및 誤謬는 全的으로 필자의 책임임을 밝혀둔다.

다. 이러한 문제는 適正所得稅 및 累進構造의 결정 등의 많은 規範經濟學分野에서 찾아볼 수 있다.

일반적으로 한 經濟內에서 個人 또는 家口間의 所得 및 富의 不均等한 分布는 個人의 能力(ability), 可用資源(endowments), 選好度(tastes) 및 運(luck) 등 여러 要因에 의하여 결정된다고 볼 수 있으며, 이러한 諸 要因의 상호작용에 의하여 한 世代 또는 차후의 世代에 있어서의 不均等度를 深化 또는 緩和시키게 된다. 이러한 요인 중 세대간의 資產移轉은 世代間의 富의 불균등도를 전파(transmission)시키는 요인으로서 매우 중요한 역할을 하는 것으로 지적되고 있다(Kotlikoff and Summers, 1981). 資產의 世代間 移轉의 代表的 形態로 상속행위를 들 수 있으며, 이러한 상속행위는 相續資產의 형태에 따라 人的資本과 物的資本으로, 의도여부에 따라 의도된(intended) 상속과 비의도적(accidental) 상속으로, 또는 의도의 목적에 따라 利他的(altruistic) 동기와 報償的(strategic or manipulative) 동기 등 여러 형태로 구분되기도 한다.

이러한 세대간의 유산상속 행위가 所得 및 富의 不均等分布의 한 要因이 될 경우 재분배의지를 가진 정부는 相續稅制의 도입으로 不均等度를 완화하려 할 것이며, 실제로 대부분의 나라에서 이를 시행하고 있다. 그러나 相續稅는 일반적으로 상속인의 상속의지를 변화시킴으로써 효율성의 상실을 야기하게 된다. 예를 들어 100%의 相續稅率은 상속으로 인한 不均等 發生要因을 완전히 제거할 수 있으나, 반면에 상속의지를 없앰으로써 一生消費의 패턴을 변화시키고 장기적으로 經濟內의 資本蓄積의 속도를 변화시킬 수 있다. 이러한 효율성 상실효과가 상대적으로 클 경우 지나친 형평추구는 결코 바람직하지 않을 것이다.

이러한 맥락에서 본고에서는 相續稅의 再分配效果 및 社會厚生에 주는 效果를 살펴보고 相續稅 導入의 타당성과 아울러 適正相續稅率을 모색해 보고자 한다. 相續稅의 再分配效果에 대하여는 Atkinson & Harrison(1978), Blinder(1973), 및 Stiglitz(1969, 1978) 등 여러 학자에 의해 硏究되어 왔으나, 이들 대부분의 연구들은 임의의 상속성향을 가정하여 相續稅의 所得分布에 대한 영향만을 부분균형적으로 分析하고 있어 相續稅가 貯蓄이나 相續意志에 주는 영향 및 그로 인한 效用變化를 고려하지 못하였다. 따라서 이들 분석은 租稅歪曲으로 인한 효율성상실효과를 計測하기 곤란하여 適正相續稅率의 결정 등 규범적 결론을 도출하기에 적합치 못한 문제점이 있다.

본고에서는 動態的인 一般均衡模型下에서 效用極大化에 의한 상속행위를 가정함으로써 再分配效果와 아울러 長期的인 厚生變化效果를 함께 고려하여 相續稅의 경우 형평과 효율성의 괴리문제를 체계적으로 살펴보고자 시도하였다. 이를 위하여 본고에서는 미래수명에 대한 不確實性下의 社會保險效果를 분석하는데 사용된 중복세대모형을 응용하여 상속세율 변화시 停滯均衡(steady-state equilibrium)下의 所得分布의 변화를 비교정태분석을 이용하여 살펴보았다(Abel(1985) ; Eckstein, et al (1985)).

論文의 展開는 다음과 같다. II章에서는 分析에 사용된 模型을 소개하고, III章에서는 相續稅 변화시의 分配 및 社會厚生의 변화를 이론적으로 살펴보았으며, IV章에서는 시뮬레이

션을 이용하여 相續稅效果를 計測하여 보았다. 마지막으로 V章에서는 論文의 結果를 要約하였다.

II. 模　型

本 論文에서는 富의 不均等分布가 世代間 移轉, 즉 상속과정에 의해 야기될 경우 상속세의 도입이 不均等度 및 社會厚生에 어떠한 영향을 미치게 되는가를 살펴보고자 한다. 이를 위하여 본고에서는 유산동기를 갖는 소비자들로 구성된 중복세대모형을 설정하였으며, 각 個人은 合理的 期待를 가지며 資本市場은 完全하다는 가정하에 模型을 전개하면 다음과 같다.

每期에는 N名의 소비자가 태어나며, 이들은 2期에 걸쳐 生存하게 된다. 따라서 每期에는 $2N$名의 소비자, 또는 N個의 家口가 存在하고 人口의 자연증가는 없다고 하자. t期에 태어난 代表的(representative) 消費者는 前期(t期)에는 勞動을 供給하고 後期($t+1$期)에는 완전히 은퇴하며 後期初에 1名의 자손을 가진다고 하자. 前期의 所得은 賃金所得과 父母로부터 받은 相續資產으로 구성되며, 後期에는 前期의 貯蓄으로부터의 수익에 의존하며 이 중 일부를 유산의 형태로 다음 세대에게 물려준다[1]. 勞動의 供給은 완전 비탄력적이며 個人間의 勞動의 質的 差異는 없다고 가정한다. 따라서 각 消費者는 동일한 賃金所得을 받으며 다만 相續資產의 차이에 따라 富의 分布가 결정된다.

이러한 가정으로부터 각 消費者의 效用極大化 문제를 정의할 수 있다. 즉 $G_t(j)$를 j-家口에 속한 t-번째 世代라 할 경우, $G_t(j)$의 一生에 걸친 效用極大化는 다음과 같다.

$$\max\ U_t(C_{1t}(j),\ C_{2t}(j),\ B_t^N(j))$$

$$\text{s.t.}\quad C_{1t}(j)+S_t(j)=W_t+I_t(j)+T_t\equiv Y_t(j)$$
$$R_tS_t(j)=C_{2t}(j)+B_t(j) \qquad \cdots\cdots(1)$$
$$C_{1t}(j),\ C_{2t}(j),\ B_t^N(j)\geq 0 \quad \forall t,\ j$$

즉, 個人의 效用은 自身의 平生消費 C_{1t}와 C_{2t} 및 다음 세대로의 純(조세후) 相續資產 B_t^N에 의해 결정된다[2]. 위 식에서 $S_t(j)$는 前期의 貯蓄을 나타내며 총소득 $Y_t(j)$는 賃金所得(W_t), 前世代로부터의 純相續資產($I_t(j)=B_{t-1}^N(j)$) 및 政府로부터의 移轉所得(T_t)으로 구성된다. $B_t^N=B_t-\tau(B_t)$로 정의되며 負의 상속은 없다고 가정한다. 본고에서는 分析의 편의상 線型生產函數를 가정하기로 한다[3]. 따라서 利子要素 R_t와 賃金 W_t는 t期의

1) 資產의 世代間 移轉은 後期初에 발생한다고 가정한다. 完全한 資本市場이 存在할 경우, 이는 본고의 결론에 아무런 영향을 주지 않는다.

2) 본고에서는 이타적 유산동기를 설정함에 있어 Yarri(1965), Hakansson(1969) 및 Fischer (1973) 등에 의해 사용된 효용함수($U_t(C_t,\ B_t)$)를 가정하였다. 이는 父母가 유산을 다음 세대에게 물려줌에 따라 자기만족을 얻는다는 점에서는 Barro(1974)에 의하여 제시된 dynastic altruism ($U_t(C_t,\ U_{t+1}^*)$)의 유산동기와 유사하나 相續을 받는 者의 與件을 고려하지 않는다는 점에서 後者와 차이를 지닌다. Abel and Warshawsky (1987)는 Yarri타입의 유산동기를 Barro타입의 이타적 유산동기와 구별하여 'joy of giving' bequest motive로 정의하였다. 그러나 두가지 경우 모두 유산상속이 상속자와 피상속자의 效用에 동시에 영향을 미치는 外部經濟效果(external economy)를 갖는다는 점에서는 일치한다.

3) 따라서 본고에서는 稅率變化時 資本量의 변화에 따른 要素費用에의 歪曲效果는 다루지 않는다. 그러나 본고의 모형은 신고전파 생산함수를 이용하여 쉽게 확장될 수 있다.

資本量에 관계없이 항상 일정한 값을 지니게 된다($R_t=R>0$, $W_t=W>0$, $\forall t$).

마지막으로 政府의 再分配政策을 정의하면 다음과 같다. 每期의 相續資產에 대해 政府는 일정률 θ의 比例的 相續稅를 부과하며, 이 稅收를 그 期의 젊은 勞動者層에게 定額(lump-sum)의 형태로 移轉시킨다. 이 경우 $B_t^N(j)=(1-\theta)B_t(j)$가 되며, 政府의 均衡豫算 제약식은

$$N\cdot T_t=\Sigma_j\theta\cdot B_{t-1}(j)\equiv\Sigma_j\frac{\theta}{(1-\theta)}I_t(j)\cdots\cdots(2)$$

가 된다.

이제 구체적으로 각 世代內의 所得分布가 어떻게 결정되는가를 살펴보면 다음과 같다. 우선 이를 위하여 加法分離的(additively-separable)이며 限界效用 彈力性이 均等한 형태의 효용함수에 국한하기로 하자.

즉,

$$U=\frac{(C_{1t})^{1-\sigma}}{1-\sigma}+\beta\cdot\{\frac{(C_{2t})^{1-\sigma}}{1-\sigma}+\delta\cdot\frac{(B_t^N)^{1-\sigma}}{1-\sigma}\}$$
$$\text{if } \sigma\neq1,\ \sigma>0$$
$$=log\ C_{1t}+\beta\{log\ C_{2t}+\delta\ log\ B_t^N\}$$
$$\text{if } \sigma=1 \qquad\cdots\cdots(3)$$

위 式에서 $0<\beta<1$은 시간선호를 나타내는 常數이며, σ는 消費 및 相續에 대한 限界效用의 彈力性을 나타낸다. δ는 유산동기의 强度를 의미하는 常數로서 1을 초과하지 않는다고 가정한다[4]. δ의 크기는 각 개인마다 다를 수 있으며, $[\delta_v,\ \delta_u]$ $(0\leq\delta_v,\ \delta_u\leq1)$의 範圍內에서 확률분포를 갖는다고 하자[5]. 또한 δ의 확률밀도함수 $f(\delta)$는 時間에 따라 不變하며 이에 대한 불확실성은 없다고 가정한다.

(3)의 效用函數를 (1)에 代入하여 구한 內部解는 다음과 같다. 만일 $\delta_t(j)=\delta$일 경우,

$$I_{t+1}(j)=\pi(\delta,\ \theta)\ Y_t(j),$$
$$S_t(j)=\gamma(\delta,\ \theta)\ Y_t(j) \qquad\cdots\cdots(4)$$

여기서 $\pi(\delta,\ \theta)=R(1-\theta)\{1+\delta^{-1/\sigma}(1-\theta)^{1-1/\sigma}(1+R(\beta R)^{-1/\sigma})\}^{-1}$

$$\gamma(\delta,\ \theta)=(1+\delta^{-1/\sigma}(1-\theta)^{1-1/\sigma})\cdot\{1+\delta^{-1/\sigma}(1-\theta)^{1-1/\sigma}(1+R(\beta R)^{-1/\sigma})\}^{-1}$$

또한 이에 따라 $C_{1t}(j)=(1-\gamma)\,Y_t(j)$, $C_{2t}(j)=(R\gamma-\pi/(1-\theta))\,Y_t(j)$ 및 $B_t(j)=\pi\cdot Y_t(j)/(1-\theta)$로 표현될 수 있다. 이후에 이용하기 위하여 한계상속성향과 θ의 관계를 단순미분에 의해 구하면 다음과 같다.

$$\frac{d\pi}{d\theta}<0, \qquad\cdots\cdots(5)$$
$$sgn[\frac{d(\pi/(1-\theta))}{d\theta}]=sgn[\frac{d\gamma}{d\theta}]=sgn[\sigma-1]$$

즉 Y_t 및 δ가 주어진 경우, 상속세율의 증가는 순상속자산의 양을 감소시키는 효과를 갖게 되나, 總相續資產 및 貯蓄에의 효과는 效用函數의 형태에 따라 다르게 나타난다.

(4)에 나타난 바와 같이 相續資本量이 總所得水準과 線型關係에 있음을 이용하여 다음의 式을 도출할 수 있다.

4) 즉 각 個人은 다음 世代로의 유산상속보다는 自身의 後期消費에 의해 더욱 큰 만족도를 느낀다고 가정한다("charity-begins-at-home").

5) 본고에서는 家口別 유산상속액의 차이발생이 效用函數의 차이에 근거하고 있다고 가정하였으나, 이 모형은 家口別 자녀수의 차이, 미래수명의 불확실성에 의한 비의도적 유산발생(accidental bequest) 및 性差別, 장자선호 등의 상속관습에 의한 차이 등의 문제에 쉽게 응용될 수 있는 一般化 模型으로 볼 수 있을 것이다.

$$Y_{t+1}(j)=W+T_{t+1}+\pi(\delta_t(j),\theta)\cdot Y_t(j) \quad \cdots\cdots(6)$$

즉 世代間의 所得變化經路는 Markov process의 형태를 가짐을 알 수 있다.

위 식에서 $T_{t+1}=\theta\cdot\Sigma B_t(j)/N=\theta\cdot\bar{B}_t$는 Y_t가 有限할 경우 역시 有限의 값을 갖게 되며 (6)의 移轉過程은 모든 δ에 대하여 $\pi(\delta,\theta)<(1-\theta)$일 경우 항상 정체균형으로 수렴하게 된다[6]. 차후의 分析에 있어서는 $\pi(\delta_u,\theta)<(1-\theta)$의 充分條件이 항상 충족된다고 가정한다[7].

III. 相續稅의 效果

위의 模型에서는 각 世代內의 所得分布가 世代間의 資產移轉過程에 의해 內生的으로 결정된다. 식 (6)에서 구한 移轉經路는 一定한 條件下에서 停滯均衡(steady-state equilibrium)으로 수렴하게 된다. 이때 停滯均衡은 相續資產 및 總所得의 分布形態가 時間의 흐름에 따라 不變하는 경우로 정의된다. 따라서 정체균형상태에서는 $EY_t=EY$가 成立하게 된다. 本章에서는 이러한 정체균형의 所得分布 및 이에 따른 社會厚生이 相續稅率의 變化에 의해 어떠한 영향을 받는가를 비교정학적 분석을 통하여 살펴보고자 한다.

I. 단순경우

먼저 가장 단순한 형태의 δ의 分布, 즉 $\delta^L=0$, $\delta^H=\delta>0$이고 $f(0)=(1-P)$, $f(\delta)=P$의 경우를 이용하여 所得分布의 形態를 파악하여 보자. 즉 每期마다 PN名만이 陽의 유산동기를 가진다고 할 경우, j家口의 所得移轉經路는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$Y_{t+1}(j)=W+T_{t+1}+\begin{cases}0 & (\delta_t(j)=0\text{일 경우})\\ \pi(\delta,\theta)\cdot Y_t(j) & (\delta_t(j)=\delta\text{일 경우})\end{cases} \quad \cdots\cdots(7)$$

<附錄 I>에서는 (7)의 수렴조건이 成立할 경우, 정체균형의 所得分布는 다음과 같은 형태를 가짐을 보였다. 즉 정체균형하의 所得階層을 $\{Y(k)\}$, $k=0,1,2,\cdots$로 표시하면,

$$Y(k)=Y_v\cdot\left[\frac{1-\pi^{k-1}}{1-\pi}\right],\ \lambda(Y(k))=P^k \quad \cdots\cdots(8)$$

가 된다. 여기에서 $\lambda(Y(k))$는 $Y(k)$ 이상의 소득을 받는 人口比率을 의미하며, $Y_v=\frac{(1-\theta)(1-P\pi)}{(1-\theta-P\pi)}$는 최하위계층의 所得水準을 표시한다.

(8)의 각 式에 log를 취하여 k를 소거한 후 재정리하면 다음과 같이 변형된다.

$$\lambda(Y(k))=\left[\frac{1}{\pi}-\frac{(1-\pi)(1-\theta-P\pi)}{\pi(1-\theta)(1-P\pi)W}Y(k)\right]^{\log P/\log\pi}$$

6) 式 (6)의 移轉係數(transition parameter) $\pi(\delta,\theta)$는 家口所得 $Y_t(j)$과 獨立的이므로, 정체균형하의 所得分布는 현재의 分布狀態에 상관없이 항상 一定한 형태를 갖게 된다.

7) 이는 R이 지나치게 높지 않아야 됨을 의미한다. 예를 들어 R이 황금률 수준($R^*=1$) 이하일 경우 $\pi<(1-\theta)$은 항상 成立한다.

위 식에서 所得分布의 上限값이 $Y_u = Y_v/(1-\pi)$가 됨을 이용하여 재정리하면,

$$\lambda(Y(k)) = A \cdot (Y_v)^{\alpha} \cdot [Y_u - Y(k)]^{-\alpha} \cdots\cdots(9)$$

여기서 $A = (\pi/(1-\pi))\alpha$의 常數이며, $\alpha = log\ P/log\pi > 0$이다.

따라서, (9)式은 所得의 上限(upper limit)이 存在할 경우의 「파레토」II 分布(Pareto type II distribution)의 형태를 취하게 됨을 알 수 있다[8]. 또한 이 경우 所得分布의 平均値는

$$EY = \frac{Y}{1-P\pi} = \frac{(1-\theta)}{(1-\theta-P\pi)} W \cdots\cdots\cdots(10)$$

이 된다. 앞의 (5)의 결과에 의해 상속세율의 변화가 정체균형하의 平均所得에 주는 영향은 個人效用函數의 限界效用의 消費彈力性 σ에 의해 달라지게 된다. 즉, $\sigma > 1(\sigma < 1)$일 경우 상속세율의 증가는 평균소득을 증대(감소)시키며, $\sigma = 1$(log의 경우)의 경우에는 θ의 변화가 EY를 변화시키지 않게 된다. 이는 σ가 클 경우 相續資產의 감소에 의한 限界效用의 상실효과가 상대적으로 크므로, 相續稅率增加에 따른 기회비용증가시 σ가 클수록 相續資產의 감소효과가 상대적으로 적기 때문이다.

또한 所得分布의 불평등도를 나타내는 「파레토」지수, $\alpha = log\ P/log\ \pi$,는 θ가 증가함에 따라 항상 커지게 되므로[9] 所得分布의 불균등도는 줄어들게 된다.

이와 같이 相續稅를 이용한 所得再分配는 所得의 불균등도를 줄이게 되나, 이와 동시에 資產相續의 기회비용을 증대시켜 相續資產의 양을 변화시키게 된다. 특히 $\sigma < 1$인 경우 相續稅率의 증가는 정체균형하의 평균소득 또는 평균자본량을 감소시킴으로써 형평성제고에 의한 社會厚生增大效果를 감축시킬 수도 있는 것이다.

이를 자세히 살펴보기 위하여 공리주의적(utilitarian) 社會厚生函數에 입각하여 相續稅의 후생전가효과를 살펴보기로 하자. 공리주의적 社會厚生函數는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\Omega = \int_{Yv}^{Yu} EV(Y)\, dF(Y)$$

여기에서 $EV(Y) = P \cdot V(Y;\delta, \theta) + (1-P) \cdot V(Y;0, \theta)$을 의미하며, $V(Y)$는 間接效用函數를 나타낸다. 이를 다시 (4)와 (8)에서 구한 분포함수를 이용하여 표현하면 다음과 같다.

$$\Omega = \sum_{k=0}^{\infty} (1-P)P^k \{P(1-\gamma(\delta, \theta))^{-\sigma} + (1-P)(1-\gamma(0, \theta))^{-\sigma}\} \cdot \frac{(Y_k)^{1-\sigma}}{1-\sigma}$$

따라서 θ변화시의 社會厚生의 변화는 所得分布形態의 변화뿐 아니라 저축성향의 변화도 함께 고려하여야 한다. 이에 대한 분석은 다음의 一般的 경우에서 함께 다루기로 한다.

8) 「파레토」II 分布에 대해서는 Atkinson and Harrison(1978)의 Appendix와 Chipman(1974)을 참조.

9) 「파레토」분포의 경우 α값이 커짐에 따라 「로렌츠」曲線이 대각선에 근접하게 되며, 따라서 「지니」계수의 값은 줄어들게 된다. Atkinson and Harrison(1978) 참조.

2. 一般的 경우

이제 δ가 $[\delta_v,\ \delta_u]$ $(0\leqq\delta_v,\ \delta_u\leqq 1)$의 區間內에서 임의의 확률밀도함수 $f(\delta)$에 의해 분포되며, $f(\ )$는 時間에 따라 不變한다고 가정하자.

즉, 每期에 있어

$$\int_{\delta v}^{\delta u} f(\delta)\,d\delta = 1, \qquad f(\delta)\geqq 0$$

일 경우 소득이전경로는 다음과 같이 표현된다. Y_t가 주어진 경우 다음 세대의 소득 Y_{t+1}은

$$Y_{t+1}|\ Y_t = W + T_{t+1} + \pi(\delta,\ \theta)\cdot Y_t \sim f(\delta)$$

또는

$$E(Y_{t+1}|\ Y_t) = W + T_{t+1} + \bar{\pi}\cdot Y_t \qquad \cdots\cdots(11)$$

여기서 $\bar{\pi}=\int_{\delta v}^{\delta u}\pi(\delta)\,f(\delta)\,d\delta$를 나타낸다.

따라서 정체균형하의 1人當平均所得은

$$EY=\frac{W+T}{(1-\bar{\pi})}=\frac{W}{(1-\bar{\pi}/(1-\theta))} \qquad \cdots\cdots(12)$$

위 식의 두번째 等式은 $T=\theta\cdot\bar{B}=\theta\cdot\bar{\pi}\cdot EY/(1-\theta)$임을 이용하였다. 따라서 (5)의 결과로부터 相續稅의 증가가 평균소득에 어떠한 영향을 미치는지 쉽게 파악할 수 있다.

$$sgn\left[\frac{dEY}{d\theta}\right] = sgn[\sigma-1]$$

또한 (11)로부터 다음을 도출할 수 있다.

$$Var(Y_{t+1}|\ Y_t)=E((\pi-\bar{\pi})\,Y_t)^2=EY_t^2\cdot\sigma_\pi^2$$

그리고

$$Var(E(Y_{t+1}|\ Y_t))=\bar{\pi}^2\cdot Var\ Y_t \qquad \cdots\cdots(13)$$

여기서 $\sigma_\pi^2=E(\pi-\bar{\pi})^2$는 상속성향분포의 分散을 의미한다. (13)을 이용하여 정체균형하의 所得分布의 分散을 구해보면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} Var\ Y_{t+1} &= E[\,Var(Y_{t+1}|\ Y_t)] \\ &\quad + Var[E(Y_{t+1}|\ Y_t)] \\ &= \sigma_\pi^2[\,Var\ Y_t + (EY_t)^2] \\ &\quad + \bar{\pi}^2\cdot Var\ Y_t \qquad \cdots\cdots(14) \end{aligned}$$

정체균형하에서는 $Var\ Y_t = Var\ Y,\ \forall t$이므로, 따라서

$$Var\ Y=\frac{\sigma_\pi^2}{1-\bar{\pi}^2-\sigma_\pi^2}(EY)^2=\frac{\sigma_\pi^2}{1-E\pi^2}(EY)^2 \qquad \cdots\cdots(15)$$

이 된다. 이에 따라 所得分布의 불균등도를 나타내는 變動係數(coefficient of variation)는 평균소득수준에 관계없이 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$h^2\equiv\frac{Var\ Y}{(EY)^2}=\frac{\sigma_\pi^2}{1-E\,\pi^2} \qquad \cdots\cdots(16)$$

다음으로 相續稅率의 限界的 增加가 所得分布에 어떻게 영향을 미치는가를 살펴보자. 이를 위해 위 (16)의 변동계수를 θ로 미분하여 정리하면

$$\begin{aligned} sgn\left[\frac{dh^2}{d\theta}\right] &= sgn[(1-E\,\pi^2)\cdot cov(\pi,\ \pi_\theta) \\ &\quad + \sigma_\pi^2\cdot E(\pi\cdot\pi_\theta)] \qquad \cdots\cdots(17) \end{aligned}$$

가 됨을 알 수 있다. 여기서 π_θ는 $d\pi/d\theta$를

의미한다. 또한 위 식의 우변을 $cov(\pi, \pi_\theta)=E(\pi\cdot\pi_\theta)-E\pi\cdot E\pi_\theta$를 이용하여 재정리하면 다음의 결과를 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}(\text{우변})&=\{1-(E\pi)^2\}\cdot E(\pi\cdot\pi_\theta)\\&\quad-(1-E\pi^2)\cdot E\pi\cdot E\pi_\theta\\&<\{1-(E\pi)^2-(1-E\pi^2)\cdot E\pi\}\\&\quad\cdot E(\pi\cdot\pi_\theta)\end{aligned}$$

위의 부등호를 도출함에 있어 $E(\pi\cdot\pi_\theta)>E\pi_\theta$ (모든 δ값에 대하여 $0<\pi<1$, $\pi_\theta<0$가 성립하므로)를 이용하였다. 前式에서 $E(\pi\cdot\pi_\theta)<0$ 이므로 (우변)의 부호는 마지막 式의 { } 內의 값이 陽일 경우 항상 陰이 됨을 알 수 있다. 그런데 $(E\pi)^2<E\pi^2<1$ 이므로,

$$\begin{aligned}&1-(E\pi)^2-(1-E\pi^2)\cdot E\pi\\&\quad>1-(E\pi)^2-(1-(E\pi)^2)\cdot E\pi\\&\quad=(1-E\pi)\cdot(1-(E\pi)^2)>0\end{aligned}$$

따라서 相續稅率의 增加는 항상 所得分布의 변동계수를 감소시키는 分配改善效果가 있음을 알 수 있다.

지금까지 우리는 相續稅가 정체균형하의 平均所得 및 所得分布를 어떻게 변화시키는가 살펴보았다. 그러나 이러한 相續稅의 도입이 個人 또는 社會厚生에 미치는 영향을 분석하기 위하여는 이러한 長期的 所得效果 이외에도 歪曲的인 租稅導入에 의한 후생상실(deadweight loss)도 함께 고려해야 된다. 즉 相續稅의 증가는 소비에 대한 상속의 상대가격을 높이게 되어 대체효과에 의한 效用減少를 야기하게 된다. 앞서도 지적했듯이 세대간의 資產移轉은 相續人 및 被相續人의 효용을 함께 증대시키게 되는 外部經濟效果를 갖는다[10]. 따라서 정부가 재분배적 의지가 없이 效率的 側面만을 고려할 경우, 상속행위에 대해 補助金(負의 租稅) 등의 유인을 제공하는 것이 보다 효율적일 것이다. 이와 같이 相續稅의 경우 형평성과 효율성간의 괴리(equity-efficiency trade-off)를 야기하게 되며, 이러한 상반된 효과의 상대적 크기 및 政府의 社會厚生函數의 형태에 따라 相續稅導入의 타당성 여부 또는 適正水準이 결정되게 될 것이다.

政府가 공리주의적 社會厚生函數에 입각할 경우, 相續稅의 후생전가효과를 자세히 살펴보면 다음과 같다. 式(10)에서와 같이 공리주의적 社會厚生函數는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}\Omega&=\int_{Y_v}^{Y_u}EV(Y;\,\theta)dF(Y)\\&=\Gamma(\theta)\cdot\int_{Y_v}^{Y_u}\frac{Y^{1-\sigma}}{1-\sigma}dF(Y)\quad\cdots\cdots\cdots\cdots(18)\end{aligned}$$

가 되며, 이 경우

$$\begin{aligned}EV(Y;\,\theta)&=\int_{\delta_v}^{\delta_u}V(\delta;\,Y)f(\delta)d\delta\\&=\frac{Y^{1-\sigma}}{1-\sigma}\cdot\int_{\delta_v}^{\delta_u}(1-\gamma(\delta,\,\theta))^{-\sigma}f(\delta)d\delta\\&\equiv\Gamma(\theta)\cdot\frac{Y^{1-\sigma}}{1-\sigma}\end{aligned}$$

로 정의된다.

이 경우 相續稅가 社會厚生에 주는 효과를 개략적으로 살펴보기 위해 (18)의 좌변을

10) 즉 相續人은 遺產을 남기는 행위로부터 직접적인 자기만족을 얻게 되며 피상속인은 相續資產에 의한 所得增大로 간접적인 效用增大의 기회를 갖게 되는 것을 의미한다.

$E(Y)$를 중심으로 2차 Taylor Expansion을 하여 근사치를 구할 경우 다음과 같이 표시된다.

$$\Omega \approx \{(1-\sigma)\cdot\Gamma(\theta)\}\cdot\frac{(EY)^{1-\sigma}}{(1-\sigma)}\cdot \{\frac{1}{(1-\sigma)}-\frac{\sigma}{2}h^2(Y)\} \quad \cdots\cdots\cdots(19)$$

위 식을 통해 우리는 相續稅率變化의 社會厚生效果를 보다 직관적으로 구분하여 이해할 수 있다. (19)의 우변의 첫번째 항은 θ에 의한 資產相續의 상대적 기회비용의 증가에 의한 효용감소를 의미하는 租稅歪曲의 厚生喪失效果를 나타내며 (18)에 의해 $\partial\{(1-\sigma)\Gamma(\theta)\}/\partial\theta<0$ 임을 알 수 있다. 두번째 항은 θ가 평균소득 또는 평균자본량을 장기적으로 변화시켜 사회후생에 영향을 주는 효과를 나타낸다. θ의 증가가 마지막 항을 변화시키는 정도는 소득의 불균등도가 줄어듦에 따라 증대하는 사회후생효과를 나타내므로 $\partial\{1/(1-\sigma)-\sigma\cdot h^2/2\}/\partial\theta>0$ 이 된다.

相續稅의 社會厚生效果는 위에서 열거한 세 효과의 크기에 의해 결정되며, 個人效用函數의 形態 및 市場變數에 따라 각 효과는 그 정도 및 방향을 달리하게 된다. 일반적으로 $d\Omega/d\theta$를 분석적기법에 의해 도출하는 것은 매우 복잡한 분포함수의 제약 및 계산과정을 포함하게 되므로, IV章에서는 단순한 형태의 수량적 모형을 이용한 시뮬레이션을 통해 相續稅의 社會厚生效果와 중요변수간의 관계를 파악하여 보았다.

3. 動態的 變化經路

지금까지 위 모형에서 相續稅率變化時의 平均所得 및 不均等度의 정체균형값의 변화를 고찰하였다. 그러나 θ의 변화시 EY_t 및 h_t^2가 새로운 균형으로 이전되는 動態的 經路도 쉽게 파악하여 볼 수 있다. 이를 위하여 기존의 경제는 θ의 相續稅率水準에서 정체균형상태에 있다고 가정하고 $t=0$ 시점에서 政府는 相續稅率을 $\theta+d\theta$으로 항구적이고 불예측적으로 증가시켰을 경우를 생각해 보자.

위의 (11) 및 (14)와 변동계수의 정의를 이용하면, EY와 h^2의 동태방정식은 다음과 같이 표현할 수 있다. 즉,

$$EY_{t+1}=W+\frac{\bar{\pi}}{(1-\theta)}\cdot EY_t$$

$$h_{t+1}^2=\{\frac{\bar{\pi}}{(1-\theta)}+\frac{W}{EY_t}\}^{-2}\cdot\{(\sigma_\pi^2+\bar{\pi}^2)h_t^2+\sigma_\pi^2\}$$

으로 가역적(recursive)인 형태를 갖게 된다. 위 식을 EY 및 h^2의 정체균형값을 중심으로 線型化하면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix}\triangle EY_{t+1}\\ \triangle h_{t+1}^2\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\frac{\bar{\pi}}{(1-\theta)} & 0\\ \frac{\partial h_{t+1}^2}{\partial EY_t}\Big|_{ss} & \sigma_\pi^2+\bar{\pi}^2\end{bmatrix}\cdot\begin{bmatrix}\triangle EY_t\\ \triangle h_t^2\end{bmatrix}$$

여기서 △는 각 변수의 정체균형값으로부터의 편차를 나타낸다.

위 線型式에서 「쟈코비안」行列의 두 特性根은

$$\lambda_1=\frac{\bar{\pi}}{(1-\theta)},\quad \lambda_2=\sigma_\pi^2+\bar{\pi}^2=E\pi^2$$

으로 모두 0과 1 사이의 값을 갖게 되므로 위 모형이 安定的임을 알 수 있다. 이는 θ가 한계적으로 증가할 경우 시간이 지남에 따라 각 期의 所得分布의 변동계수는 단순감소하게 되

며, EY도 새로운 정체균형의 값에 점근적으로 수렴하게 됨을 의미한다. 또한 위의 λ_1은 EY가 새로운 균형으로 접근하는 속도를 나타내며, (4)式으로부터 λ_1은, 다른 조건이 일정할 경우, σ와 正의 관계에 있음을 쉽게 계산할 수 있다.

IV. 시뮬레이션을 통한 效果分析

本章에서는 위에서 전개한 相續稅와 社會厚生間의 관계의 理論的 分析에 대하여 數量的 시뮬레이션을 이용하여 計測하고자 한다. 이를 위하여 단순한 형태의 二分的(binary) 模型을 設定하였다. 즉 서로 다른 유산동기를 갖는 두 그룹을 가정하여 $(0<\delta^L<\delta^H<1)$ 상속과정에 의한 정체균형하의 所得分布를 도출하고, 相續稅率이 증가할 경우 分布形態 및 社會厚生의 변화를 계산하여 보았다.

시뮬레이션을 위한 常數값의 설정은 다음과 같다. 시간 선호를 나타내는 β값은 0.8로 가정하였으며, (δ^L, δ^H)는 각각 (1/4, 3/4)으로 동일한 확률분포를 갖는다고 가정하였다 $(P^L=P^H=1/2)$. 이외의 常數들은 合理的으로 판단되는 범주내에서 변화시켜 고찰하였다. 즉 限界效用의 代替彈力性을 나타내는 σ의 경우 (1/2, 1, 2, 4)로 구분하였으며, 利子要素(interest factor)를 의미하는 R의 경우 각각 (1, 1.35, 1.8, 2)의 경우로 구분하여 보았다. 여기서 $R=1$은 황금률의 수준을 의미하며 1.35 및 1.8의 값은 1期를 30년으로 가정할 경우 年平均實質利子率 1% 및 2%의 경우를 각각 복리계산한 값이다.

위의 가정을 이용하여 계산된 결과는 〈表 1〉~〈表 4〉에 나타나 있다. 前章의 分析에서 보았듯이 相續稅率의 증가는 항상 所得分布의 變動係數(h^2)를 줄이는 分配改善效果를 가짐을 알 수 있으며, 정체균형하의 1人當 所得(또한 資本量)은 效用函數의 형태에 따라 달라지는 것으로 나타났다. 즉 $\sigma>1$ $(\sigma<1)$일 경우 EY는 θ의 증가에 따라 커지게(작아지게) 되며, $\sigma=1$일 경우 EY는 θ의 변화에 무관하게 된다.

그러나 相續稅의 증가에 대한 社會厚生의 變化는 이러한 分配改善效果 및 長期所得效果 외에도 租稅歪曲에 의한 厚生喪失(dead-weight loss) 효과에 의해서도 영향을 받으므로 EY의 증가가 반드시 社會厚生의 증대를 의미하지는 않는다. 〈表 1〉에서 보듯이 經濟가 황금률 수준($R=1$)에 있을 경우 σ의 값에 관계없이 相續稅率의 증가는 항상 社會厚生의 감소를 초래하는 것으로 나타나 효율성 손실의 負의 效果가 相對的으로 크다는 것을 알 수 있다. 또한 이러한 결과는 經濟가 動態的으로 非效率的인 범주(dynamically inefficient region)에 속할 경우, 즉 $R<1$일 경우, 항상 成立하는 것으로 나타났다. 이는 $R\leqq1$일 경우 정체균형하의 社會厚生을 극대화하는 相續稅率은 零이 됨을 의미하며, 실제로 負의 租稅를 부과함으로써 社會厚生을 증대시킬 수 있는 가능성을 내포하고 있다. 이는 유산상속의 외부경제효과에 기인하는 것으로서 所得分布를 악화시키더라도 오히려 효율성은 커지게 될 수 있음을 의미하고 있다. 물론 「로울지안」 社會厚生函數(Rawlsian SWF) 등의 보다 형평선호적인 함수형태를 가정할 경우 이러한 결과는 어느 정도 弱化될 수도 있을 것

〈表 1〉 $R=1$일 경우

	$\sigma=1/2$			$\sigma=1$			$\sigma=2$			$\sigma=4$		
θ	DY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω
0	1.113467	0.006201	2.857783	1.212121	0.005836	-1.81961	1.316829	0.002619	-4.79940	1.395900	0.000843	-6.80466
0.01	1.112407	0.005977	2.854998	1.212121	0.005716	-1.82350	1.318403	0.002579	-4.80542	1.398884	0.000831	-6.81982
0.02	1.111346	0.005759	2.852208	1.212121	0.005597	-1.82743	1.320002	0.002538	-4.81152	1.401921	0.000819	-6.83527
0.05	1.108155	0.005140	2.843814	1.212121	0.005248	-1.83948	1.324946	0.002417	-4.83046	1.411366	0.000782	-6.88339
0.1	1.102808	0.004216	2.829737	1.212121	0.004694	-1.86050	1.333727	0.002221	-4.86419	1.428322	0.000723	-6.97010
0.15	1.097427	0.003417	2.815558	1.212121	0.004173	-1.88279	1.343265	0.002030	-4.90100	1.447007	0.000664	-7.06607
0.2	1.092010	0.002733	2.801278	1.212121	0.003685	-1.90650	1.353678	0.001844	-4.94135	1.467715	0.000606	-7.17290
0.25	1.086558	0.002153	2.786901	1.212121	0.003229	-1.93182	1.365108	0.001665	-4.98583	1.490813	0.000548	-7.29262
0.3	1.081068	0.001667	2.772431	1.212121	0.002806	-1.95895	1.377732	0.001491	-5.03517	1.516767	0.000492	-7.42775
0.4	1.069977	0.000937	2.743222	1.212121	0.002051	-2.01978	1.407527	0.001163	-5.15238	1.579815	0.000383	-7.75842
0.5	1.058732	0.000472	2.713671	1.212121	0.001419	-2.09201	1.445792	0.000863	-5.30425	1.664372	0.000281	-8.20634

〈表 2〉 $R=1.35$일 경우

	$\sigma=1/2$			$\sigma=1$			$\sigma=2$			$\sigma=4$		
θ	DY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω
0	1.188495	0.015143	3.175007	1.309328	0.010976	-1.29543	1.439409	0.004554	-3.69154	1.539507	0.001441	-2.94641
0.01	1.186669	0.014593	3.170849	1.309328	0.010743	-1.29919	1.441845	0.004482	-3.69365	1.544148	0.001421	-2.94291
0.02	1.184843	0.014059	3.166684	1.309328	0.010512	-1.30300	1.444320	0.004410	-3.69581	1.548882	0.001401	-2.93933
0.05	1.179357	0.012541	3.154136	1.309328	0.009838	-1.31469	1.451994	0.004198	-3.70247	1.563669	0.001340	-2.92815
0.1	1.170194	0.010283	3.133062	1.309328	0.008773	-1.33515	1.465690	0.003852	-3.71431	1.590465	0.001240	-2.90783
0.15	1.161004	0.008337	3.111801	1.309328	0.007778	-1.35692	1.480668	0.003518	-3.72719	1.620372	0.001142	-2.88504
0.2	1.151787	0.006673	3.090365	1.309328	0.006850	-1.38015	1.497138	0.003194	-3.74122	1.653990	0.001044	-2.85929
0.25	1.142542	0.005262	3.068765	1.309328	0.005989	-1.40501	1.515361	0.002882	-3.75658	1.692091	0.000948	-2.82994
0.3	1.133268	0.004080	3.047013	1.309328	0.005191	-1.43173	1.535667	0.002581	-3.77346	1.735676	0.000853	-2.79618
0.4	1.114632	0.002305	3.003087	1.309328	0.003780	-1.49184	1.584349	0.002014	-3.81278	1.845116	0.000670	-2.71068
0.5	1.095872	0.001166	2.958656	1.309328	0.002605	-1.56348	1.648479	0.001497	-3.86189	2.000353	0.000496	-2.58870

〈表 3〉 $R=1.8$일 경우

	$\sigma=1/2$			$\sigma=1$			$\sigma=2$			$\sigma=4$		
θ	DY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω
0	1.311341	0.035209	3.607987	1.459854	0.020650	-0.72144	1.616960	0.007845	-2.81593	1.737052	0.002410	-1.27931
0.01	1.308105	0.033885	3.601650	1.459854	0.020185	-0.72495	1.620877	0.007717	-2.81491	1.744448	0.002376	-1.27201
0.02	1.304872	0.032602	3.595294	1.459854	0.019728	-0.72851	1.624865	0.007589	-2.81388	1.752014	0.002343	-1.26460
0.05	1.295190	0.028980	3.576124	1.459854	0.018398	-0.73948	1.637270	0.007212	-2.81070	1.775790	0.002242	-1.24168
0.1	1.279109	0.023647	3.543857	1.459854	0.016314	-0.75882	1.659564	0.006601	-2.80503	1.819432	0.002077	-1.20102
0.15	1.263099	0.019101	3.511244	1.459854	0.014388	-0.77956	1.684177	0.006014	-2.79880	1.869006	0.001913	-1.15693
0.2	1.247157	0.015248	3.478334	1.459854	0.012612	-0.80186	1.711527	0.005449	-2.79189	1.925852	0.001752	-1.10893
0.25	1.231281	0.012005	3.445168	1.459854	0.010976	-0.82587	1.742143	0.004907	-2.78414	1.991757	0.001593	-1.05645
0.3	1.215470	0.009301	3.411783	1.459854	0.009475	-0.85182	1.776703	0.004387	-2.77530	2.069151	0.001437	-0.99883
0.4	1.184036	0.005257	3.344477	1.459854	0.006850	-0.91059	1.861528	0.003416	-2.75315	2.273500	0.001135	-0.86497
0.5	1.152842	0.002669	3.276626	1.459854	0.004694	-0.98115	1.977710	0.002537	-2.72150	2.590623	0.000849	-0.69959

〈表 4〉 $R=2$일 경우

	$\sigma=1/2$			$\sigma=1$			$\sigma=2$			$\sigma=4$		
θ	DY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω	EY	h^2	Ω
0	1.377217	0.048133	3.812410	1.538461	0.026315	-0.48586	1.705047	0.009636	-2.53158	1.830797	0.002914	-0.93072
0.01	1.373140	0.046276	3.804925	1.538461	0.025705	-0.48921	1.709801	0.009474	-2.52952	1.839693	0.002873	-0.92346
0.02	1.369070	0.044479	3.797414	1.538461	0.025105	-0.49261	1.714644	0.009314	-2.52744	1.848804	0.002832	-0.91610
0.05	1.356902	0.039428	3.774738	1.538461	0.123363	-0.50313	1.729738	0.008842	-2.52099	1.877518	0.002710	-0.89343
0.1	1.336762	0.032048	3.736515	1.538461	0.020650	'0.52177	1.756958	0.008081	-2.50952	1.930545	0.002510	-0.85350
0.15	1.316792	0.025806	3.697844	1.538461	0.018158	-0.54189	1.787152	0.007351	-2.49700	1.991290	0.002312	-0.81063
0.2	1.296990	0.020550	3.658809	1.538461	0.015873	-0.56363	1.820878	0.006651	-2.48320	2.061624	0.002118	-0.76450
0.25	1.277351	0.016150	3.619480	1.538461	0.013780	-0.58714	1.858853	0.005982	-2.46786	2.144086	0.001927	-0.71473
0.3	1.257872	0.012495	3.579914	1.538461	0.011868	-0.61264	1.902005	0.005342	-2.45062	2.242206	0.001739	-0.66094
0.4	1.219379	0.007053	3.500263	1.538461	0.008546	-0.67064	2.009208	0.004151	-2.40842	2.508171	0.001375	-0.53958
0.5	1.181481	0.003581	3.420176	1.538461	0.005836	-0.74059	2.159098	0.003080	-2.35053	2.941846	0.001031	-0.39761

이나 본고에서는 이를 다루지 않았다.

반면 $R>1$일 경우에는 위의 결과가 반드시 성립하지는 않는다. 〈表 2〉~〈表 4〉에서 볼 수 있듯이 σ의 값이 1을 초과할 경우[11] 相續稅率의 증가가 社會厚生을 증대시킬 수 있음을 알 수 있다. 즉 $R=1.35$로 가정할 경우 $\sigma=4$이면 $d\Omega/d\theta>0$가 됨을 알 수 있으며, 또한 연평균 實質利子率이 2%($R=1.8$)일 경우 σ가 2 이상이면 社會厚生은 θ의 증가와 함께 커지게 된다[12]. 이는 R이 높아짐에 따라 長期所得效果가 상대적으로 커지게 되므로 σ의 값이 충분히 클 경우 효율성 상실효과를 보상하여 줄 수 있음을 의미한다.

V. 結　　論

본고에서는 所得 또는 富의 分布가 상속과정에 의해 야기될 경우, 再分配的 相續稅의 도입이 所得分布의 不均等度 및 社會厚生에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보고자 하였다. 이를 위하여 본고에서는 유산동기가 서로 다른 個人들로 구성된 중복세대 모형을 설정하여 相續稅率의 변화시 停滯均衡間의 비교정학적 분석을 통하여 分配 및 厚生效果를 고찰하였다.

본고의 분석에 의하면 比例的 相續稅를 이용한 再分配政策은 所得分布의 不均等度를 완화시키는 역할을 하나, 長期的으로 平均所得 및 資本量에 미치는 효과는 效用函數의 形態에 따라 다르게 나타남을 알 수 있었다. 또한 租稅歪曲에 의한 厚生喪失效果로 말미암아 相續稅率의 증가가 再分配效果 및 正의 長期所得效果를 갖더라도 社會厚生은 오히려 감소할 수 있음을 보였다. 經驗的으로 合當하리라 기대되는 常數값을 이용한 數量的 시뮬레이션 결과에 의하면, 實質利子率이 그 황금률 수준보다 높고 限界效用의 代替彈力性이 충분히 클 경우에 한하여 相續稅率의 증가는 分配改善效果와 아울러 공리주의적 社會厚生函數의 값을 높일 수 있는 것으로 나타났다. 만일 이러한 조건이 충족되지 않을 경우 相續稅를 이용한 所得再分配政策은 오히려 社會厚生을 낮추는 下向平準化 效果만을 갖게 될 수도 있다.

본고에서 얻어진 결과는 강한 가정을 이용한 단순화된 모형에 입각하고 있으므로 그 現實的 부합성 및 政策代案의 提示에는 어려움이 있을 것이다. 그러나 본고에서 살펴본 바와 같이 衡平提高를 위한 相續稅率의 증가는 경우에 따라서는 장기적으로 社會厚生에 負의 效果를 가져올 수도 있다는 점은 向後 再分配政策實施에 대해 많은 示唆가 될 것이라 본다. 특히 相續稅의 이러한 한계점에 대하여 명료한 인식이 필요할 것이다.

본고에서는 다루어지지 않았으나, 상속의 형태에 있어서 人的資本과 物的資本間의 區分과 不動產 및 金融資產 등 相續資產의 포트폴리오 효과 등을 고려한 效果分析은 매우 의미있는 향후 연구과제가 될 수 있으리라고 본다.

---

11) 美國의 경우 여러 경험적 연구에서 $\sigma>1$의 가정이 일반적으로 지지되고 있다. 구체적인 것은 Hubbard (1987)를 참조.

12) $R=2$의 경우 $\sigma\geq 1.6$이면 $dW/d\theta>0$가 항상 성립하며 σ의 값이 1.5~1.6 사이에서는 적정 θ의 값이 內部解(interior solution)를 갖는 것으로 나타났다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

Abel, Andrew B., "Precautionary Saving and Accidental Bequests," *American Economic Review*, Vol.75(4), 1985, pp.777~791.

Abel, A.B., & M. Warshawsky, "Specification of Joy of Giving: Insights from Altruism," The Wharton School Working Paper No.3-87, University of Pennsylvania, 1987.

Atkinson, A.B. & A.J. Harrison, *Distribution of Personal Wealth in Britain*, Cambridge University Press, 1978.

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

Blinder, Alan S., "A Model of Inherited Wealth", *Quarterly Journal of Economics*, 87, 1973, pp.608~626.

Chipman, John S., "The Welfare Ranking of Pareto Distributions," *Journal of Economic Theory*, Vol. 9, 1974, pp.275~282.

Conlisk, John, "An Exploratory Model of the Size Distribution of Income," *Economic Inquiry*, 15, 1977, pp.345~366.

Chu, Cyrus. Y., "The Effect of Social Security on the Steady State Distribution," *Journal of Public Economics*, Vol.34, 1987, pp.189~210.

Eckstein, Zvi., Martin S. Eichenbaum, & Dan Peled, "The Distribution of Wealth and Welfare in the Presence of Incomplete Annuity Markets," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.XCX, 1985, pp.789~806.

Hubbard, R.G., "Uncertain Lifetimes, Pensions, and Individual Savings," Z. Bodie(eds.), *Issues in Pension Economies*, NBER, 1987.

Kats, Amoz, "On the Social Welfare Function and the Parameters of Income Distribution," *Journal of Economic Theory*, Vol. 5, 1972, pp.377~382.

Kotlikoff, L.J. & L.H. Summers, "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, 90, 1981, pp.706~732.

Lambert, P.J., "The Equity-Efficiency Trade-Off: Breit Reconsidered," *Oxford Economic Papers*, Vol.42(1), 1990, pp.91~104.

Stiglitz, J.E., "Distribution of Income and Wealth Among Individuals," *Econometrica*, Vol.37(3), pp.382~397, July 1969.

————, "Equality, Taxation and Inheritance", *Personal Income Distribution*, W. Krelle & A.F. Shorrocks(eds.), Amsterdam: North-Holland, 1978.

Yarri, M.E., "Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of Consumer," *Review of Economic Studies*, 32, 1965, pp. 137~150.

〈附 錄 Ⅰ〉

먼저 각 가구의 특성은 $\{G_{t-i}(j)\}_{i=1}^{\infty}$로 유산동기 δ의 값에 의해 결정되며, 이러한 가구의 특성을 $H_t=(\delta_{t-1}, \delta_{t-2}, \delta_{t-3}, \cdots)$라 하자. 또한 $H^k \subset H_t$를 $H^k=(\underbrace{\delta, \quad \delta, \cdots \delta}_{k}, \quad 0, \cdots)$로 정의하기로 하자. 즉 H^k는 k名의 前世代가 연속적으로 유산동기를 가졌던 家口를 의미한다. 물론 $U_{k=0}^{\infty} H^k=H_t$가 성립한다. 이때, H^k에 속한 家口의 所得 $Y(k)$ 및 人口比率은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$Y(k)=(W+T)\left(\frac{1-\pi^{k+1}}{1-\pi}\right);\ (1-P)\cdot P^k,$$
$$k=0,\ 1,\ 2,\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(A.1)$$

따라서 정체균형의 평균소득 EY는 다음과 같다.

$$EY=\sum_{k=0}^{\infty}(1-P)P^k Y(k)$$
$$=(W+T)/(1-P\pi)\ \cdots\cdots\cdots\cdots(A.2)$$

(A.2)에 $T=\theta\cdot\bar{B}=\theta P\pi\ EY/(1-\theta)$을 代入하여 T를 구하면 다음과 같다.

$$T=\frac{\theta P\pi}{1-\theta-P\pi}W\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(A.3)$$

따라서 (A.1)과 (A.3)으로부터

$$Y(k)=\frac{(1-\theta)\cdot(1-P\pi)\cdot(1-\pi^{k+1})}{(1-\theta-P\pi)\cdot(1-\pi)}\cdot W$$

가 된다. 또한 정체균형의 所得分布에서 최하위계층(Y_v)과 최상위계층(Y_u)의 소득은 각각 다음과 같다.

$$Y_v=Y(0)=\frac{(1-\theta)(1-P\pi)}{(1-\theta-P\pi)}W,$$
$$Y_u=Y(\infty)=\frac{Y_v}{(1-\pi)}$$

또한 $Y(k)$ 이상의 소득계층의 人口比率은

$$\lambda(Y(k))\equiv 1-F(Y(k))=\sum_{j=k}^{\infty}(1-P)\cdot P^j=P^k.$$

公的年金의 適正給與構造에 관한 硏究

柳 一 鎬

國民年金의 導入과 더불어 4個 公的年金(國民年金, 公務員年金, 私立學校敎職員年金, 軍人年金)간의 效率的 連繫方案에 대한 論議가 있어 왔는데 連繫의 基本的 方向이 累進的인 制度로의 統合과 所得比例的인 制度로의 統合 중 어느 것이 될 것이냐가 論議의 中心이 되어 왔다. 旣存의 所得稅硏究에서는 勞動市場이 완전하다는 전제하에 勞動供給에 있어 誘因의 문제가 있을 때는 가장 生産力이 높은, 즉 최상위소득계층의 한계세율이 零인 逆進的인 稅制가 가장 효율적인(Pareto efficient) 제도임이 立證되어 왔다.

本 硏究는 未來의 소득기회에 대한 不確實性 假定下에 線型給與構造를 가지는 社會保障制度가 도입된 「라이프사이클」모형을 고찰하였다. 이 硏究에서는 比例的인 社會保障稅에 의해 재원이 조달되는 社會保障制度는 급여에 있어 累進的 構造를 가지는 것이 公利主義的 社會厚生函數를 극대화하는 次善適正解임을 證明하고 있다. 이러한 理論的 結果의 政策的 含意는 앞으로 公的年金間의 連繫에 있어 累進的인 制度로의 統合이 형평의 차원에서뿐 아니라 효율성의 차원에서도 바람직하다는 것이다.

Ⅰ. 序 論

현재 우리나라에는 國民年金을 위시하여 公務員年金, 私立學校敎職員年金, 軍人年金 등 4개의 公的年金이 있다. 이 중 國民年金을 제외한 다른 3개의 公的年金들은 그 名稱이 나타내는 대로 어떤 特定集團을 對象으로 하는 은퇴후 소득보장의 장치들로서 公務員年金과 軍人年金은 1960년부터, 私立學校敎職員年金은 1975년부터 施行되어 왔다.

그런데 1988년에 國民皆保險을 目標로 하는 國民年金制度가 施行됨으로써 이 4개 公的年金間의 連繫方案에 대한 論議가 일어나게 되었다. 특히 國民年金을 제외한 다른 公的年金

筆者 : 本院 硏究委員

* 筆者는 本 硏究의 草稿를 읽고 有益한 助言을 해주신 文亨杓, 高日東 博士에게 感謝드리며 理論經濟學會세미나 參席者들에게도 감사드린다. 本稿의 誤謬는 全的으로 필자 자신의 것임은 물론이다.

들은 年金受給額이 受給者의 所得에 正比例하는 반면, 國民年金은 低所得層에게 相對的으로 惠澤이 더 가도록 年金受給額이 정해져 있는 累進的 構造[1]를 가지고 있다는 것이 基本的인 差異點인 것에 비추어 累進的 年金制度로의 이행여부가 관심이 되고 있다.

이런 점을 고려해 볼 때 공적연금간의 연계에 대한 연구는 다음의 두가지를 검토함으로써 이루어진다 하겠다. 첫째, 年金制度가 대상으로 하고 있는 集團이 다른 集團의 사람들과는 구별되는 特性을 가지고 있는지의 문제이다. 만약 特定한 집단(또는 직업)이 社會保險의 理論上 特殊한 성격을 가지고 있다면 그 特殊性을 감안한 별도의 公的年金의 對象이 되어야 할 것이며, 그렇지 않다면 똑같은 年金制度의 대상이 되어야 할 것이다. 둘째, 만약 기존의 다른 年金制度를 통합해야 한다면 어느 方向으로 할 것인가의 문제가 제기된다. 즉 累進的인 制度로 통합을 할 것인가, 아니면 所得比例的인 制度로 할 것인가 하는 문제에 대한 해답을 내려야 하는 것이다.

本 硏究에서는 간단한 社會保險의 理論的 模型을 통하여 累進的 年金制度의 適正性與否에 대한 解答을 구해보았다. 所得再分配的 社會保險의 適正性에 대한 연구는 累進所得稅의 適正性에 대한 연구와 밀접히 연관되어 있다[2].

所得稅理論에서는 勞動供給의 결정이 포함될 경우 勞動供給의 誘因(incentive)을 보장하기 위해 最高所得階層의 限界稅率이 0이 되는 등 효율성의 측면에서는 역진세가 오히려 바람직함을 보이고 있다. 반면 未來所得이 不確實할 때에는 경우에 따라 社會保障으로서의 累進的인 所得移轉(혹은 所得稅)이 더 효율적일 수도 있다는 결과가 도출되고 있다. 이런 결과를 도출한 硏究로는 Varian(1980), Hubbard & Judd(1987) 등이 있는데 本 硏究에서는 이들과 다른 상황하에서도 所得再分配的인 社會保險이 비교적 일반적인 가정하에 효율적임을 보이고 있다.

本 硏究의 構成은 다음과 같다. II章에서는 未來의 所得機會에 대한 不確實性이 存在하는 경우의 社會保險의 理論的 模型을 提示하고 이 모형을 토대로 하여 效率性의 側面에서도 (衡平性은 물론) 所得再分配的인 公的年金이 바람직함을 보였다. III章에서는 이 結果를 기초로 하여 현재 우리나라의 公的年金制度間의 連繫問題에 대한 政策的 示唆를 提示하였으며 IV章에서는 結論을 導出하였다.

II. 公的年金의 所得再分配役割에 대한 分析

本 硏究에서는 未來의 所得機會에 대한 不確實性이 存在할 경우의 社會保險의 模型을 사용하고자 한다. 이 模型[3]은 筆者의 다른

---

1) 累進的 構造를 이와 같이 정의하면 그 경제적 효과는 누진적 소득세와 같아진다. 따라서 통상 누진적이라 할 때 소득이 증가할수록 상대적 비중이 높아진다는 것과는 정반대 의미를 가진다. 이런 점 때문에 이와 같은 급여구조를 역진적이라고 부르는 학자도 있다.

2) 累進的 所得稅의 效率性與否에 대한 연구는 무수히 많으나 Stiglitz(1987)에 잘 요약되어 있다.

3) 본고의 期待效用函數는 다음과 같은 일반적인 連續函數의 간편화된 변형이다.

$$EU=\int_0^r U_0(C_0(t))\,dt+\int_r^u U_1(C_1(t))(1-F(t))\,dt$$
$$+\int_r^u U_2(C_2(t))f(s)\,ds$$
$$+\int_u^t U_2(C_3(t))(1-F(u))\,dt$$

여기서 u는 계획된 은퇴시기이고 $f(t)$, $F(t)$는 각 개인이 t時點에서 일을 할 수 있는 確率의 확률밀도함수와 분포함수이다. 이 형태의 함수

論文(柳一鎬, 1989)에 이미 사용되었고 不確實性을 導入한 간단한 2期間「라이프사이클」模型의 변형이다.

個人은 2期에 걸쳐 일을 할 수 있고 예산제약하에서 效用極大化를 위한 消費行爲를 한다. 각 개인의 豫算制約式은 그 사람의 유일한 소득인 勞動所得 또는 賃金(이하 賃金이라 칭한다)과 일을 하는 기간중 납부해야 하는 社會保障稅에 의해 결정된다. 또한 資本市場은 完全하고 個人의 平均壽命은 一定하다고 가정한다. 분석의 편의상 첫번째 期에는 所得機會의 不確實性이 없고 두번째 期에는 알려진 確率 P로 일을 할 수 있다고 가정한다. 만약 이 개인이 일을 할 수 있다면 두번째 期는 다시 2개의 sub-period로 분할이 된다. 즉 두번째 期의 첫 $t(0<t<1)$부분만큼은 노동을 하고 나머지 $1-t$부분은 노동을 할 수 있음에도 불구하고 자발적인 隱退狀態에 들어가게 된다. 반면, 두번째 期의 시초에 노동이 불가능한 경우가 발생하면(disabled : $1-P$의 確率로), 그는 그 즉시 은퇴하지 않을 수 없게 된다(즉 비자발적인 또는 계획되지 않았던 隱退). 또한 한 노동자는 1期當 일정한 單位의 消費財를 생산한다고 가정한다. 개인의 效用函數는 期間, 勞動, 消費에 대해 加法分離型(additively separable)이며 다음과 같은 개별 효용함수에 의해 결정된다[4].

$U_0(C)=U(C)-V(s)$: 첫 期(0期)의 소비(C)에 의한 效用에서 勞動(s)의 비효용을 뺀 것. V는 s의 增加函數이며 强볼록함수(strictly convex function)이고 $V(0)=0$으로 가정

$U_1(C)=U(C)-V(t)$: 개인이 일을 할 수 있는 경우 두번째 期(1期)의 消費에 의한 效用에서 勞動(t)의 非效用을 뺀 것

$U_2(C)=U(C)-K$: 만약 일을 할 수 없을 경우 1期의 效用(K는 陽의 常數)

$U_3(C)=U(C)$: 1期에 일을 할 수 있음에도 불구하고 일을 하지 않을 경우의 效用

여기서 U_i는 單調增加函數이고 3차미분이 가능하며 또한 强오목함수(strictly concave function)이다. 위와 같은 개별효용함수에 의해 한 개인의 一生期待效用函數(life time expected utility function)는 다음과 같이 결정된다.

$$EU \equiv U(C_0)-\bar{V}+tPU(C_1)-PV(t)+(1-P)U(C_2)-(1-P)K+(1-t)PU(C_3)$$

여기서 $V(t)=\int_0^t v(s)\,ds$이고 $\bar{V}$는 0期의 勞動에서 발생하는 고정된 非效用이며 C_0는 노동자의 0期의 消費量(수준), C_1은 1期에 일할 때의 消費量, C_2는 일을 할 수 없을 때의 消費量, C_3는 일을 할 수 있음에도 불구하고 일을 하지 않을 때의 消費量이다.

근로자 개인은 자신의 은퇴시기 결정에 관

에서는 본고에서와 같이 $U_1=U_2$로 가정하는 것이 타당할 것이다. 왜냐하면 「라이프사이클」모형의 중요한 결과인 各期의 소비수준의 동일화라는 결과를 가능케 하기 때문이다.

4) 이 모형은 Diamond-Mirrlees流의 期待效用函數의 변형이기도 하다. 또한 분석의 편의를 위해 (충분한 일반성을 잃음이 없이) 各期, 각 狀態의 U_i를 동일형태의 것으로 한정시켰다.

계없이 정부가 약속한 일정한 사회보험혜택을 받으리라고 생각하고 消費와 勞動供給에 대한 선택을 한다고 가정한다. 한편 한 個人은 노동을 하면 그의 한계생산량과 같은 W의 임금을 받으며 社會保險稅率은 a, 社會保險便益 즉 수혜액은 b로 정의된다. 또한 分析의 편의상 利子率은 0으로 가정한다. 이런 가정하에 消費者의 극대화문제는 다음과 같다.

$$\underset{(C_0,\ C_1,\ C_2,\ C_3,\ t)}{Max} \quad EU(C_0,\ C_1,\ C_2,\ C_3,\ t)$$

$$s.t. \quad C_0+tC_1+(1-t)C_3 \leqq w+tw+(1-t)b$$

$$C_0+C_2 \leqq w+b$$

여기서 $w=(1-a)W$

그런데 筆者의 前揭論文(柳一鎬, 1989)에서 보인 바와 같이 이 개인의 소득 제약식과 일계조건들로부터 다음과 같은 결과를 얻을 수 있다.

$$C_1=C_3$$

$$C_1=(1+t)w+(1-t)b-C_0 \quad \cdots\cdots(1)$$

$$C_2=w+b-C_0 \quad \cdots\cdots(2)$$

또한 $C_1-C_2=t(w-b) \quad \cdots\cdots(3)$

한편 이 조건들을 사용하여 일계조건들을 정리하면 다음의 두 새로운 일계조건을 얻는다.

$$C_0 \ ; \ U_0-PU_1-(1-P)U_2=0 \quad \cdots\cdots(4)$$

$$t \ ; \ P(w-b)U_1-Pv(t)=0 \quad \cdots\cdots(5)$$

여기서 $U_i=\dfrac{\partial U}{\partial C_i}$ $(\forall i=0,\ 1,\ 2)$

(4), (5)를 미분하여 이들의 Jacobian이 陰定符號를 가짐을 알 수 있고(柳一鎬, 1989 참조) 따라서 이 극대화문제에는 唯一한 解[5]가 존재한다. 또한 (4), (5)로부터 만약 $w=b$이면 $t=0$임을 쉽게 알수 있으며, $w<b$인 경우라도 $t=0$이 되는데 이것은 일을 할 수 있는 건강한 근로자라도 당연히 일을 하지 않고 社會保險의 受惠者가 되려고 하기 때문이다. 이 誘因의 문제(incentive problem)를 인식하고 있는 정부로서는 完全保險의 공급을 하지 않게 될 것이다. 그러므로 항상 $w-b>0$이 成立한다.

이제 社會保險의 所得再分配 效果를 分析하기 위해 다음과 같이 새로운 가정을 추가하기로 하자. 우선 W^1, $W^2(W^1>W^2)$를 임금으로 받는 두 所得階層이 있으며 각 계층은 同一한 數의 인원을 가지고 있다. 따라서 W^1을 버는 계층은 上位 所得階層이고 W^2를 버는 계층은 下位 所得階層이다. 한편 社會保障의 給與構造는 선형이고, 社會保障稅는 比例稅이다. 즉, $b^i=\alpha W^i+\beta^i$이다[6]. 그리고 政府는 公利主義的 社會厚生函數를 極大化한다.

이런 가정하에서 정부의 極大化問題는 다음과 같다.

$$\underset{a,\ \alpha,\ \beta,\ t^1,\ t^2}{Max} \quad S.W.F.=Eu^1+Eu^2$$

$$s.t. \quad (1-t^1P)b^1+(1-t^2P)b^2 \leqq (1+t^1P)aW^1+(1+t^2P)aW^2$$

$$(w^1-b^1)U_1^1-v(t^1)=0$$

5) 한편 $V(t)$에 적절한 가정(예 : $V(t)=t^2$)을 해주면 이 문제에는 항상 유일한 내부해가 존재한다. 본고에서는 분석의 편의를 위해 V가 그러한 조건을 만족하여 유일한 내부해가 존재하는 것을 가정하기로 한다. 필자는 이 부분에 대한 文宇杓 博士의 적절한 지적에 감사드린다.

6) 앞으로 上添字는 所得階層을, 下添字는 그 변수에 대한 도함수를 표시한다. 따라서 $U_k^i=\dfrac{\partial U^i}{\partial C_k}$, $U_k^i=\dfrac{\partial^2 U^i}{\partial (C_k)^2}$

$$(w^2-b^2)\,U_1^2-v(t^2)=0$$

여기서 Eu^i는 다음과 같은 EU^i의 간접효용함수이다.

$$EU^i=U(C_0^i)-\bar{V}+PU(C_1^i)-PV(t^i)+(1-P)\,U(C_2^i)-(1-P)K$$

$\forall i=1,\ 2$

또한 $w^i=(1-a)\,W^i$, $b^i=\alpha W^i+\beta$ 이고 첫번째 제약조건은 經濟全體의 資源制約式이며, 둘째, 셋째의 制約條件은 1型의 勤勞者와 2型의 勤勞者의 誘因制約式이 된다. 이렇게 각 타입의 t에 대한 일계조건을 쓸 수 있는 것은 각 개인의 極大化問題가 유일한 내부해를 갖기 때문이다[7].

이제 이 문제의 一階條件들을 구해보면 다음과 같다[8].

$$a\ ;\ PU_1^1(1+t^1)(-W^1)+(1-P)\,U_2^1(-W^1)+PU_1^2(1+t^2)(-W^2)+(1-P)\,U_2^2(-W^2)-\lambda_1[(1+t^1P)(-W^1)+(1+t^2P)(-W^2)]-\lambda_2[-W^1U_1^1+(w^1-b^1)\,U_{11}^1\{(1+t^1)(-W^1)-\frac{\partial C_0^1}{\partial a}\}]-\lambda_3[-W^2U_1^2+(w^2-b^2)\,U_{11}^2\{(1+t^2)(-W^2)-\frac{\partial C_0^2}{\partial a}\}]\leqq 0 \quad\cdots\cdots(6)$$

$$\alpha\ ;\ PU_1^1(1-t^1)\,W^1+(1-P)\,U_2^1\,W^1+PU_1^2(1-t^2)\,W^2+(1-P)\,U_2^2\,W^2-\lambda_1[(1-t^1P)\,W^1+(1-t^2P)\,W^2]-\lambda_2[U_1^1(-W^1)+(w^1-b^1)\{U_{11}^1(1-t^1)W^1-\frac{\partial C_0^1}{\partial b^1}\,W^1\}]-\lambda_3[U_1^2(-W^2)+(w^2-b^2)\,U_{11}^2\{(1-t^2)\,W^2-\frac{\partial C_0^2}{\partial b^2}W^2\}]\leqq 0 \quad\cdots\cdots(7)$$

$$\beta\ ;\ PU_1^1(1-t^1)+(1-P)\,U_2^1+PU_1^2(1-t^2)+(1-P)\,U_2^2-\lambda_1[(1-t^1P)+(1-t^2P)]-\lambda_2[-U_1^1+(w^1-b^1)\,U_{11}^1\{(1-t^1)-\frac{\partial C_0^1}{\partial b^2}\}]-\lambda_3[-U_1^2+(w^2-b^2)U_{11}^2\{(1-t^2)-\frac{\partial C_0^2}{\partial b^2}\}]\leqq 0 \quad\cdots\cdots(8)$$

여기서 λ_i는 각 제약식의 「라그랑제」승수이다.

<定理 1> 社會保險의 給與構造가 線型(linear)인 경우 次善適正 給與構造는 적절한 가정하에서 累進的이어야 한다.

이 정리는 次善適正解가 $\beta>0$인 경우에 成立됨을 意味하며 同時에 比例的인 社會保險이 累進的인 社會保險보다 公利主義的 選好體系下에서는 열등함을 보여주고 있다.

<證明>

우선 $\beta=0$이면 $a=\alpha=0$임을 보인 다음 $a=\alpha=\beta=0$가 不可能함을 증명한다.

증명을 위해 다음과 같이 정의하기로 하자.

$$A=PU_1^1(1-t^1)+(1-P)\,U_2^1-\lambda_1(1-t^1P)-\lambda_2[-U_1^1+(w^1-b^1)\,U_{11}^1\{(1-t^1)-\frac{\partial C_0^1}{\partial b^2}\}]$$

$$B=PU_1^2(1-t^2)+(1-P)\,U_2^2-\lambda_1(1-t^2P)-\lambda_3[-U_1^2+(w^2-b^2)\,U_{11}^2\{(1-t^2)-\frac{\partial C_0^2}{\partial b^2}\}]$$

이 정의를 사용하면 (7), (8)은 다음과 같

---

7) 원래의 조건은 $EU^i(C_0^i,\ t^i)\geqq EU^i(C_0,\ t^{i'})$ $t^i\neq t^{i'}$ 이다. 이러한 이른바 一階接近法(first order approach)에 대해서는 Mirrlees(1986) 참조.

8) t^1, t^2에 대한 一階條件은 分析에 영향을 미치지 않으므로 생략함.

이 정리된다.

(7)′ ; $AW^1+BW^2 \leqq 0$

(8)′ ; $A+B \leqq 0$

이제 $\beta=0$으로 가정하면 $(A>0, B>0)$의 경우는 成立되지 않으므로 다음의 다섯가지 가능한 경우를 생각해 볼 수 있다.

경우 i) $A<0$, $B>0$; 그렇다면 $W^1>W^2$로 가정되었으므로
$AW^1+BW^2<AW^2+BW^2<0$
따라서 $\alpha=0$이며 예산제약식에 의해 $a=0$가 되어야 한다.

경우 ii) $A<0$, $B=0$; 그렇다면 $AW^1+BW^2<0$
따라서 위와 마찬가지로
$\alpha=a=0$

경우 iii) $A<0$, $B=0$; 역 시 $AW^1+BW^2<0$
마찬가지로 $\alpha=a=0$

경우 iv) $A=0$, $B=0$

경우 v) $A>0$, $B<0$; 경우 iv)와 v)의 증명은 부록에 제시되어 있다.

이제 증명을 완결시키기 위해서는 다음의 補助定理가 필요하다(증명생략)[9].

(補助定理) 社會保險이 전혀 공급되지 않는 경우(즉 $a=\alpha=\beta=0$인 경우)보다는 비례적인 경우($a>0$, $\alpha>0$, $\beta=0$)의 公利主義的 選好體系下에서의 社會總厚生이 더 크다.

이 결과는 危險忌避的(risk averse)인 효용함수가 가정되어 있는 한 사실상 自明한 것이다. 왜냐하면 社會保險이 없을 때보다 각자의 효용을 증가시킬 수 있는 임의의 比例的인 給與構造(즉 $b^i=\alpha W^i$)가 항상 존재하기 때문이다. 이 보조정리와 위 다섯가지 경우에 대한 분석에 의해 비례적인 경우, 즉 $\beta=0$의 가정은 자체모순임이 증명되었다(이는 또한 $\beta<0$, 즉 역진적인 경우도 성립할 수 없음을 의미한다)[10]. 따라서 $\beta>0$이어야만 한다.

〈定理 1〉의 결과는 線型의 社會保障所得移轉中에는 累進的인 所得移轉이 公利主義的 選好體系下에서 社會總厚生을 극대화시킴을 보여준다. 즉 효율성을 위해서도 社會保險의 所得再分配機能이 要求되는 것이다. 물론 사회가 지향하는 목표가 무엇이냐에 따라 非效率性을 감수하고라도 衡平性을 추구해야 할 수도 있다. 따라서 累進的인 社會保障制度가 (線型의 給與構造에 관한 한) 衡平性뿐 아니라 效率性의 측면에서도 요구된다고 결론지을 수 있다. 이제 이러한 論理的 結果들이 우리나라의 公的年金制度에 어떤 政策的 含意를 제시할 수 있는지를 다음 章에서 考察해 보기로 한다.

III. 우리나라 公的年金間의 連繫方案

1. 公務員年金과 私立學校敎職員年金

이 節에서는 軍人年金을 제외한 公務員年金과 私立學校敎職員年金의 國民年金과의 統合

9) 증명은 필자에게 있음.

10) 이 〈정리 1〉과 유사한 별도의 정리를 통해 $\beta<0$인 경우가 次善適正이 아님을 증명할 수 있다. 이의 증명 역시 필자가 가지고 있음.

方案에 대한 考察을 해 보기로 한다. 이 중 前者의 두 제도는 所得比例的인 給與構造를 가지고 있지만 國民年金은 所得比例部分과 均等部分이 다 같이 있는 累進的인 給與構造를 가지고 있다. 이를 위해 具體的으로 각 年金制度의 給與構造를 살펴보면 다음과 같다.

國民年金의 基礎給與額 算式:

$$\text{基礎月給與額} = 0.2(A+B)(1+0.05n)$$

公務員年金(私立學校教職員年金)의 基礎給與額 算式:

$$\text{基礎月給與額} = B' \times 0.5 \times (1+0.02n)$$

여기서 A는 수급전년도의 전가입자평균보수월액(즉 均等部分), B는 가입자개인의 전가입기간 평균보수월액(즉 所得比例部分), B'는 퇴직전 최종보수월액이며 n은 20년 초과연수이다.

이 두 公式을 보아서 알 수 있듯이 國民年金과 다른 두 公的年金의 차이점은 根本的으로 國民年金은 均等部分과 所得比例部分이 결합된 累進的인 構造를 가진 반면, 여타 연금은 소득에 비례한 給與構造를 가지고 있다는 점이다. 또한 앞에서도 지적한 대로 給與構造는 모두 線型이다.

給與構造에 있어서의 이와 같은 기본적 차이 외에는 3個 年金制度間에 큰 차이는 없다. 國民年金의 給與種類로는 退職, 疾病, 死亡, 一時金이 있고 公務員年金과 私立學校教職員年金에는 이상의 네가지 외에 短期給與가 하나 더 있는 차이점이 있다. 이 3個 年金은 모두 積立方式(fully-funded system)을 채택하고 있으며, 公務員年金과 私立學校教職員年金의 갹출료율은 각각 月給與의 11%인데 公務員年金의 경우 5.5%는 使用者인 政府가, 나머지 5.5%는 被傭人인 公務員이 부담하는 반면, 私立學校教職員年金의 경우 3.5%는 使用者인 학교가, 2%는 정부가, 그리고 5.5%는 被傭人인 私立學校教職員이 부담한다. 여기서 2%를 政府가 補助하는 이유는 私立學校들의 財政形便을 고려할 때 國公立學校教職員들과의 衡平을 기하기 위한 意圖에서이다. 이에 반해 國民年金은 현재 3%의 갹출료율을 政府와 國民이 각각 1.5%씩 부담하고 있으며 93년부터 97년까지는 갹출료율이 6%로, 1998년부터는 갹출료율이 9%로 증가하도록 되어 있다. 각 年金制度의 자세한 內譯은 <表 1>에 要約되어 있다.

한편 公務員이나 私立學校教職員은 保險의 理論에서 흔히 指摘되는 特別한 危險集團(special risk group)이 아니다. 이런 점을 감안해 볼 때 公務員年金과 私立學校教職員年金을 전국민 대상의 國民年金과 분리해서 존속시킬 근거를 찾을 수 없다. 그런데 II章의 分析結果는 累進的인 年金制度가 衡平性뿐 아니라 效率性의 側面에서도 바람직하다는 것을 보여주고 있으므로 公務員年金과 私立學校教職員年金을 國民年金과 통합하는 것이 合當하다고 결론지을 수 있는 것이다.

그러나 이 세 年金制度를 統合한다는 것이 現在의 國民年金制度로의 無條件的인 統合을 意味하는 것은 아니다. 첫째, 現在의 公務員年金, 私立學校教職員年金을 단기간내에 갑자기 國民年金으로 統合하는 것은 현실적으로도 불가능하고 理論的으로도 합당치 않다. 다음으로, 현재의 國民年金制度 自體가 最善의 것이 아니기 때문이다. 따라서 統合은 하되 점진적으로 해야 할 것이며 또한 制度의 改善이 必要하다고 할 수 있다. 本 硏究에서는 統合

<表 I> 우리나라 公的年金制度의 槪況(1989년 12월말 현재)

	國民年金	特殊職域年金		
		公務員年金	軍人年金	私立敎職員年金
制度導入(施行)	1973(1988)	1960(1960)	1960(1963)	1973(1975)
適用對象	(강제) 10인이상사업장 (임의) 자영자, 기타	국가 및 지방공무원, 법관, 경찰관	장기복무 하사관 이상 장교	사립학교 교원 및 행정직원
適用人口(千명)	4,562	810	142	149
年金受給者(명)	1,825	21,204	37,989	1,069
年金受給率(%)	0.04	2.6	26.8	0.7
給與方式 및 算式	均等+比例	報酬比例	報酬比例	報酬比例
	$0.2(A+B)(1+0.5n)\times 12$[2]	$0.5\times B'\times(1+0.04n)\times 12$[2]		
給與種類				
(退職)	老齡年金(5)	退職年金(3)	左同	左同
(疾病)	障害年金(3)	障害年金(14)	疾病年金(3)	障害年金(14)
(死亡)	遺族年金(3)	遺族年金(3)	左同	左同
(一時金)	返還一時金(3)	一時金(5)	左同	左同
其他	—	短期給與	左同	左同
財政收支率(%)	0.9	84.3	366.0	66.3
累積基金(10億원)	1,332.2	3,177.9	155.9	985.6
管掌機構	保健社會部	總務處	國防部	文敎部
執行機關	國民年金公團	公務員年金公團	國防部 財務局	私學年金管理公團

註 : 1) A는 受給前年度의 全加入者平均報酬月額,
B는 加入者個人의 全加入期間 平均報酬月額, n은 20년 초과연수.
2) B'는 退職前 最終報酬月額이며 n은 20년 초과연수.
3) 부가연금은 44,000원(애국지사 유족표창자)~555,000원(애국지사 훈장자)
4) 年金給與支出/保險料收入

資料 : 經濟企劃院, 『主要經濟指標』, 1990.
總務處, 『總務處年報』, 1989.
國防部, 私立敎職員年金管理公團, 國民年金管理公團, 내부자료.

의 具體的 方案提示는 시도하지 않고 이미 發表된 다른 硏究의 結果를 제시함으로써 그 方向의 一端만을 보기로 한다.

閔載成·崔秉浩(1987)는 公務員年金의 赤字問題를 解決하기 위한 方案으로 國民年金制度로의 漸進的인 統合을 提議하고 있다. 이 硏究에서는 다음과 같이 세가지의 給與算式을 想定하고 있다.

算式 I : 給與額 $=B\times(0.5+0.02n)$

II : 給與額 $=0.3\times B'\times(1+0.04n)+0.2\times A(1+0.05n)$

III : 給與額 $=0.2\times A\times(1+0.05n)+0.3\times B(1+0.05n)$

여기서 A, B, B', n은 이미 앞에서 정의된 것과 같다.

提示된 대로 Ⅰ은 所得比例部分만이 있는 給與構造이고 Ⅱ, Ⅲ은 均等部分이 있는 累進的 構造이다. 이 硏究에서는 각각의 代案이 모두 現行의 公務員年金制度보다는 財政的으로 安定됨을 보여주고 있는데 筆者들은 특히 다음의 두 방법을 추천하고 있다. 그 하나는 우선 소득비례적인 Ⅰ을 택한 후 점진적으로 Ⅲ을 택하는 것이고 다른 하나는 Ⅱ를 택한 후, 점진적으로 Ⅲ으로 옮겨가는 것이다. 물론 이것과 유사한 대안들(예를 들어 이 대안들의 선형결합)은 무수히 많으므로 여기 제시된 案들만이 최선은 아니다. 다만 여기서 얻을 수 있는 示唆點이란 現制度에서 累進的인 公的年金制度로의 轉換은 效率性 및 衡平性의 提高를 의미할 뿐 아니라, 2000년대의 초반에 곧 닥쳐올 것으로 豫想되는 각 公的年金들의 赤字問題解決에도 도움이 된다는 점이다.

2. 軍人年金

軍人年金은 1960년 公務員年金의 일부로서 導入되었다가 1963년 獨立的인 制度로 分離·實施되었다. 따라서 給與構造라든가 制度的 側面에서는 公務員年金이나 私立學校敎職員年金과 거의 비슷하다(表 1 참조).

따라서 軍人年金 역시 所得比例의 給與構造를 가지고 있다. 그런데 軍人年金은 軍이라는 職業의 特殊性 때문에 다른 年金들과는 구별되어야 할 必要가 있다.

軍人年金이 갖는 特殊性은 여러가지가 있을 수 있겠으나 代表的인 것으로는 다음의 두가지를 들 수 있겠다. 우선, 職業軍人들은 階級停年 등의 理由로 인해 退職年齡이 다른 사람들보다 낮다(현재 職業軍人들의 退職年齡은 평균 45歲이다). 또한 軍人들은 保險理論上의 이른바 高危險集團이다.

이런 理由들로 인해 軍人年金은 다른 公的年金들과는 分離해서 存續시킬 必要가 있다. 그러나 軍人年金을 별도로 운영한다고 해도 현재의 제도는 대폭 개선되어야 한다. 무엇보다도 所得比例的인 給與構造를 累進的인 構造로 고쳐야 할 것이다. 이렇게 함으로써 매년 一般會計의 補助를 必要로 하는 軍人年金의 赤字問題 해결에도 도움이 될 것으로 기대된다[11]. 그 외에도 所得推計(earnings test)의 도입이라든가 방만할 정도로 관대한 給與의 整備 등 改善되어야 할 점이 많다고 하겠다.

Ⅳ. 結　　論

本 硏究에서는 未來의 所得機會에 대한 不確實性이 存在하는 간단한 「라이프사이클」모형을 통해 累進的 社會保障制度의 效率性與否를 점검해 보았다. 이 理論的 模型의 分析에서 導出되는 결과는 한마디로 線型의 給與構造만을 고려한다면 所得再分配的인 給與構造가 公利主義的 選好體系下에서는 가장 效率的이라는 것이다. 즉 衡平性과 效率性의 차원에서 모두 累進的 社會保障制度가 要求되는 것이다.

이러한 理論的 結果가 現在의 우리나라 公

11) 一般會計의 軍人年金에 대한 補助金은 1988년도에 1,965億원(總收入 2,815億원의 약 70%), 1989년도에 2,550億원(總收入 3,500億원의 73%)에 달하는 등 收入의 대부분이 一般會計로부터의 이전에 의존하고 있다.

的年金制度에 주는 示唆點은 당연히 모든 公的年金制度가 所得再分配機能을 가져야 한다는 것이다. 이 結論은 우리나라 公的年金制度의 給與形態가 本 硏究의 模型에서 가정된 것과 같은 線型이기 때문에 더욱 설득력을 가진다. 그런데 현재 우리나라의 公的年金制度 중 所得再分配機能을 가진 것은 國民年金뿐이며 여타의 年金들(公務員, 私立學校敎職員, 軍人)은 所得比例的인 給與構造를 가지고 있다. 그러므로 職業의 本質上 特殊한 취급이 요구되는 軍人年金은 獨立的인 制度로 存續시키되 所得再分配的 給與構造로 改善해야 할 것이며, 年金의 대상이 아무런 特殊性이 없는 公務員이나 私立學校敎職員年金은 國民年金과 통합시키는 것이 바람직할 것이다. 그러나 이 경우에도 통합된 새로운 公的年金制度는 현재의 國民年金制度를 개선한 것이 되어야 할 것이다.

本 硏究에서 제시된 理論的 模型은 分析의 便宜上 많은 제약적인 가정을 사용하였으므로 전술한 제안 이외의 政策的 含意를 도출하기는 어려울 것이다. 또한 給與構造를 線型으로만 局限시켰기 때문에(이것이 오히려 우리나라 公的年金制度의 分析에는 현실적 타당성을 제공하였지만) 잘 알려진 累進的 所得稅의 效率性分析에 대한 硏究들에서와 같은 一般性은 갖지 못한다고 하겠는데 이 점이 이 硏究의 제약인 동시에 장래의 연구를 위한 方向의 제시도 된다 할 것이다.

한편 本 硏究에서는 資本市場의 完全함이 가정되어 있으나 이 가정을 현실에 맞게 완화한다면 貯蓄의 變化에 의한 效率性與否가 추가되어 흥미있는 擴張이 될 것이다. 貯蓄의 변화라는 맥락에서는 또한 평균수명에 대한 不確實性이 존재할 때 社會保障에 의한 貯蓄과 相續의 변화를 고려하는 것도 의미있는 연구의 확장이 될 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

閔載成・崔秉浩, 「損益시뮬레이션에 의한 公務員年金 給與構造改善方案 硏究」, 『韓國開發硏究』, 第9卷 第3號, 1987, pp. 67～94.

柳一鎬, 「社會保險의 適正隱退時期決定에 관한 效果分析」, 『韓國開發硏究』, 第11卷 第4號, 1989, pp. 109～125.

Diamond, P., "A Framework for Social Security Analysis", *Journal of Public Economics*, 8, 1977, pp.275～298.

Diamond, P.A. & J.A. Mirrlees, "A Model of Social Insurance with Variable Retirement", *Journal of Public Economics*, 10, pp.295～336.

Feldstein, M., "The Optimal Level of Social Security Benefits", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.100, No.2, 1985, pp. 303～320.

Hubbard, R.G. & K.L. Judd, "Social Security and Individual Welfare", *American Economic Review*, Vol.77, No.4, 1987, pp. 630～646.

Mirrlees, J.A., "The Theory of Optimal Taxation", Ch.24 in *Handbook of Mathemati-*

cal Economics, Vol.III, Arrow & Intriligator eds., 1986, pp.1197～1249.

Rothschild, M. & Stiglitz, J., "Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.90, pp.629～650.

Stiglitz, J., "Pareto Efficient and Optimal Taxation and the New Welfare Economics", Ch.15 in *Handbook of Public Economics*, Auerbach & Feldstein eds., 1987, pp.991～1042.

Varian, H., "Redistributive Taxation As Social Insurance", *Journal of Public Economics*, 14, 1980, pp. 49～68.

Yagi, T., "Why Are Annuity Systems Used to Redistributive Income?", *The Economic Studies Quarterly*, Vol.41, No.2, pp. 134～154.

〈附　錄〉

[정리 I, 경우 iv), v)의 증명]

이 두 경우 즉 $(A>0,\ B<0)$이거나 $(A=0,\ B=0)$이면서 동시에 $(6)=0,\ (7)=0$임을 보이려면 $(6)=0,\ (7)=0$이면서 $A-B>0$임을 증명하면 된다.

우선 $A\geqq 0,\ B\leqq 0$의 가정에서 다음의 두 조건을 얻는다.

$$\lambda_1(1-t^1P)\leqq PU_1^1(1-t^1)+(1-P)U_2^1 -\lambda_2[-U_1^1+(w^1-b^1)U_{11}^1\{(1-t^1)-s^1\}] \quad\cdots\cdots(A1)$$

$$\lambda_1(1-t^2P)\geqq PU_2^1(1-t^2)+(1-P)U_2^2 -\lambda_3[-U_1^2+(w^2-b^2)U_{11}^2\{(1-t^2)-s^2\}] \quad\cdots\cdots(A2)$$

여기서 $s^i\equiv\dfrac{\partial C_0^i}{\partial b^i}$

(A1)−(A2)를 하면

$$\lambda_1(t^2-t^1)P<P[U_1^1(1-t^1)-U_1^2(1-t^2)]+(1-P)(U_2^1-U_2^2)+\lambda_2[U_1^1-(w^1-b^1)U_{11}^1(1-t^1-s^1)]-\lambda_3[U_1^2-(w^2-b^2)U_{11}^2(1-t^2-s^2)] \quad\cdots\cdots(A3)$$

그런데 $AW^1+BW^2=0$, $(6)=0$의 두 조건에서 다음의 결과를 얻는다.

$$\lambda_1(2Pt^1W^1+2Pt^2W^2)-2Pt^1W^1U_1^1-2Pt^2W^2U_1^2+2\lambda_2[W^1U_1^1+(w^1-b^1)U_{11}^1t^1W^1+\frac{1}{2}(w^1-b^1)U_{11}^1(q^1+s^1W^1)]+2\lambda_3[W^2U_1^2+(w^2-b^2)U_{11}^2t^2W^2+\frac{1}{2}(w^2-b^2)U_{11}^2(q^2+s^2W^2)]=0$$

여기서 $q^i\equiv\dfrac{\partial C_0^i}{\partial a}$

따라서

$$\lambda_1=\frac{t^1W^1U_1^1+t^2W^2U_1^2}{t^1W^1+t^2W^2} -\frac{\lambda_2[W^1U_1^1+(w^1-b^1)U_{11}^1t^1W^1]}{P(t^1W^1+t^2W^2)} -\frac{\frac{1}{2}\lambda_2(w^1-b^1)U_{11}^1(q^1+s^1W^1)}{P(t^1W^1+t^2W^2)} -\frac{\lambda_3[W^2U_1^2+(w^2-b^2)U_{11}^2t^2W^2]}{P(t^1W^1+t^2W^2)} -\frac{\frac{1}{2}\lambda_3(w^2-b^2)U_{11}^2(q^2+s^2W^2))}{P(t^1W^1+t^2W^2)} \quad\cdots\cdots(A4)$$

여기서 表示를 간편화하기 위해 다음과 같이 정의하자.

$$C^i=W^iU_1^i+(w^i-b^i)U_{11}^it^iW^i+\frac{1}{2}(w^i-b^i)U_{11}^i(q^i+s^iW^i),\quad i=1,\ 2$$

$$D^i=U_1^i-(w^i-b^i)(1-t^i-s^i)U_{11}^i,\quad i=1,\ 2$$

이제 (A4)를 (A3)에 대입하여 λ_1을 소거하면,

$$\frac{P(t^2-t^1)(t^1W^1U_1^1+t^2W^2U_1^2)}{t^1W^1+t^2W^2}$$

$$-\frac{(t^2-t^1)\lambda_2C^1}{t^1W^1+t^2W^2}-\frac{(t^2-t^1)\lambda_3C^2}{t^1W^1+t^2W^2}$$

$$<P[(1-t^1)U_1^1-(1-t^2)U_1^2]+(1-P)(U_2^1-U_2^2)+\lambda_2D^1-\lambda_3D^2$$

따라서 $A\leqq 0$, $B\geqq 0$가 成立하지 않음을 보이려면

$$P(t^2-t^1)(t^1W^1U_1^1+t^2W^2U_1^2)-(t^2-t^1)\lambda_2C^1-(t^2-t^1)\lambda_3C^2-P(t^1W^1+t^2W^2)[(1-t^1)U_1^1-(1-t^2)U_1^2]-(t^1W^1+t^2W^2)(1-P)(U_2^1-U_2^2)-(t^1W^1+t^2W^2)\lambda_2D^1+(t^1W^1+t^2W^2)\lambda_3D^2\leqq 0$$

이 成立하지 않음을 보이면 된다.

위 부등식을 좀더 정리하면 좌변이 다음의 (A5)보다 큼을 알 수 있다. 그러므로 (A5)가 陽임을 證明하면 위 부등식의 左邊이 陽(즉, 당초의 가정이 모순)임을 증명하게 된다.

$$P(U_1^2-U_1^1)[t^1(1-t^2)W^1+t^2(1-t^1)W^2]-(t^1W^1+t^2W^2)(1-P)(U_2^1-U_2^2)-\lambda_2[t^2(W^1+W^2)U_1^1-(w^1-b^1)U_{11}^1\{t^1(1-t^2)W^1+t^2(1-t^1)W^2\}+(w^1-b^1)U_{11}^1(t^1W^1+t^2W^2)s^1]+\lambda_3[t^1(W^1+W^2)U_1^2-(w^2-b^2)U_{11}^2\{t^1(1-t^2)W^1+t^2(1-t^1)W^2\}+(w^2-b^2)U_{11}^1s^2(t^1W^1+t^2W^2)] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (A5)$$

여기서 다시 $AW^1+BW^2=0$, (8)$=0$의 가정에 의해 λ_2를 구한 다음 이를 다시 (A5)에 대입하면(긴 계산과정을 거친 후), (A5)는 다음과 같이 변형된다.

$$P(W^1+W^2)(t^1W^1+t^2W^2)U_1^1[(1-t^2P)W^1(U_1^2-U_1^1)+t^2(1-P)\{W^1(U_2^1-U_1^2)+W^2(U_2^2-U_1^2)\}+P(1-P)(t^1W^1+t^2W^2)[t^1(1-t^2)W^1+t^2(1-t^1)W^2](w^1-b^1)(-U_{11}^1)[W^1(U_2^1-U_1^2)+W^2(U_2^2-U_1^2)]+(1-P)(t^1W^1+t^2W^2)W^1(U_2^2-U_1^1)[(W^1+W^2)U_1^1+(w^1-b^1)U_{11}^1\{(1-P)t^1W^1+(t^1-t^2P)W^2+s^1P(t^1W^1+t^2W^2)\}]+P(U_1^2-U_1^1)(t^1W^1+t^2W^2)(W^1+W^2)W^1(1-t^2P)[U_1^1+t^1(w^1-b^1)U_{11}^1s^1]+P(1-P)(t^1W^1+t^2W^2)^2(W^1+W^2)U_1^2s^1(w^1-b^1)U_{11}^1+\lambda_3\cdot E \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (A6)$$

이제 이것을 더 정리하면 최종적으로 다음을 얻는다.

$$(t^1W^1+t^2W^2)P(W^1+W^2)^2U_1^1t^2(1-P)(U_2^2-U_1^2)+(t^1W^1+t^2W^2)P(1-P)[t^1(1-t^2)W^1+t^2(1-t^1)W^2](w^1-b^1)(-U_{11}^1)(W^1+W^2)(U_2^2-U_1^2)+(t^1W^1+t^2W^2)(1-P)W^1(U_2^2-U_1^2)(1-t^2P)(W^1+W^2)[U_1^1+t^1(w^1-b^1)U_{11}^1]+P(U_1^2-U_1^1)(t^1W^1+t^2W^2)W^1(W^1+W^2)(1-t^2P)[U_1^1+t^1(w^1+b^1)U_{11}^1s^1]+P(1-P)(t^1W^1+t^2W^2)^2(W^1+W^2)U_1^2s^1(w^1-b^1)(-U_{11}^1)+\lambda_3\cdot E \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (A7)$$

우선 式(3)에 의해 $t^1(w^1-b^1)=C_1-C_2<C_1$이므로

$[U_1^1+t^1(w^1-b^1)U_{11}^1]$은 상대적 위험기피도가 비정상적으로 크지 않으면 陽이며(예를 들어 log함수), $s^1(\equiv\frac{\partial C_0^1}{\partial b^1})$이 0과 1 사이의 값을 가지므로 $[U_1^1+t^1(w^1-b^1)U_{11}^1s^1]$도 陽이 된다. 이제 (A7)을 살펴보면 우선 E는 상당히 긴 부분이지만 陽이고(證明은 생략),

$U_2^2 > U_1^2$ ($\because C_2^2 < C_1^2$)이므로 (A7)의 부호를 알기 위해서는 $U_2^2 - U_2^1$의 부호만 알면 된다.

그런데 이 증명의 출발점이 $\beta=0$인 가정이었으므로 $b^1=\alpha W^1 > \alpha W^2 = b^2$가 성립한다. 따라서 고소득층은 은퇴전·후를 막론하고 저소득층보다 소득이 높다. 이 경우 各期, 각 상태의 소비가 「기펜」財가 아닌 한 $C_2^1 > C_2^2$이어야 한다. 즉 $U_2^2 - U_2^1 > 0$이어야 한다.

따라서 이 가정하에서 (A7)이 양이 되고 당초의 가정 $\beta=0$, $\alpha>0$, $a>0$는 성립이 안된다. 즉 $\beta=\alpha=a=0$이어야 한다.

韓國開發硏究院 硏究叢書 案內

1 韓國「인플레이션」의 原因과 그 影響
金光錫 著 — 18 切 判/ 122쪽 高級洋裝/3,000원

2 穀價政策의 計劃化～次善의 糧穀政策
文八龍 著 — 18 切 判/ 158쪽 高級洋裝/3,600원

3 韓國農業의 成長(1918～1971)
潘性紱 著 — 18 切 判/ 250쪽 高級洋裝/5,600원

4 韓國家計의 貯蓄行態
金光錫 著 — 18 切 判/ 146쪽 高級洋裝/3,000원

5 農產物價格分析論～理論과 政策
文八龍 柳炳瑞 共著 — 18 切 判/ 318쪽 高級洋裝/7,000원

6 *TRADE AND DEVELOPMENT IN KOREA*
洪元卓 A.O. Krueger 編 — 18 切 判/ 254쪽 高級洋裝/6,000원

7 *SOCIAL SECURITY IN KOREA*
朴宗淇 著 — 18 切 判/ 198쪽 高級洋裝/4,600원

8 *PUBLIC ENTERPRISE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: THE KOREAN CASE*
L.P. Jones 著 — 18 切 判/ 294쪽 高級洋裝/6,600원

9 韓國의 外換·貿易政策
金光錫 L.E. Westphal 共著 — 18 切 判/ 336쪽 高級洋裝/7,600원

10 *FACTOR SUPPLY AND FACTOR INTENSITY OF TRADE IN KOREA*
洪元卓 著 — 18 切 判/ 236쪽 高級洋裝/5,000원

11 勞動供給과 失業構造
金秀坤 著 — 18 切 判/ 202쪽 高級洋裝/4,600원

12 韓國의 鐵鋼需要分析
宋熙秦 著 — 18 切 判/ 250쪽 高級洋裝/5,600원

13 韓國鐵鋼工業의 成長
金胤亨 著 — 18 切 判/ 508쪽 高級洋裝/11,000원

14 *PLANNING MODEL AND MACROECONOMIC POLICY ISSUES*
金迪敎 編 — 18 切 判/ 492쪽 高級洋裝/11,000원

15 *INDUSTRIAL AND SOCIAL DEVELOPMENT ISSUES*
金迪敎 編 — 18 切 判/ 342쪽 高級洋裝/7,600원

16 韓國의 人口問題와 對策
金善雄 編 — 18 切 判/ 532쪽 高級洋裝/11,600원

17 韓國電力需要 및 價格의 分析
張榮植 著 — 18 切 判/ 252쪽 高級洋裝/5,600원

18 市場構造와 獨寡占規制
李奎億 著 — 18 切 判/ 370쪽 高級洋裝/8,000원

19 賃金과 勞使關係
金秀坤 著 — 18 切 判/ 244쪽 高級洋裝/5,600원

20 韓國의 人口와 人口政策
洪思媛 著 — 18 切 判/ 214쪽 高級洋裝/4,600원

21 *TRADE, DISTORTIONS AND EMPLOYMENT GROWTH IN KOREA*
洪元卓 著 — 18 切 判/ 410쪽 高級洋裝/9,000원

22 成長과 構造轉換
金光錫 M. Roemer 共著 — 18 切 判/ 194쪽 高級洋裝/4,000원

23 韓國의 綜合輸送體系
林浩奎 著 — 18 切 判/ 306쪽 高級洋裝/7,000원

24 韓國企業의 財務行態
南相祐 著 — 18 切 判/ 204쪽 高級洋裝/4,600원

25 韓國經濟의 高度成長要因
金光錫 朴竣卿 共著 — 18 切 判/ 166쪽 高級洋裝/3,600원

26 *COMMUNITY DEVELOPMENT AND HUMAN REPRODUCTIVE BEHAVIOR*
洪思媛 著 — 18 切 判/ 198쪽 高級洋裝/4,600원

27 農業投資分析論
文八龍 林栽煥 共著 — 18 切 判/ 250쪽 高級洋裝/5,600원

28 纖維·電子工業의 特性과 需給構造
金榮奉 著 — 18 切 判/ 180쪽 高級洋裝/4,000원

29 鐵鋼工業의 特性과 需給構造
南宗鉉 著 — 18 切 判/ 192쪽 高級洋裝/4,600원

30 韓國의 所得分配와 決定要因(上)
朱鶴中 編 — 18 切 判/ 470쪽 高級洋裝/10,600원

31 韓國의 國土·都市·環境
宋丙洛 編 — 18 切 判/ 410쪽 高級洋裝/9,000원

32 韓國의 保健財政과 醫療保險
朴宗淇 著 — 18 切 判/ 272쪽 高級洋裝/6,000원

33 石油化學工業의 現況과 展望
具本英 著 — 18 切 判/ 236쪽 高級洋裝/5,000원

34 成長과 都市化問題
宋丙洛 E.S. Mills 共著 — 18 切 判/ 270쪽 高級洋裝/6,000원

35 韓國의 流通經濟構造
林浩奎 著 — 18 切 判/ 306쪽 高級洋裝/7,000원

36 韓國工業化패턴과 그 要因
金光錫 著 — 18 切 判/ 272쪽 高級洋裝/6,000원

37 保健醫療資源과 診療生活圈
延河淸 金學泳 共著 — 18 切 判/ 336쪽 高級洋裝/7,600원

38 韓國의 敎育과 經濟發展
金榮奉 N.F. McGinn 外 — 18 切 判/ 272쪽 高級洋裝/6,000원

39 貿易·外援과 經濟開發
A.O. Krueger 著 田英鶴 譯 — 18 切 判/ 256쪽 高級洋裝/5,600원

40 *MACROECONOMIC AND INDUSTRIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 — 18 切 判/ 414쪽 高級洋裝/9,000원

41 *HUMAN RESOURCES AND SOCIAL DEVELOPMENT IN KOREA*
朴宗淇 編 — 18 切 判/ 384쪽 高級洋裝/8,600원

42 *KOREAN REGIONAL FARM PRODUCT AND INCOME: 1910~75*
A. Keidel 著 — 18 切 判/ 268쪽 高級洋裝/6,000원

43 韓國의 農村開發
文八龍 潘性紈 D.H. Perkins 共著 — 18 切 判/ 396쪽 高級洋裝/9,000원

44 需給構造와 物價政策
李 烋 著 — 18 切 判/ 288쪽 高級洋裝/6,600원

45 經濟開發과 政府 및 企業家의 役割
司空 壹 L.P. Jones 共著 — 18 切 判/ 410쪽 高級洋裝/9,000원

46 *PRIMARY HEALTH CARE IN KOREA*
延河淸 著 — 18 切 判/ 214쪽 高級洋裝/4,600원

47 韓國 經濟·社會의 近代化
金滿堤 外 E.S. 메이슨 — 18 切 判/ 530쪽 高級洋裝/11,600원

48 輸出主導型 成長經濟의 外換政策
李天杓 著 — 18 切 判/ 228쪽 高級洋裝/5,000원

49 韓國의 所得分配와 決定要因(下)
朱鶴中 著 — 18 切 判/ 432쪽 高級洋裝/9,600원

50 國民經濟와 福祉年金制度
延河淸 閔載成 共著 — 18 切 判/ 428쪽 高級洋裝/9,600원

51 技術革新의 過程과 政策
金仁秀 李軫周 共著 — 18 切 判/ 402쪽 高級洋裝/9,000원

52 韓國의 經濟開發과 人口政策
R. 레페토 金善雄 外 — 18 切 判/ 328쪽 高級洋裝/7,000원

53 韓國의 金融發展：1945～80
D.C. 콜 朴英哲 共著 — 18 切 判/ 334쪽 高級洋裝/7,600원

54 韓國의 賃金構造
朴烜求 朴世逸 共著 — 18 切 判/ 440쪽 高級洋裝/10,000원

55 *SOURCES OF ECONOMIC GROWTH IN KOREA*
金光錫 朴埈卿 共著 — 18 切 判/ 238쪽 高級洋裝/5,400원

56 轉換期의 韓國經濟와 金融政策
金重雄 南相祐 共著 — 18 切 判/ 354쪽 高級洋裝/8,000원

57 北韓의 經濟政策과 運用
延河淸 著 — 18 切 判/ 348쪽 高級洋裝/8,000원

58 地方財政調整制度와 財源配分
李啓植 著 — 18 切 判/ 280쪽 高級洋裝/6,000원

59 벤처캐피탈의 役割과 課題
姜文秀 著 — 18 切 判/ 236쪽 高級洋裝/5,000원

60 家計貯蓄과 租稅政策
李啓植 著 — 18 切 判/ 366쪽 高級洋裝/8,000원

61 韓國의 公企業管理政策
宋大熙 著 — 18 切 判/ 310쪽 高級洋裝/8,400원

韓國開發研究院 新刊案內

經濟規制와 競爭政策(II) — 李奎億 金鍾奭 編
半洋裝／18切判／424쪽／定價 10,000원

國家豫算과 政策目標(1990) — 宋大熙 權純源 編
半洋裝／18切判／514쪽／定價 11,000원

韓國財政 40年史〔第一卷 豫算資料(1948~1967)〕 — 編纂委員會 編
洋 裝／18切判／716쪽／定價 13,000원

韓國財政 40年史〔第二卷 豫算資料(1968~1987)〕 — 編纂委員會 編
洋 裝／18切判／756쪽／定價 14,000원

韓國의 適正賃金 — 張鉉俊 金在源 著
半洋裝／18切判／506쪽／定價 12,000원

中產層 實態分析과 政策課題 — 延河淸 外
半洋裝／18切判／304쪽／定價 7,200원

中小企業의 產業調整과 中小企業支援施策의 改善方案 — 朴埈卿 外
半洋裝／18切判／256쪽／定價 6,600원

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)
- 本 硏究院 情報資料室 所藏圖書·資料의 利用惠澤을 드림.

會 費 : 60,000원

加入方法
- 직접 本院 發刊資料相談室에 拂入하거나,
- 가까운 郵遞局에서 本院 郵便對替計座(計座番號 : 010983-31-0514919)에 拂入하면 됨.

問議處
서울특별시 동대문구 청량리동 207의 41 우편번호 : 130-012
KDI발간자료상담실(Tel. 960/3283, 960/4811(交) 305)

English Summary
of

THE KOREA DEVELOPMENT REVIEW

A Quarterly Journal Published in Korean
by the Korea Development Institute, Seoul, Korea

Vol. 12, No. 4 **Winter 1990**

The Multisector Model of the Korean Economy: Structure and Coefficients/*133* — ***Park Jun-kyung, Kim Jung-ho***

Technical Efficiency in Korea: Interindustry Determinants and Dynamic Stability/*134* — ***Yoo Seong-min***

An Estimation of Price Elasticities of Import Demand and Export Supply Functions Derived from an Integrated Production Model/*135* — ***Lee Hong-gue***

Estimating the Tax Revenue Function of the Personal Incomes/*136* — ***Roh Kee-sung***

Equity-Efficiency Trade-off: the Case of Inheritance Tax/*137* — ***Moon Hyung-pyo***

An Analysis of the Optimal Integration of Korea's Public Pension Schemes/*137* — ***Yoo Il-ho***

The Korea Development Institute was founded in 1971 to conduct independent research on the Korean economy and related matters and to assist government policy making. The research results are published in books, monographs, working papers, seminar papers, etc., and in journals.

Since 1979 the *Korea Development Review,* one of two quarterly journals in Korean, publishes in a concise form the Institute's research results—mainly studies of policy-related economic issues. Views expressed herein are the authors' and do not necessarily reflect those of the Editorial Board or the Institute.

President: Koo Bon-ho

Vice President: Nam Sang-woo

Research Staff:

Choi Buhm-soo
Choo Hak-chung
Chun Hong-tack
Chung Chin-seung
Jwa Sung-hee
Kang Moon-soo
Kim Ji-hong
Kim Jong-gie
Kim Jong-seok
Kim Joon-kyung
Kim Kwan-young
Kim Myong-sook
Ko Il-dong
Kwon Soon-won
Lee Duk-hoon
Lee Hong-gue
Lee Kye-sik
Lee Kyu-uck
Lee Won-young
Lee Young-ki
Min Jae-sung
Nam Il-chong
Oum Bong-sung
Park Eul-yong
Park Joon-kyung
Park Woo-kyu
Park Won-am
Roh Kee-sung
Shim Sang-dal
Son Jae-young
Song Dae-hee
Yeo Woon-bang
Yeon Ha-cheong
Yoo Il-ho
Yoo Jung-ho
Yoo Seong-min
Yoo Yoon-ha
Young Soo-gil

(Family names are given first.)

EDITORIAL BOARD

Editor in Chief: Yoo Jung-ho
Managing Editor: Jwa Sung-hee
Board of Editors: Kwon Soon-won
Park Joon-kyung
Shim Sang-dal
Song Dae-hee
Technical Editor: Shin Dong-cho

The Multisector Model of the Korean Economy: Structure and Coefficients

Park Jun-kyung
Kim Jung-ho

The multisector model is designed to analyze and forecast structural change in industrial output, employment, capital and relative price as well as macroeconomic change in aggregate income, interest rate, etc. This model has 25 industrial sectors, containing about 1,300 equations. Therefore, this model is characterized by detailed structural disaggregation at the sectoral level.

Individual industries are based on many of the economic relationships in the model. This is what distinguishes a multisector model from a macroeconomic model. Each industry is a behavioral agent in the model for industrial investment, employment, prices, wages, and intermediate demand. The strength of the model lies in the simulating the interactions between different industries. The result of its simulation will be introduced in the next paper. In this paper, we only introduce the structure of the multisector model and the coefficients of the equations.

The multisector model is a dynamic model-that is, it solves year by year into the future using its own solutions for earlier years. The development of a dynamic, year-by-year solution allows us to combine the change in structure with a consideration of the dynamic adjustment required. These dynamics have obvious advantages in the use of the multisector model for industrial planning.

The multisector model is a medium-term and long-term model. Whereas a short-term model can taken the labor supply and capital stock as given, a long-term model must acknowledge that these are determined endogenously. Changes in the medium-term can be analyzed in the context of long-term structural changes.

The structure of this model can be summarized as follow.

The difference in domestic and world prices affects industrial structure and the pattern of international trade; domestic output and factor price affect factor demand; factor demand and factor price affect industrial income; industrial income and relative price affect industrial consumption. Technical progress, as measured in terms of total factor productivity and relative price affect input-output coefficients; input-output coefficients and relative price determine the industrial input cost; input cost and import price determine domestic price. The differences in productivity and wage growth among different industries affect the relative price.

Summary

Technical Efficiency in Korea: Interindustry Determinants and Dynamic Stability

Yoo Seong-min

This paper, a sequel to Yoo and Lee (1990), attempts to investigate the interindustry determinants of technical efficiency in Korea's manufacturing industries, and also to conduct an exploratory analysis on the stability of technical efficiency over time. The hypotheses set forth in this paper are most found in the existing literature on technical efficiency. They are, however, revised and shed a new light upon, whenever possible, to accommodate any Korea-specific conditions. The set of regressors used in the cross-sectional analysis are chosen and the hypotheses are posed in such a way that our result can be made comparable to those of similar studies conducted for the U.S. and Japan by Caves and Barton (1990) and Uekusa and Torii (1987), respectively.

It is interesting to observe a certain degree of similarity as well as differentiation between the cross-section evidence on Korea's manufacturing industries and that on the U.S. and Japanese industries. As for the similarities, we can find positive and significant effects on technical efficiency of relative size of production and the extent of specialization in production, and negative and significant effect of the variations in capital-labor ratio within industries. The curvature influence of concentration ratio on technical efficiency is also confirmed in the Korean case.

There are differences, too. We cannot find any significant effects of capital vintage, R&D and foreign competition on technical efficiency, all of which were shown to be robust determinants of technical efficiency in the U.S. case. We note, however, that the variables measuring capital vintage effect, R&D and the degree of foreign competition in Korean markets are suspected to suffer from serious measurement errors incurred in data collection and/or conversion of industrial classification system into the KSIC (Korea Standard Industrial Classification) system. Thus, we are reluctant to accept the findings on the effects of these variables as definitive conclusions on Korea's industrial organization. Another finding that interests us is that the cross-industry evidence becomes consistently strong when we use the efficiency estimates based on gross output instead of value added, which provides us with an *ex post* empirical criterion to choose an output measure between the two in estimating the production frontier.

We also conduct exploratory analyses on the stability of the estimates of technical efficiency in Korea's manufacturing industries. Though the method of testing stability employed in this paper is never a complete one, we cannot find strong evidence that

our efficiency estimates are stable over time. The outcome is both surprising and disappointing. We can also show that the instability of technical efficiency over time is partly explained by the way we constructed our measures of technical efficiency. To the extent that our efficiency estimates depend on the shape of the empirical distribution of plants in the input-output space, any movements of the production frontier over time are not reflected in the estimates, and possibilities exist of associating a higher level of technical efficiency with a downward movement of the production frontier over time, and so on. Thus, we find that efficiency measures that take into account not only the distributional changes, but also the shifts of the production frontier over time, increase the extent of stability, and are more appropriate for use in a dynamic context. The remaining portion of the instability of technical efficiency over time is not explained satisfactorily in this paper, and future research should address this question.

An Estimation of Price Elasticities of Import Demand and Export Supply Functions Derived from an Integrated Production Model

Lee Hong-gue

Using an aggregator model, we look into the possibilities for substitution between Korea's exports, imports, domestic sales and domestic inputs (particularly labor), and substitution between disaggregated export and import components. Our approach heavily draws on an economy-wide GNP function that is similar to Samuelson's, modeling trade functions as derived from an integrated production system. Under the condition of homotheticity and weak separability, the GNP function would facilitate consistent aggregation that retains certain properties of the production structure. It would also be useful for a two-stage optimization process that enables us to obtain not only the net output price elasticities of the first-level aggregator functions, but also those of the second-level individual components of exports and imports.

For the implementation of the model, we apply the Symmetric Generalized McFadden (SGM) function developed by Diewert and Wales to both stages of estimation. The first stage of the estimation procedure is to estimate the unit quantity equations of the second-level exports and imports that comprise four components each. The parameter estimates obtained in the first stage are utilized in the derivation of instrumental variables for the aggregate export and import prices being employed in the upper model. In the

second stage, the net output supply equations derived from the GNP function are used in the estimation of the price elasticities of the first-level variables: exports, imports, domestic sales and labor. With these estimates in hand, we can come up with various elasticities of both the net output supply functions and the individual components of exports and imports.

At the aggregate level (first-level), exports appear to be substitutable with domestic sales, while labor is complementary with imports. An increase in the price of exports would reduce the amount of the domestic sales supply, and a decrease in the wage rate would boost the demand for imports. On the other hand, labor and imports are complementary with exports and domestic sales in the input-output structure. At the disaggregate level (second-level), the price elasticities of the export and import components obtained indicate that both substitution and complement possibilities exist between them. Although these elasticities are interesting in their own right, they would be more usefully applied as inputs to the computational general equilibrium model.

Estimating the Tax Revenue Function of the Personal Incomes

Roh Kee-sung

The purpose of this paper is to estimate the revenue function of the personal income tax of Korea. Unlike the traditional approach employing the data adjustment, this paper explicitly includes the explanatory variables of the tax rate or schedule in the revenue function and further estimates the functions by income sources such as labor, interest, global, and dividend incomes.

One of the main findings is the GNP elasticity of the combined personal income tax is around 1.2 when evaluated on the basis of the estimates of the GNP elasticities of tax revenue from respective income sources, which is somewhat smaller than those in the previous studies. Another interesting result is that the GNP and interest rate elasticities of the interest income, are found around one and .15 respectively, as expected. Also, the estimate of the tax-free income coefficient is significantly negative in the labor income tax revenue function.

Equity-Efficiency Trade-off: the Case of Inheritance Tax

Moon Hyung-pyo

This paper examines the effect of redistributive inheritance tax on income distribution and social welfare. The model used here is the Overlapping-Generations Model consisting of individuals with different bequest motives where the lifetime income distribution in each cohort is determined endogeneously by the dynamic bequest process.

It is shown that the introduction of redistributive inheritance tax can improve the vertical equity in the sense that the increase in tax rate reduces the coefficient of variations of intra-cohort income distribution in steady-state. However, it is also shown that, the effect on social welfare, when measured by Benthamite SWF, is uncertain in general.

The numerical simulations show that, in spite of its equity-enhancing effect, the tax increase can actually lower the steady-state social welfare within the plausible range of parametric values, through the long-run output effect as well as the deadweight welfare loss incurred by tax distortion. Hence, the problem of equity-efficiency trade-off can arise in this case. However, if both the market interest rate and the elasticity of marginal utility in individual's preference function are sufficiently high, it is shown to be possible that the steady-state social welfare is enhanced by the introduction of inheritance tax.

An Analysis of the Optimal Integration of Korea's Public Pension Schemes

Yoo Il-ho

With the introduction of the national pension, efficient integration of Korea's four public pension schemes has been discussed. The main point of such discussions is whether to have a progressive scheme or an income-proportional one.

Under the assumption of a perfect labor market, it has been proved in the income tax literature that the regressive tax scheme with the 0% tax rate to the most able per-

son (person earning highest income) is pareto efficient, if there is an incentive problem in the labor supply.

In this paper, a life-cycle model with a linear benefit schedule, when there is uncertainty about future earning ability, is studied. It is proved that the second best pension scheme is that having a progressive benefit schedule. This result implies that integration into a progressive pension scheme, like the current national pension, is required not only for efficiency but also for equity.

Working Papers from KDI

8901	Yankee Bonds as a New Financing Source for Korea	**Kang Man-soo**
8902	Theoretical Development of Option Pricing Models and the Comparison of a Call Option Models	**Keum Jeong-yeon**
8903	Role of Small and Medium-Sized Enterprises of Industrialized Countries in the Transfer of Technology to the Republic of Korea	**Lee Won-young**
8904	The Government in Korean Economic Growth	**Yoo Jung-ho**
8905	The Exchange Rate and the Trade Balance: Insular Versus Open Economies	**Ronald I. McKinnon**
8906	Social Development in the Republic of Korea: A Considerations of the Equity Versus Efficiency Issue in Policy-making	**Yeon Ha-cheong**
8907	Financial Liberalization in Korea: A Comment	**Basil J. Moore**
8908	Exercise Price Bias Test and Firm Size Effect in the Black and Scholes Model	**Keum Jeong-yeon**
8909	Labor Market Developments of Korea in Macroeconomic Perspectives	**Kim Choong-soo**
8910	Korean Industrial Policies for Declining Industries	**Kim Ji-hong**
8911	Keynesian Economics: Past Confusions, Future Prospects	**Axel Leijonhufvud**
8912	The Effect of the Monetary Regime Changes on Stability of the Financial Market	**Choi Buhm-soo**
8913	Trade Policy Problems of the Republic of Korea and the Uruguay Round	**Young Soo-gil**
8914	Korea's Exchange Rate Policy: Determinants of the Won/Dollar Exchange Rate	**Park Won-am**
8915	The Relevance of the Bank of Amsterdam Today: Its Implications for a New Monetary System	**Jwa Sung-hee**
8916	The Political Economy of Development Policy Change: A Comparative Study of Taiwan and Korea	**Gustav Ranis**
8917	The History, Institutional Framework and Economic Consequences of VERs in Korea	**Bark Tae-ho**
8918	Proliferation of Free-Trade Areas: What It Means to Korea	**Park Yung-chul & Yoo Jung-ho**
8919	The United States and the World Economy in the Twentieth Century	**Charles P. Kindleberger**

Working Papers from KDI

8920	Korea's Pension System and Major Policy Issues	**Min Jae-sung & Tchoe Byong-ho**
8921	An Institutional Analysis of the Size Distribution of Manufacturing Establishments	**Jeffrey B. Nugent & Mustapha K. Nabi**
8922	Three Essays on Korean Privatization Policy	**Song Dae-hee**
8923	Controlling Stock Externalities	**Ko Il-dong**
8924	Recent Macroeconomic Performance and Industrial Structural Adjustment in Korea	**Koo Bon-ho & Bark Tae-ho**
8925	Debt Buybacks and Forgiveness in a Model with Voluntary Repudiation	**Peter B. Kennen**
8926	The Economic Theory of Bureaucracy Applied to Public Pricing and Supply of Congestible Public Goods	**Roh Kee-sung & Gene E. Mumy**
8927	International Investment During the Flexible Exchange Rate Period: Firm Behavior and Policy Choices in Korea	**Jongmoo Jay Choi**
8928	Macroeconomic Shocks and Exchange Rate Dynamics	**Cheol S. Eun & Shim Sang-dal**
8929	Major Trends Likely to Influence Future Social Development Patterns	**Yeon Ha-cheong & Kim Kwan-young**
8930	Review of Current Social Development Policy and Planning	**Kwon Soon-won**
8931	International Capital Market Integration and the Asset Pricing Mechanism	**Cheol S. Eun**
8932	Variations in the Size Distribution of Korean Manufacturing Establishments Across Sectors and Over Time	**Jeffrey B. Nugent**
9001	Economic Development and External Policy in Korea	**Kim Jae-won**
9002	A New Role of Fiscal Policy and Financing Social Development in Korea	**Lee Kye-sik**
9003	Changing Japanese Trade Patterns and the East Asian NICs	**Park Yung-chul & Park Won-am**
9004	New Challenges to the Korean Economy and Their International Implications	**Young Soogil**
9005	The Trilateral Trade Relation Among the Asian NIEs, the U.S., and Japan	**Yoo Jung-ho**
9006	Problems of Integrating the USSR Economy into the World Economy	**Abel G. Aganbegyan**
9007	Structure and Evolution of Federal Funds Market in the U.S.	**Choi Buhm-soo**

9008	Korea: Income and Wealth Distribution and Government Initiatives to Reduce Disparities	**Kwon Soon-won**
9009	The Prospects for the Asia-Pacific Economies in the 1990s and Their Policy Implications: A Northeast Asian Perspective	**Young Soo-gil**
9010	Exchange Rate Policy for the East Asian NICs	**Park Yung-chul & Park Won-am**
9011	Problems Associated with the Transition from a Planned to a Market Economy in the Eastern European Countries	**Karl Heinrich Oppenländer**
9012	Bridging the Chasm: Cooperative Economic Relation Between South and North Korea	**Yeon Ha-cheong**
9013	Analysis of and Reform Proposals for "The Land Problem" in Korea	**Son Jae-young**
9014	Alternative Social Development Policy and Planning Scenarios Towards the Year 2000 and Beyond: The Case of Korea	**Kim Kwan-young & Kim Won-shik**
9015	Korean Industrial Policy in the 1970's: The Heavy and Chemical Industry Drive	**Kim Ji-hong**
9016	Ownership-Management Relations in Business: with Special Reference to Business Groups in Korea	**Lee Kyu-uck**
9017	The Industrial Policy of the 1970s and the Evolution of the Manufacturing Sector in Korea	**Yoo Jung-ho**
9018	US Trade Policy and Its Effects on Korean Exports	**Nam Chong-hyun**
9019	A Proposal for Tax Reform in Korea	**Roh Kee-sung**
9020	Money Markets and Monetary Policy in Korea	**Kang Moon-soo**
9021	The Dilema of Democratic Politics and Economic Development in Korea	**Oh John Kie-Chiang**
9101	The Philippines and South Korea: Divergent Growth and A Test of Hypothesis	**Robert Z. Aliber**
9102	Problems of Urbanization and the Growth of Seoul, Korea	**Kim Jong-gie, Kim Kwan-young & Son Jae-young**
9103	Tax Reform in Korea	**Kwack Tae-won & Lee Kye-sik**

Working Papers from KDI

9104	The KDI Quarterly Model of the Korean Economy	**Yoo Yoon-ha**
9105	The External Adjustment of the Korean Economy	**Yoo Yoon-ha & Park Won-am**