# 財政金融研究

994년 11월 7일 登錄
錄番號 사-1738



KIPF 한국조세연구원

# 財政金融研究

# *Review of Fiscal and Financial Studies*

第3卷 第1號(通卷 4號) 1996年 6月

## 目 次

財政金融硏究 第3卷 第1號(1996年 6月)

# 우리나라 都市家口의 階層別·年齡別 消費稅 負擔 分布에 관한 硏究

成 明 宰*

요 약

우리나라는 消費稅를 중심으로 한 間接稅 比重이 상당히 높기 때문에 消費稅 負擔 分布가 어떠하냐에 따라 租稅負擔의 衡平性에 미치는 영향이 매우 크다.

이에 본 연구에서는 1994년도 都市家計年報의 消費支出 資料를 이용하여 消費稅 負擔 分布를 분석하였다.

분석결과, 附加價値稅, 酒稅, 電話稅, 담배消費稅 負擔은 逆進的이고, 特別消費稅, 交通稅, 敎育稅 負擔은 累進的으로 나타났다. 다만, 乘用車와 石油類를 분석대상에서 제외할 경우 特別消費稅, 敎育稅는 逆進的으로 나타났다.

年齡別로 稅負擔 分布를 살펴보면, 소득가득률이 낮은 저소득층, 그리고 가구주의 연령이 10대 및 60대 이상인 가구에서 세부담의 역진성이 상대적으로 크며, 반면에 소득가득률이 높은 20~50대 계층에서 상대적으로 세부담의 역진성이 낮은 것으로 나타났다.

분석결과를 종합해 볼 때, 1990년대 초에 소비가 급증하였으나 중반에 접어들면서부터는 消費急增 趨勢가 크게 완화되면서 승용차와 석유류 등을 제외하고는 稅負擔의 累進度가 크게 완화되고 있는 점을 알 수 있다. 이에 따라 최근에는 승용차, 석유류 관련 품목을 제외하고는 상당히 광범위하게 消費稅 負擔의 逆進性이 관찰되고 있다.

* 本院 專門硏究委員
본 연구의 결론은 저자 개인의 의견이며 한국조세연구원의 공식적인 견해와는 다를 수 있다. 본 논문의 내용과 분석방법상의 개선점과 결론에 대해 매우 유익한 논평을 해주신 익명의 논문심사자 두 분께 진심으로 감사드린다.

# I. 序 論

租稅는 政府의 財政活動의 根幹을 이루는 財政收入을 마련해 준다는 차원에서 稅收確保 機能을 수행하는 것이 주된 목적이다. 이와 같은 租稅의 一般的인 機能을 수행함에 있어 租稅는 經濟主體의 經濟行爲에 가급적 中立的인 것이 바람직하다. 이러한 大前提 아래 租稅는 效率性, 衡平性, 簡便性 등의 원칙을 최대한 수용하여 운용하는 것이 바람직하다. 즉, 租稅를 부과하여 일정 규모의 財政收入을 확보한다는 전제하에, 어떻게 하면 경제에 미치는 왜곡을 최소화하고, 계층간 소득분배를 보다 균등하게 배분하여 사회적 厚生水準을 향상시키며, 制度 및 行政을 간편하게 하여 낮은 費用으로 주어진 세금을 징수함으로써 租稅賦課에 따른 超過費用(excess burden)을 最小化시킬 수 있는가 하는 것이 관건이다.

이상의 관점 가운데 衡平性 문제와 관련하여 租稅의 負擔構造를 보다 구체적으로 살펴보면, 일정 稅收를 확보한다고 할 때 누가 租稅를 負擔할 것인가의 문제가 제기된다. 일반적으로 納稅者는 擔稅能力이나 소비세가 과세되는 특정 財貨나 用役에 대한 消費支出을 통해 租稅를 부담하게 된다. 예를 들어 所得稅의 경우에는 所得의 크기에 따라 세금을 比例的 또는 累進的으로 부담하므로 擔稅能力이 높은 高所得層이 많이 부담하고 低所得層은 적게 부담하게 되어 應能負擔 原則이 적용된다고 볼 수 있다. 반면에 消費稅는 해당 財貨나 用役을 구매하여 소비함으로써 조세를 부담하므로 소득세 등에서 보는 바와 같은 擔稅能力과는 별개로 소비지출에 따라 조세를 부담하게 된다.

所得稅, 法人稅, 財産稅 등은 대체로 比例稅率 또는 累進稅率로 과세되고 所得控除, 稅額控除 등을 포함하여 租稅減免制度를 도입하는 것이 용이하므로 비록 租稅抵抗은 크다고 하지만 所得分配의 改善에 상대적으로 크게 기여한다고 볼 수 있다. 따라서 직접세의 경우에는 대체로 租稅負擔이 累進的인 경우가 많다[1]. 반면에 消費稅의 경우에는, 低所得層이라고 하더라도 생계유지를 위해 일

1) Pechman and Okner(1974) 第5章 참조.

정 수준 이상의 소비가 불가피하고, 高所得層이라고 하더라도 消費는 所得(또는 財產)에 대해 遞減的으로 증가하는 것이 보통이며 單一稅率로 比例課稅되는 경우가 많아, 消費稅 負擔이 逆進的으로 되는 경우가 많다. 따라서 消費稅(또는 間接稅)는 衡平性 측면에서 直接稅에 비해 상대적으로 열악하다는 결론에 도달하는 경우가 많다. 그러나 消費稅는 直接稅에 비해 租稅抵抗이 적을 뿐 아니라, 우리나라와 같이 所得稅 免稅者의 비율이 높은 국가에서는 皆稅主義의 原則에 입각해 볼 때 消費稅를 폭넓게 과세하는 것도 나름대로의 의미가 크다고 할 수 있다.

租稅收入 構造를 볼 때 우리나라는 전통적으로 消費稅를 중심으로 한 間接稅 比重이 상당히 높은 국가이다. 그러므로 직접세의 비중이 높은 국가, 즉 美國이나 日本 등에 비해 소비세 부담 분포가 어떠하냐에 따라 租稅負擔의 衡平性에 미치는 영향이 매우 크다. 이에 따라 본 연구에서는 統計廳에서 발간하는 1994년도 都市家計年報에 실린 消費支出 資料를 이용하여 주요 消費稅目別 稅負擔 分布 및 주요 消費品目에 대한 消費패턴을 분석하였다.

統計廳의 都市家計年報 資料를 이용하여 소비세 부담 분포를 분석한 기존의 관련 연구로는, 1984년 자료를 이용한 李啓植·裵埈晧(1986)의 연구와 1991년 자료를 이용한 成明宰(1993)의 연구가 있다[2]. 1984년 도시가계연보 자료를 분석한 李啓植·裵埈晧의 연구에서는, 예외적으로 特別消費稅 負擔이 비례적인 모습을 보이는 것을 제외하고는 대부분의 소비세 부담이 逆進的인 것으로 분석되었다. 반면에, 이로부터 7년이 경과한 1991년 자료를 분석한 成明宰의 연구에서는 特別消費稅 負擔이 더욱 누진적으로 나타났고, 기타 消費稅의 경우에도 稅負擔의 逆進度가 상당히 완화된 모습을 보여 주었다. 이러한 변화는 1980년대 말에서 1990년대 초에 걸쳐 奢侈品을 중심으로 消費가 급격히 增加하였던 것에 원인이 있는 것으로 추정된다. 이는 소비세 부담에 대한 일반적인 인식과

2) 都市家計年報 자료를 분석한 연구 이외에도 1965년 자료를 분석한 車輧權(1966), 1976년 자료를 분석한 Heller(1978, 1981), 1978년 자료를 분석한 吳然天(1982), 1982년 자료를 분석한 徐逎鎬(1984), 1970년과 1978년 자료를 분석한 韓昇洙(1982), 1987년 자료를 분석한 羅城麟(1991) 등의 연구가 있다.

다소 다른 모습을 보인다는 점에서 상당히 흥미롭다.

이에 따라 본 연구에서는 成明宰의 연구에서 분석한 자료의 조사시점인 1991년에서 3년이 경과한 1994년의 소비지출 자료를 분석함으로써 그 이후의 소비패턴 변화와 계층별 소비세 부담 분포를 추정함으로써 稅負擔 構造의 變化推移를 살펴보기로 한다.

본 연구에서는 소비세 부담 분포의 역진성을 논의하면서 奢侈品이라는 용어를 많이 사용한다. 흔히 奢侈品이라 하면 소득이 높은 계층이 주로 소비하는 財貨로 분류하거나 또는 需要의 所得彈力性이 1보다 큰 경우를 지칭하는 경우가 많다. 그러나 본 연구에서는 奢侈品에 대해 이러한 정의를 따르지 않고, 해당 품목에 대한 消費稅 負擔 分布가 누진적으로 나타나 소비세 전체적으로 볼 때, 다른 품목에서 나타나는 소비세 부담의 역진성을 완화시켜 주는 품목을 사치품으로 정의하기로 한다.

本 論文의 구성은 다음과 같다. 第Ⅱ章에서는 우리나라의 消費稅 構造와 稅收現況에 대해 살펴보면서 각 세목의 機能과 目的 등을 대해 간략히 개관해 본다. 第Ⅲ章에서는 본 연구에서 사용하는 資料에 대한 說明과 分析方法, 逆進度指數에 대해 설명한다.

第Ⅳ章에서는 1994년 都市家計年報 資料를 階層別·年齡別로 구분하여 분석한 稅負擔 分布의 特徵과 主要 消費品目別 稅負擔 分布를 바탕으로 稅負擔 構造를 분석하고 관련된 기존의 연구결과와도 비교하여 시사점을 간략히 분석한다. 第Ⅴ章에서는 所得分配 또는 稅負擔 分布를 논함에 있어 주의해야 할 사항과 세부담 분석에 있어서 불가피하게 나타날 수밖에 없는 分析의 限界와 分析方法에 대한 制約要因에 대해 理論的인 解決方法과 현실적인 分析의 어려움, 향후의 補完硏究方向 등에 대해 논의한다. 마지막으로 第Ⅵ章에서는 본 연구의 주요 내용에 대한 결론을 내리면서 본 연구의 결론으로부터 도출될 수 있는 政策示唆點에 대해 간략히 논의한다.

# II. 우리나라 消費稅의 構造와 稅收比重

우리나라의 조세 가운데 消費稅로 분류될 수 있는 것은 一般消費稅로서 附加價値稅와, 個別消費稅로서 特別消費稅, 交通稅, 酒稅, 電話稅, 담배消費稅가 있으며 附加稅(surtax)로서 敎育稅가 있다[3]. 위의 消費稅 가운데 담배消費稅만이 地方稅이며 나머지는 모두 國稅이다.

현행 消費稅 體系의 기본 골격은 1976년에 대폭적인 稅法改正을 거쳐 복잡다기하였던 각종 消費稅 體系[4]를 단순화하고 附加價値稅와 特別消費稅를 신설하면서 형성되었다. 이후 1989년에는 종전의 專賣納付金 또는 담배販賣稅를 대체하면서 담배消費稅가 도입되었고, 1994년에는 特別消費稅 課稅對象 가운데 揮發油와 輕油를 독립시켜 2003년까지 10년간 限時的 目的稅로서 交通稅를 신설하여 현재에 이르고 있다.

우리나라의 租稅收入은 전통적으로 直接稅보다는 間接稅에 치중하는 구조를 가지고 있어 間接稅의 비중이 內國稅의 3분의 2 정도에 달한 적도 있었으나 1980년 중반 이후 직접세의 비중이 증대되면서 최근에는 서로 비슷한 비중을 보이고 있다. 특히 1994년부터는 交通稅가 特別消費稅로부터 독립되면서 內國稅의 間接稅 收入으로부터 분리됨에 따라 內國稅 중 間接稅의 비중이 直接稅의 비중보다 작아지게 되었다.

최근 消費稅 가운데 附加價値稅, 特別消費稅(交通稅 包含), 電話稅의 세수 증가율이 괄목할 만한데 이는 경제 전반에 걸친 附加價値 增大와 특정 소비품목에 대한 消費支出이 빠른 속도로 증대되고, 단위당 料率이 높은 移動通信에 대한 수요가 급속히 확대되고 있는 현상에 기인하고 있다. 반면에 酒稅와 담배

3) 地方稅로서 屠畜稅가 소비세로서 분류될 수 있지만 手數料의 성격이 짙은 세목이므로 본 연구의 분석에서 제외하였다. 또한 附加稅의 하나인 農漁村特別稅가 있으나 지극히 일부의 경우를 제외하고는 본 연구의 범위와 깊은 관계가 없기 때문에 역시 분석에서 제외하였다.

4) 이는 營業稅, 通行稅, 物品稅, 織物類稅, 石油類稅, 電氣가스稅, 入場稅, 遊興飮食稅 등을 지칭한다(『韓國財政 40年史』, 第4券, 1991, pp. 367~415 참조).

消費稅의 경우에는 세수 증가율이 매우 낮은 편이다. 이는 대체로 酒類와 담배의 소비가 별로 증가하지 않고 있기 때문이다. 특히 담배消費稅의 경우에는 다른 세목과는 달리 課稅體系가 從量稅(unit tax) 體系로 되어 있는 것이 특징적이며 따라서 세수증가율도 物價 또는 담배 제품의 가격의 조정과 별다른 관계없이 소비량에만 의존하게 되어 세수의 증가율이 매우 낮게 나타나고 있다. 다만 1994년에 담배消費稅 收入이 크게 증가하였는데 이는 吸煙量 증가보다는 담배消費稅의 稅率이 인상되었던 것에 기인한다[5).

〈表 2-1〉 年度別 間接稅 徵收現況(總歲入 基準)

(單位: 億원)

| | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 總租稅 | 261,949 | 332,149 | 383,549 | 446,527 | 502,867 | 604,919 |
| 國稅 | 212,341 | 268,475 | 303,198 | 352,184 | 392,606 | 472,618 |
| 一 內國稅 | 152,084 | 191,302 | 240,891 | 300,800 | 341,745 | 384,490 |
| ○ 直接稅 | 38,974 | 83,404 | 116,273 | 145,734 | 164,135 | 196,452 |
| ○ 間接稅 | 80,632 | 103,841 | 120,851 | 150,001 | 173,686 | 181,921 |
| 附加價値稅 | 52,602 | 69,644 | 82,526 | 100,763 | 116,875 | 130,580 |
| 特別消費稅 | 12,570 | 19,118 | 22,465 | 30,686 | 36,069 | 24,450 |
| 酒稅 | 8,931 | 10,244 | 11,453 | 13,290 | 13,676 | 15,458 |
| 電話稅 | 2,374 | 2,615 | 3,114 | 3,604 | 3,997 | 4,587 |
| 證券去來稅 | 4,155 | 2,240 | 1,293 | 1,658 | 3,069 | 6,840 |
| ○ 過年度收入 | 855 | 2,126 | 1,525 | 2,915 | 1,498 | 3,364 |
| ○ 印紙稅 | 1,623 | 1,931 | 2,242 | 2,150 | 2,426 | 2,753 |
| 一 關稅 | 21,176 | 27,654 | 34,355 | 31,532 | 28,859 | 34,489 |
| 一 防衛稅 | 34,832 | 44,306 | 12,631 | 1,629 | 1,213 | 767 |
| 一 敎育稅 | 4,234 | 5,213 | 15,321 | 18,223 | 20,789 | 25,396 |
| 一 交通稅 | — | — | — | — | — | 24,572 |
| 地方稅 | 49,680 | 63,674 | 80,351 | 94,621 | 110,261 | 132,311 |
| 一 담배消費稅 | 14,139 | 15,718 | 16,469 | 17,272 | 17,445 | 20,451 |

資料 : 內務部, 『地方財政年鑑』, 各 年度.
______, 『地方稅政年鑑』, 各 年度.
財務部, 『財政金融統計』, 各 年度.

5) 1994년 1월 1일부터 담배消費稅의 세율이 20개비 1갑당 종전의 360원에서 460원으로 인상된 것을 말한다. 金珍洙·成明宰·朴釘洙·李性旭(1995) 참조.

# Ⅲ. 分析資料와 分析方法, 逆進度 指數

## 1. 分析資料

消費稅 負擔 分布 推定을 위해 本 硏究에서 사용한 資料는 매년 統計廳에서 작성 발표하는 都市家計年報 資料이다. 都市家計年報는 家計部門에서의 消費支出關聯 資料를 주된 調査內容으로 하고 있다[6].

都市家計年報 자료의 消費支出 關聯 조사항목은 주요 소비품목별로 자세하게 분류되어 있으며 주요 耐久消費財 및 非耐久消費財를 망라하고 있다. 따라서 家計部門의 消費關聯 硏究를 수행함에 있어 매우 유용한 情報를 제공해 주고 있다. 다만 都市家計年報의 消費支出 조사항목은 消費패턴이 고도화되는 추세를 충분히 반영하지 못하고 있는 측면이 있다. 즉, 도시가계연보에서는 生活必需品이나 基礎消費品目 등에 대해서는 품목별 소비항목이 매우 상세히 분류되어 있지만, 반면에 최근 消費패턴이 高度化되면서 消費의 대중화가 급속히 진전되고 있는 품목에 대해서는 아직도 조사항목의 분류가 中分類 또는 大分類의 형태를 띠고 있다. 따라서 본 연구의 연구목적을 감안해 볼 때, 일부 소비품목에 대해서는 정보가 부족한 경우가 많아 소비지출관련 연구를 수행함에 있어 많은 어려움이 있다. 예를 들면, 식료품의 경우 개별 품목까지 매우 상세하게 열거되어 있지만, 자동차의 경우에는 자동차 크기별 또는 용도별 구분없이 자동차라는 항목 하나로 분류되어 있다. 뿐만 아니라, 승용차 보급의 확대에 따라 소비비중이 급속히 커지고 있는 揮發油와 같은 연료유의 경우에도 독립된 소비지출 항목이 지정되어 있는 것이 아니라 '개인교통유지수리'라는 항목에 렌트카 임대료, 부품 수리, 정비, 면허, 보험, 통행, 주차료 등과 함께 지출액이 나타나고 있어 휘발유에 대한 지출액만을 산출하기가 매우 어렵다.

---

6) 전국에 거주하는 구성원 2인 이상의 都市家口만을 대상으로 조사한 것으로 農·漁家, 單獨家口, 飮食店, 旅館業, 下宿業 등 家計收支 파악이 곤란한 家口와 外國人 家口는 제외하고 있다.

都市家計年報 資料는 도시지역의 家口를 대상으로 所得(또는 收入)과 消費支出을 基本 調査項目으로 선정하여 家計簿와 흡사한 설문조사서를 일정기간 동안 작성함으로써 조사하고 있다. 設問調査의 빈도수는 기본적으로 月單位로 진행되고 있으며 標本은 일정 기간 경과 후 매년 일정 비율을 교체하는 방식으로 선정되고 있다[7].

본 연구에서는 월단위로 조사된 자료를 被調査家口別로 구분하여 年間 資料로 統合 換算하여 분석하였다. 최소한 1개월 이상 조사된 1994년 귀속분 도시가계연보 자료의 總標本數(또는 總調査家口)는 5,796가구이며 그 가운데 조사월수가 3개월 이하인 가구의 수는 865가구, 4개월 이상인 가구는 모두 4,931가구이다.

都市家計年報 資料는 月單位로 조사되는 만큼, 被調査家口에 따라서는 조사가 누락되는 경우가 많다. 따라서 조사월수가 일정 수준 이하인 경우에는 이를 年單位로 환산하더라도 자료상의 攪亂要因(noise)이 많을 것으로 판단되므로 調査月數가 3개월 이하인 가구는 분석대상에서 제외하였다. 이에 따라 본 연구에서는 1994년 도시가계연보 자료의 被調査對象家口인 5,796가구에서 조사월수가 3개월 이하인 가구를 제외한 4,931가구를 대상으로 분석하였다.

## 2. 家口分類 및 分析方法

대부분의 稅負擔 分布 分析에 관한 연구가 그렇듯이 본 연구에서는 階層을 구분하여 階層別 消費 및 稅負擔 分布를 추정하였다. 본 연구에서는 통상적인 방법에 따라 계층을 모두 10개의 分位로 구분하였다. 李啓植·裵埈晧(1986), 成明宰(1993)의 硏究에서와 같이, 階層은 總所得, 可處分所得, 消費支出의 세 가지를 기준으로 하여 구분하였다. 분위별 인원구성은 總所得, 可處分所得, 消

---

7) 따라서 都市家計年報 資料는 형식적으로는 패널 자료(panel data)의 형식을 지니고 있으나 일정기간이 경과한 후에는 사실상 橫斷面 資料(cross-section data)의 성격을 강하게 지니게 된다. 그러므로 調査時點間에 상당한 정도의 時差가 있는 경우 각 연도의 조사자료는 통계적으로 독립적이라는 표현을 사용하여도 크게 무리가 없을 것이다.

費支出 水準에 관계없이 所得이나 消費支出 水準이 낮은 가구의 순으로 재배열하여 분석대상 가구 전체의 10분의 1씩 나누는 방법을 채택하였다. 이에 따라 가장 低所得階層(또는 低消費階層)인 1分位에는 494가구, 나머지 분위에는 각기 493가구씩을 배분하였다.

月單位 資料를 年單位 資料로 환산함에 있어서, 각 가구별로 조사된 月의 소비지출액을 항목별로 합산하고 이를 조사월수로 나눈 후 12를 곱해주는 방법을 채택하였다. 이 방법은 물론 季節特性(seasonality)을 조정해 주지 않으므로 가구에 따라서는 연단위로 환산한 소비지출액과 실제의 소비지출에 사이에는 상당한 오차가 발생할 가능성도 있다. 그러나 본 연구의 분석에서는 개별 가구 각각에 대한 분석이 아니라 가구를 집단화한 분위별 자료가 관심대상인만큼 계절특성에 의한 正(+)의 誤差와 負(−)의 誤差가 상쇄되어 오차의 가능성이 그만큼 줄어들 것으로 판단된다. 따라서 본 연구에서와 같이 특별히 계절특성을 조정해주지 않고 年單位로 환산된 개별자료를 분위별로 합산하여 사용하더라도 큰 문제는 없을 것으로 판단된다[8].

이상의 계층분류를 바탕으로 소비항목에 대응한 각 소비세의 과세여부를 검토하고 해당 소비품목이 과세대상에 포함되는 경우 각 소비세의 세율과 과세표준, 유통마진 등을 종합적으로 검토하여 각 소비세의 세액을 逆算하여 分位別로 배분하는 방법을 택하였다. 일례로 부가가치세의 경우에는 미가공식료품, 電話使用料 등의 면세 품목을 제외하고 원칙적으로 모든 소비품목에 대한 지출액의 11분의 1을 부가가치세 부담액으로 산출하였다. 電話稅의 경우에도 電話使用料의 11분의 1을 電話稅 負擔額으로 산출하였다[9]. 特別消費稅, 酒稅, 交通稅

8) 羅城麟·玄鎭權(1993)의 연구에서도 都市家計年報 資料를 사용하여 연구하였는바, 資料의 母集團化를 위해 「人口住宅 總調査報告書」의 資料를 사용하였으나 이 방법으로 의도한대로의 母集團化 작업은 부적절한 측면이 많은 것으로 판단되어 본 연구에서는 母集團化 작업을 하지 않았다. 다만 모집단화를 위한 자료가 충분하다면 이러한 과정이 필수적이겠지만 현재 이용 가능한 자료 가운데 都市家計年報 資料를 母集團化할 수 있는 것이 없는 것으로 판단되는바, 정보가 불충분한 상태에서 모집단화하는 것은 오히려 자료의 攪亂要因만 가중시키는 것으로 판단된다.

9) 이 비율은, 附加價値稅와 電話稅의 稅率이 10%이므로 附加價値稅 또는 電話稅 包含支出額의 1/11이 附加價値稅額 또는 電話稅額이고 나머지 10/11은 純粹 物品代金 또는 電話使用料라는 데에서 유도된 것이다.

와 敎育稅는 稅前 出庫價格을 과세표준으로 하여 법정세율을 적용하여 과세된다. 따라서 해당 품목의 소비지출액으로부터 일정률의 유통마진과 부가가치세를 차감하는 방법을 이용하여 과세표준을 역산하고 여기에 법정세율을 적용하여 이들 세목에 대한 세액을 산출하였다. 담배消費稅의 경우에는 다른 소비세와는 달리 從量稅 體系로 과세되는 만큼 消費支出額과 담배消費稅額이 비례하는 것이 아니라 담배 消費量에 비례하는 구조로 되어 있다. 그러나 도시가계연보 자료에서는 담배 소비량에 대한 통계가 없고 지출액만 나타나 있어 위와 같은 방법으로 담배消費稅 負擔額을 추정하는 것이 사실상 불가능하였다. 따라서 간접적으로 담배消費稅 負擔額을 추정하기 위하여 1994년의 담배에 대한 平均 實效稅率을 적용하여 담배 소비지출 항목의 일정 비율을 담배消費稅額으로 간주하였다[10].

階層을 분류함에 있어 각 계층별로 家口主의 연령별 構成比가 크게 다르므로 각 階層을 연령대별로 세분화하여 분석하는 방법도 채택하여 연령대별 消費構造 및 消費稅 負擔構造도 함께 분석하였다.

## 3. 逆進度 指數[11]

階層別 消費稅 負擔이 소득분배에 어떤 영향을 미치는지에 대한 평가자료로서 여러 가지 指數가 개발되어 있다. 그 가운데 가장 널리 사용되고 있는 것이 「지니係數」(Gini coefficient)가 있으며, 「케탄-포다-슷指數」(Khetan-Poddar-Suits[12] ; 이하에서 KPS指數라 함), 「쿠즈네츠指數」(Kuznets measure ; 이하에서 KU指數라 함)와 「타일의 엔트로피指數」(Theil's entropy measure) 등도 널리 사용되고 있다. 그 밖에 成明宰의 연구에서는 「쿠즈네츠 指數」와 「타일 指數」를 변형하여 「KU指數」와 「TH指數」를 개발하여 사용한 바 있다.

이 외에도 많은 逆進度 指數가 있으나 본 연구에서는 이상에서 언급된 지수

10) 1994년 평균 세금비중은 소매가격의 54.2%이다. 金裕燦·成明宰·安鍾錫·李斗熙(1995) 참조.

11) 逆進度 指數에 대한 보다 자세한 사항은 Atkinson(1970), Guthrie(1979), Kakwani (March 1977, April 1977, March 1983), Kiefer(1984) 참조.

12) Khetan and Poddar(1976)와 Suits(1977) 참조.

가운데 「지니係數」, 「KPS指數」, 「KU指數」를 사용하여 소비세가 稅後 所得分配에 미치는 영향을 분석하였다[13].

# Ⅳ. 階層別·年齡別 消費稅 負擔 分布

## 1. 所得 및 消費支出의 階層別 分布와 消費性向

都市家計年報의 소비지출 자료를 기초로 階層別 總所得, 可處分所得, 消費支出, 消費稅 負擔額의 比重을 분위별로 구성비를 계산하여 〈表 4-1〉에서 보는 바와 같은 결과를 얻었다. 〈表 4-1〉에서 분위별 소비세 부담비중은 총소득을 기준으로 하였다.

總所得, 可處分所得, 消費支出, 消費稅 負擔에 대한 계층별 점유비는 높은 分位, 즉 고소득층으로 이행하면서 점진적으로 증가하다가 10분위에서는 매우 크게 증가하는 모습을 보이고 있다. 最低所得層인 1분위에서는 總所得, 可處分所得, 消費支出, 消費稅 負擔이 전체의 3~4% 수준으로 상당히 낮은 반면, 最高所得層인 10분위에서는 20%를 초과하여 매우 높은 비중을 보이고 있다. 위의 네 가지 경우 모두에서, 대체로 6, 7분위의 점유비중이 10% 내외의 수준을 보이고 있다. 이는 分位別 家口 構成比인 10%와 매우 비슷한 수준을 보이고 있다. 이로부터 6, 7分位에 속한 家口가 사회 전체적으로 볼 때 平均的인 所得 水準과 消費 水準, 그리고 消費稅 負擔 水準을 지니고 있다는 것을 추론할 수 있다.

1분위와 10분위에 대해 總所得과 可處分所得의 集中度를 비교해보면, 1분위에서는 총소득의 비중보다 가처분소득의 비중이 더 높고, 반대로 10분위에서는

13) 「지니계수」는 1과 0 사이의 값을 가지며, 1에 가까울수록 편중된 소득분배를, 0에 가까울수록 균등한 所得分配狀態를 나타낸다. 「KPS指數」는 0과 2 사이의 값을 가지며, 1보다 크면 逆進的, 1보다 작으면 累進的인 稅負擔을 나타낸다. 「KU指數」는 −1과 1 사이의 값을 가지며, 그 값이 陽數이면 稅負擔이 累進的이고, 0이면 比例的이며, 陰數이면 逆進的이다.

총소득보다 가처분소득의 비중이 더 낮다. 이러한 것을 볼 때 두 분위간에는 직접세가 부과됨에 따라 稅後 所得分配가 보다 균등하게 되었다는 결론을 얻을 수 있다. 이러한 결론은 「지니係數」의 값을 비교해 보더라도 동일한 결론을 내릴 수 있다. 즉 可處分所得 기준에서의 「지니係數」의 값이 總所得의 경우보다 더 작은 것을 볼 수 있다. 이는 소득세 등의 직접세가 과세됨에 따라 소득분배가 개선되었다는 것을 암시적으로 보여준다. 따라서 전체적으로 볼 때에는 직접세에 의해 垂直的 衡平性이 제고되었다고 볼 수 있다. 다만 都市家計年報 자료에 나타난 直接稅 負擔項目은 被調査者가 직접세를 얼마나 부담했는지에 대한 인지도가 크게 높지 않을 것임을 감안한다면 위의 논의로부터 직접세의 부담 분포가 얼마나 累進的인가에 대한 결론에는 다소 주의가 요망된다.

〈表 4-1〉 所得階層別 占有比와 平均 消費性向 및 지니係數

(單位：%, ×$10^{-2}$)

| | 總 所 得 | 可處分所得 | 消費支出 | 消費稅 負擔 |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 3.2436 | 3.2878 | 3.8251 | 3.8219 |
| 2 | 5.4121 | 5.4806 | 5.3577 | 5.5452 |
| 3 | 6.5362 | 6.6130 | 6.3996 | 6.3727 |
| 4 | 7.5009 | 7.5816 | 7.2914 | 7.5701 |
| 5 | 8.4779 | 8.5395 | 8.2823 | 8.5407 |
| 6 | 9.6016 | 9.6494 | 9.3918 | 9.6690 |
| 7 | 10.8568 | 10.8819 | 10.5844 | 10.5990 |
| 8 | 12.4534 | 12.4270 | 12.0978 | 12.3581 |
| 9 | 14.7745 | 14.6248 | 14.6325 | 15.1962 |
| 10 | 21.1429 | 20.9145 | 22.1375 | 20.3273 |
| 計 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |
| 지니係數 | 27.2481 | 26.7737 | 27.4761 | – |

註：消費稅 負擔은 總所得 基準으로 분류한 所得分位에 대한 總消費稅 負擔額의 階層別 負擔比重임.

## 2. 階層別 消費稅 負擔 分布

都市家計年報의 消費支出 資料를 분석한 階層別·年齡別 消費稅 負擔 分布는 다음의 〈表 4-2〉와 같다.

전체적인 消費性向은 總所得 基準으로 0.873이고 可處分所得 기준으로는 0.894이다. 분위별로는 총소득과 가처분소득 기준 모두에서 1, 2분위의 소비성향이 1을 초과하여 消費支出이 所得보다 더 큼을 알 수 있다. 3분위 이상의 경우에는 소비성향이 모두 1 이하의 값을 가지면서 소득수준의 증가와 함께 平均 消費性向이 하락하는 것을 볼 수 있다. 이처럼 소비성향이 하락하는 것은 基礎生活必需品에 대한 消費支出이 소득에 대해 매우 非彈力的일 뿐더러 사치품에 대한 消費支出이라고 하더라도 소득이 일정 수준 이상으로 증가하는 경우에는 해당 품목에 대한 소비가 점차 非彈力的으로 변하기 때문이다.

〈表 4-2〉 階層別 消費性向과 消費稅目別 稅負擔率

(單位 : %)

| 所得分位 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 平均 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 平均消費性向 | | | | | | | | | | | |
| 總所得基準 | 134.7 | 102.9 | 96.6 | 93.2 | 90.7 | 88.5 | 85.5 | 83.1 | 81.4 | 76.6 | 87.3 |
| 可處分所得 基準 | 138.5 | 103.6 | 98.0 | 95.6 | 92.1 | 90.7 | 86.6 | 84.5 | 85.3 | 78.3 | 89.4 |
| 總所得基準 | | | | | | | | | | | |
| 附加價値稅 | 4.037 | 3.399 | 3.241 | 3.260 | 3.219 | 3.127 | 3.040 | 2.957 | 3.012 | 2.854 | 3.091 |
| 特別消費稅 | 0.657 | 0.430 | 0.452 | 0.499 | 0.501 | 0.522 | 0.577 | 0.577 | 0.724 | 0.636 | 0.580 |
| (乘用車 除外) | 0.432 | 0.356 | 0.331 | 0.322 | 0.328 | 0.367 | 0.314 | 0.308 | 0.337 | 0.359 | 0.340 |
| 酒 稅 | 0.343 | 0.342 | 0.329 | 0.315 | 0.300 | 0.299 | 0.260 | 0.240 | 0.247 | 0.221 | 0.270 |
| 電 話 稅 | 0.239 | 0.169 | 0.149 | 0.133 | 0.123 | 0.107 | 0.100 | 0.090 | 0.088 | 0.069 | 0.107 |
| 交 通 稅 | 0.492 | 0.720 | 0.632 | 0.819 | 0.922 | 0.937 | 0.927 | 1.134 | 1.147 | 1.130 | 0.976 |
| 教 育 稅 | 0.214 | 0.157 | 0.166 | 0.182 | 0.182 | 0.244 | 0.201 | 0.243 | 0.253 | 0.227 | 0.216 |
| (乘用車 除外) | 0.146 | 0.135 | 0.130 | 0.129 | 0.130 | 0.197 | 0.122 | 0.162 | 0.137 | 0.144 | 0.144 |
| 特消稅教育稅 | 0.150 | 0.093 | 0.104 | 0.121 | 0.123 | 0.182 | 0.150 | 0.192 | 0.199 | 0.177 | 0.161 |
| (乘用車 除外) | 0.083 | 0.071 | 0.068 | 0.068 | 0.071 | 0.136 | 0.071 | 0.112 | 0.083 | 0.094 | 0.089 |
| 酒稅教育稅 | 0.064 | 0.064 | 0.063 | 0.061 | 0.058 | 0.062 | 0.051 | 0.050 | 0.054 | 0.051 | 0.056 |
| 담배消費稅 | 0.543 | 0.455 | 0.429 | 0.380 | 0.332 | 0.341 | 0.301 | 0.254 | 0.225 | 0.187 | 0.297 |
| 消費稅計 | 6.524 | 5.673 | 5.399 | 5.588 | 5.578 | 5.576 | 5.406 | 5.495 | 5.695 | 5.324 | 5.537 |

〈表 4-2〉의 계속

(單位 : %)

| 所得分位 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 平均 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 可處分所得 基準 | | | | | | | | | | | |
| 附加價値稅 | 4.195 | 3.367 | 3.329 | 3.360 | 3.255 | 3.172 | 3.126 | 2.972 | 3.150 | 2.932 | 3.165 |
| 特別消費稅 | 0.677 | 0.417 | 0.504 | 0.490 | 0.510 | 0.581 | 0.601 | 0.537 | 0.777 | 0.635 | 0.594 |
| (乘用車 除外) | 0.450 | 0.345 | 0.347 | 0.324 | 0.328 | 0.371 | 0.329 | 0.315 | 0.354 | 0.367 | 0.348 |
| 酒 稅 | 0.359 | 0.337 | 0.327 | 0.320 | 0.317 | 0.293 | 0.262 | 0.260 | 0.246 | 0.232 | 0.277 |
| 電 話 稅 | 0.244 | 0.169 | 0.152 | 0.135 | 0.124 | 0.108 | 0.102 | 0.096 | 0.088 | 0.072 | 0.110 |
| 交 通 稅 | 0.652 | 0.695 | 0.680 | 0.845 | 0.947 | 0.970 | 0.988 | 1.100 | 1.169 | 1.153 | 0.999 |
| 教 育 稅 | 0.222 | 0.150 | 0.182 | 0.180 | 0.188 | 0.259 | 0.208 | 0.236 | 0.267 | 0.230 | 0.221 |
| (乘用車 除外) | 0.154 | 0.129 | 0.135 | 0.130 | 0.134 | 0.197 | 0.127 | 0.169 | 0.140 | 0.149 | 0.148 |
| 特消稅教育稅 | 0.156 | 0.088 | 0.119 | 0.118 | 0.126 | 0.199 | 0.157 | 0.181 | 0.214 | 0.176 | 0.164 |
| (乘用車 除外) | 0.088 | 0.066 | 0.072 | 0.068 | 0.072 | 0.137 | 0.075 | 0.115 | 0.087 | 0.095 | 0.091 |
| 酒稅教育稅 | 0.066 | 0.063 | 0.063 | 0.062 | 0.062 | 0.060 | 0.051 | 0.055 | 0.053 | 0.054 | 0.057 |
| 담배消費稅 | 0.555 | 0.462 | 0.432 | 0.379 | 0.347 | 0.326 | 0.312 | 0.261 | 0.240 | 0.192 | 0.304 |
| 消費稅計 | 6.903 | 5.598 | 5.605 | 5.710 | 5.689 | 5.708 | 5.598 | 5.462 | 5.938 | 5.445 | 5.669 |
| 消費支出基準 | | | | | | | | | | | |
| 附加價値稅 | 3.497 | 3.449 | 3.436 | 3.384 | 3.393 | 3.390 | 3.413 | 3.471 | 3.603 | 3.836 | 3.542 |
| 特別消費稅 | 0.318 | 0.336 | 0.327 | 0.332 | 0.399 | 0.427 | 0.506 | 0.517 | 0.725 | 1.328 | 0.665 |
| (乘用車 除外) | 0.304 | 0.326 | 0.313 | 0.305 | 0.363 | 0.370 | 0.405 | 0.401 | 0.420 | 0.456 | 0.390 |
| 酒 稅 | 0.377 | 0.391 | 0.356 | 0.377 | 0.356 | 0.322 | 0.321 | 0.330 | 0.269 | 0.231 | 0.310 |
| 電 話 稅 | 0.214 | 0.191 | 0.163 | 0.149 | 0.147 | 0.134 | 0.119 | 0.110 | 0.100 | 0.079 | 0.123 |
| 交 通 稅 | 0.342 | 0.485 | 0.741 | 0.763 | 0.917 | 1.099 | 1.157 | 1.265 | 1.350 | 1.464 | 1.118 |
| 教 育 稅 | 0.126 | 0.141 | 0.131 | 0.139 | 0.155 | 0.160 | 0.242 | 0.199 | 0.291 | 0.437 | 0.248 |
| (乘用車 除外) | 0.122 | 0.138 | 0.127 | 0.131 | 0.144 | 0.143 | 0.211 | 0.164 | 0.199 | 0.176 | 0.165 |
| 特消稅教育稅 | 0.058 | 0.067 | 0.064 | 0.066 | 0.086 | 0.096 | 0.175 | 0.128 | 0.234 | 0.384 | 0.184 |
| (乘用車 除外) | 0.054 | 0.064 | 0.060 | 0.058 | 0.075 | 0.079 | 0.145 | 0.093 | 0.142 | 0.122 | 0.102 |
| 酒稅教育稅 | 0.068 | 0.074 | 0.067 | 0.073 | 0.069 | 0.064 | 0.067 | 0.071 | 0.057 | 0.053 | 0.064 |
| 담배消費稅 | 0.639 | 0.586 | 0.485 | 0.424 | 0.393 | 0.390 | 0.341 | 0.317 | 0.273 | 0.174 | 0.340 |
| 消費稅計 | 5.513 | 5.580 | 5.637 | 5.568 | 5.759 | 5.921 | 6.099 | 6.209 | 6.610 | 7.549 | 6.345 |

附加價値稅, 特別消費稅, 交通稅, 酒稅, 電話稅, 담배消費稅, 特別消費稅 및 酒稅分 敎育稅의 일곱 가지 稅目에 대한 세부담 분포는, 총소득과 가처분소득 기준의 경우 1~6分位에서 대체로 比例的이며 7~10分位에서는 미소하게나마 逆進的인 모습을 보여주고 있다. 반면에 소비지출 기준의 경우에는 全分位에 걸쳐 다소 누진적인 모습을 보여주고 있다.

세목별로는, 附加價値稅, 酒稅, 電話稅, 담배消費稅의 경우 대체로 세부담의 逆進性이 두드러지며 特別消費稅와 交通稅, 敎育稅에서는 다소 누진적인 모습을 보이고 있다. 그러나 특별소비세의 경우에도, 1980년대 말 이후 수요가 급속히 증가하고 있는 乘用車를 제외하고 나머지 課稅對象에 대한 세부담 분포를 보면 역시 미소하나마 역진적인 모습을 보이고 있다. 이는 승용차에 대한 수요가 소득에 대해 상당히 탄력적이기 때문에 소득수준의 증가율보다 승용차 수요의 증가율이 더 크게 나타남을 의미한다. 따라서 승용차에 대한 특별소비세의 과세가 소비세 부담의 역진성을 완화시키는 요인이 되고 있음을 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 이는 승용차의 燃料油인 揮發油와, 輕油를 과세대상으로 하는 交通稅 負擔이 累進的으로 나타나고 있는 것으로부터도 반증되고 있다고 하겠다.

稅目別 稅負擔 分布에 대한 分配的 逆進度 指數를 살펴봄으로써 消費稅目別 稅後 所得分配에 미친 영향을 살펴보자(〈表 4-3〉 참조).

먼저 「지니係數」를 보면 總所得 基準과 可處分所得 基準의 경우 消費稅를 과세함으로써 消費稅 賦課 前에 비해 「지니係數」의 값이 증가되어 稅負擔의 逆進性이 나타난 것을 알 수 있다. 附加價値稅와, 乘用車를 제외한 과세대상에 대한 特別消費稅와 敎育稅, 酒稅, 電話稅, 담배消費稅 역시 「지니係數」의 값이 課稅前에 비해 증대되어 稅負擔의 逆進性이 더해진 것으로 분석되었다. 반면에 최근 수요가 급증하고 있는 승용차를 課稅對象에 포함한 特別消費稅와 敎育稅, 交通稅는 「지니係數」가 소비세 부과 전보다 감소한 것으로 나타나 稅負擔의 垂直的 衡平性이 다소 제고된 것으로 나타났다.

이러한 결과는 「KPS指數」와 「KU指數」에서도 「지니係數」에서와 동일한 결과를 나타내었다. 附加價値稅, 乘用車를 제외한 과세대상을 대상으로 한 特別消費稅, 酒稅, 電話稅, 담배消費稅 부담에 대한 「KPS指數」의 값이 1보다 큰 것

으로 나타났고 「KU指數」 또한 負(−)의 값을 나타내어 稅負擔이 逆進的인 것으로 분석되었다. 반면에 乘用車를 課稅對象에 포함한 特別消費稅와 敎育稅, 交通稅는 「KPS指數」의 값이 1 미만으로, 「KU指數」의 값은 正(+)의 값을 나타내어 세부담이 累進的인 것으로 분석되었다.

消費支出을 기준으로 한 경우에는 稅負擔의 分布에 대한 결과가 다소 다르게 나타나고 있다. 이는 소득수준이 증가함에 따라 消費性向이 감소하므로 동일한 소비세 부담수준을 기준으로 할 때, 거의 항등적으로 소비지출을 기준으로 분석한 경우가 소득기준에 비해 역진성이 완화된 결과를 나타나게 되는 것에 기인한다. 그러나 酒稅, 電話稅, 담배消費稅 등 稅負擔의 逆進性이 매우 강한 세목의 경우에는 역진성이 다소 완화되기는 하였지만 消費支出 基準에서도 여전히 逆進的인 것으로 분석되었다.

일부의 예외적인 품목을 제외하면, 상기의 결과는 消費稅의 階層別 稅負擔이 일반적으로 逆進的이라는 통념과 일치하였다. 이러한 결론은 1984년 자료를 분석한 李啓植·裵埈晧(1986)의 연구결과와도 상당히 유사하다. 반면에 1991년 자료를 분석한 成明宰(1993)의 연구결과와는 상당히 큰 차이를 보이고 있다. 成明宰의 연구에 의하면, 계층별 소비세 부담 분포가 상당히 많은 세목에 걸쳐 의외로 비례적이거나 또는 세목에 따라 미소하나마 누진적인 모습을 보여주었다. 이는 본 연구에서 나타난 결과와 상당한 차이를 보이는 것이다.

과연 1991년과 1994년의 두 시점 사이에 소비세 부담 분포를 변화시킨 요인은 무엇인가? 세부담 분포를 변화시킨 원인은 크게 稅法改正에 따른 변화와 消費패턴 變化에 따른 변화를 들 수 있다. 그 가운데 1991년과 1994년 사이에는 실질적인 소비세 부담을 변화시킬 만큼 커다란 消費稅制의 개편이 없었다. 따라서 3년이라는 분석시점이 차이가 나는 두 硏究 사이에서의 소비세 부담 분포의 차이는 결국 消費패턴의 變化에 기인하는 것이라고 잠정적으로 결론을 내릴 수 있다.

成明宰의 연구에서도 지적하였듯이 1980년대 말에서 1990년대 초에 걸친 時期는 奢侈品을 중심으로 소비가 급속히 증가하였던 시기이다. 따라서 사치품에 대한 소비가 급속히 증가함에 따라 당시의 소비세 부담은 전반적으로 累進性이 매우 강하게 나타났다.

〈表 4-3〉 所得階層別 逆進度 指數

(單位 : $\times 10^{-2}$)

| | 지니係數 | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 總所得 基準 | | 可處分所得 基準 | | 消費支出 基準 | |
| 消費稅前 | 27.2481 | | 26.7737 | | 27.4761 | |
| 消費稅後 | 27.4353 | (-0.1872) | 26.9780 | (-0.2043) | 27.1446 | (0.3315) |
| 附加價値稅 後 | 27.3814 | (-0.1332) | 26.9047 | (-0.1310) | 27.4095 | (0.0666) |
| 特別消費稅 後 | 27.2263 | (0.0218) | 26.7551 | (0.0186) | 27.3057 | (0.1704) |
| (乘用車 除外) | 27.2519 | (-0.0038) | 26.7755 | (-0.0019) | 27.4500 | (0.0261) |
| 酒稅後 | 27.2709 | (-0.0227) | 26.7954 | (-0.0217) | 27.5039 | (-0.0278) |
| 電話稅後 | 27.2673 | (-0.0191) | 26.7928 | (-0.0191) | 27.4960 | (-0.0199) |
| 交通稅後 | 27.1620 | (0.0861) | 26.6953 | (0.0784) | 27.3073 | (0.1689) |
| 敎育稅後 | 27.2395 | (0.0087) | 26.7656 | (0.0081) | 27.4237 | (0.0525) |
| (乘用車 除外) | 27.2497 | (-0.0016) | 26.7747 | (-0.0010) | 27.4673 | (0.0089) |
| (特別消費稅分) | 27.2369 | (0.0112) | 26.7633 | (0.0103) | 27.4206 | (0.0556) |
| (乘用車 除外) | 27.2472 | (0.0010) | 26.7724 | (0.0013) | 27.4641 | (0.0120) |
| (酒稅分) | 27.2507 | (-0.0025) | 26.7759 | (-0.0022) | 27.4792 | (-0.0031) |
| 담배消費稅 | 27.3005 | (-0.0524) | 26.8252 | (-0.0515) | 27.5455 | (-0.0694) |
| | KPS指數 | KU指數 | KPS指數 | KU指數 | KPS指數 | KU指數 |
| 總消費稅 | 101.1424 | -0.1337 | 101.1561 | -0.1465 | 93.5824 | 0.2392 |
| 附加價値稅 | 103.6745 | -0.0990 | 103.4390 | -0.0942 | 97.6075 | 0.0483 |
| 特別消費稅 | 93.4505 | 0.0213 | 93.9009 | 0.0193 | 69.6930 | 0.1192 |
| (乘用車 除外) | 100.1915 | -0.0041 | 99.5267 | -0.0025 | 92.6261 | 0.0203 |
| 酒稅 | 108.6533 | -0.0187 | 108.0310 | -0.0183 | 109.6108 | -0.0203 |
| 電話稅 | 117.9521 | -0.0138 | 117.5092 | -0.0137 | 116.5979 | -0.0148 |
| 交通稅 | 90.1170 | 0.0652 | 91.0682 | 0.0587 | 83.9829 | 0.1232 |
| 敎育稅 | 94.4277 | 0.0077 | 94.7109 | 0.0060 | 74.6745 | 0.0377 |
| (乘用車 除外) | 99.6828 | -0.0017 | 99.0938 | -0.0022 | 93.3780 | 0.0079 |
| (特別消費稅分) | 90.9206 | 0.0101 | 91.5245 | 0.0083 | 64.0347 | 0.0398 |
| (乘用車 除外) | 96.6244 | 0.0007 | 96.0701 | 0.0001 | 85.8281 | 0.0100 |
| (酒稅分) | 104.5684 | -0.0023 | 103.9240 | -0.0023 | 105.4388 | -0.0021 |
| 담배消費稅 | 118.0597 | -0.0385 | 117.2794 | -0.0377 | 120.8070 | -0.0505 |

註 : ( ) 안은 消費稅 前 지니係數로부터 稅後 지니係數를 差減한 것으로서, 그 값이 陽數이면 階層別 稅負擔이 累進的이고, 陰數이면 逆進的인 것을 나타냄.

그러나 1990년대 중반에 접어들면서 消費 急增 추세가 수그러들기 시작하였다. 이에 따라 奢侈品을 중심으로 中·高所得層이 많이 소비하는 품목에 대한 소비가 둔화되면서 中·高所得層의 소비비중이 감소하였다. 뿐만 아니라 소비비중의 감소와 더불어 그들 계층의 消費稅 負擔比重도 감소한 것으로 사료된다. 그러므로 消費패턴의 변화가 두 硏究時點間의 消費稅 負擔 分布에 큰 영향을 미쳤다고 하겠다.

逆進的인 消費稅 負擔이라 하면 기본적으로 消費稅制 自體에 그 원인이 있기도 하지만, 일단 소비세제가 제도적으로 주어진 경우라면 消費패턴이 어떠한가에 따라 세부담의 형평성이 결정된다고 할 수 있다. 따라서 세부담의 역진성을 완화하기 위해서는 주어진 소비패턴을 바탕으로 소비세의 과세대상과 세율을 적절히 선정해야 한다.

## 3. 年齡別 消費稅 負擔 分布

分位別 稅負擔 分布에 있어 특징적인 사항의 하나는, 대부분의 消費稅 稅目에서 1分位의 稅負擔이 다른 分位보다 消費稅 負擔率이 매우 높게 나타나고 있다는 점이다. 소비세 부담 분포에 관한 대부분의 기존 연구에서도 이와 유사한 결과가 나타나고 있다.

이에 대한 가장 중요한 원인으로 추정되는 것은 1분위의 構成家口의 特性이 매우 異質的으로 이루어져 있다는 데 있다. 즉, 1分位의 경우에는 最低所得層뿐만 아니라 소득수준은 낮지만 富의 수준이 높다든지 또는 일시적인 失業으로 인해 일시적으로 소득수준이 낮지만 恒常所得은 높은 경우 등, 조사기간 동안에 소득수준이 낮게 나타났지만 消費支出 水準은 상당히 높은 가구도 상당 수 포함되어 있다[14]. 이에 따라 1분위의 경우에는 소득에 비해 소비지출 수준이 매우 높아 소비성향이 1.3~1.4 정도에 이르고 있다. 이와 같은 현상은 소득수

---

14) Pechman and Okner(1974), Pechman(1985), Davies, St-Hilaire, and Whalley(1984), 李啓植·裵埈晧(1986), 成明宰(1993) 참조.

〈表 4-4〉 家長의 年齡別·所得階層別 分布(總所得 基準)

(單位 : 名, %)

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 計 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 人員數 | | | | | | | | | | | |
| 10대 | 16 | 6 | 3 | 2 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 28 |
| 20대 | 90 | 101 | 100 | 92 | 69 | 65 | 44 | 60 | 30 | 24 | 675 |
| 30대 | 140 | 195 | 207 | 230 | 241 | 233 | 224 | 208 | 176 | 133 | 1,987 |
| 40대 | 74 | 89 | 117 | 110 | 124 | 123 | 138 | 145 | 160 | 146 | 1,226 |
| 50대 | 49 | 54 | 38 | 43 | 40 | 58 | 69 | 64 | 105 | 161 | 681 |
| 60대 | 73 | 33 | 23 | 12 | 16 | 12 | 18 | 14 | 21 | 27 | 249 |
| 70대 | 45 | 14 | 5 | 4 | 2 | 2 | 0 | 2 | 1 | 2 | 77 |
| 80대 | 7 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 8 |
| 計<br>(構成比) | 494<br>(10) | 493<br>(10) | 493<br>(10) | 493<br>(10) | 493<br>(10) | 493<br>(10) | 493<br>(10) | 493<br>(10) | 493<br>(10) | 493<br>(10) | 4,931<br>(100) |
| 構成比 1 | | | | | | | | | | | |
| 10대 | 3.24 | 1.21 | 0.61 | 0.40 | 0.20 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.57 |
| 20대 | 18.26 | 20.49 | 20.28 | 18.66 | 14.00 | 13.18 | 8.92 | 12.17 | 6.09 | 4.87 | 13.69 |
| 30대 | 28.40 | 39.55 | 41.99 | 46.65 | 48.88 | 47.26 | 45.44 | 42.19 | 35.70 | 26.98 | 40.30 |
| 40대 | 15.01 | 18.05 | 23.73 | 22.31 | 25.15 | 24.95 | 27.99 | 29.41 | 32.45 | 29.61 | 24.86 |
| 50대 | 9.94 | 10.95 | 7.71 | 8.72 | 8.11 | 11.76 | 14.00 | 12.98 | 21.30 | 32.66 | 13.81 |
| 60대 | 14.81 | 6.69 | 4.67 | 2.43 | 3.25 | 2.43 | 3.65 | 2.84 | 4.26 | 5.48 | 5.05 |
| 70대 | 9.13 | 2.84 | 1.01 | 0.81 | 0.41 | 0.41 | 0.00 | 0.41 | 0.20 | 0.41 | 1.56 |
| 80대 | 1.42 | 0.20 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.16 |
| 計 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100.0 |
| 構成比 2 | | | | | | | | | | | |
| 10대 | 57.14 | 21.43 | 10.71 | 7.14 | 3.57 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 100 |
| 20대 | 13.33 | 14.96 | 14.81 | 13.63 | 10.22 | 9.63 | 6.52 | 8.89 | 4.44 | 3.56 | 100 |
| 30대 | 7.05 | 9.81 | 10.42 | 11.58 | 12.13 | 11.73 | 11.27 | 10.47 | 8.86 | 6.69 | 100 |
| 40대 | 6.04 | 7.26 | 9.54 | 8.97 | 10.11 | 10.03 | 11.26 | 11.83 | 13.05 | 11.91 | 100 |
| 50대 | 7.20 | 7.93 | 5.58 | 6.31 | 5.87 | 8.52 | 10.13 | 9.40 | 15.42 | 23.64 | 100 |
| 60대 | 29.32 | 13.25 | 9.24 | 4.82 | 6.43 | 4.82 | 7.23 | 5.62 | 8.43 | 10.84 | 100 |
| 70대 | 58.44 | 18.18 | 6.49 | 5.19 | 2.60 | 2.60 | 0.00 | 2.60 | 1.30 | 2.60 | 100 |
| 80대 | 87.50 | 12.50 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 100 |

註 : 1. 構成比 1은 1~10分位의 경우 各 所得分位 內에서의 年齡別 占有比를 나타내며, 맨 오른쪽 列은 總標本에 대한 年齡別 占有比를 나타냄.

2. 構成比 2는 1~10分位의 경우 各 年齡 內에서의 所得分位別 占有比를 나타내며, 맨 오른쪽 列은 構成比 行의 合計를 나타냄.

준이 최저생계비 수준 이하로 낮은 가구가 상당 수 있다는 점에도 부분적으로 원인이 있고, 소득보다 富의 수준이 높은 가구의 경우 소비지출 수준이 상당히 높은 수준을 유지한다는 데에도 그 원인이 있다.

이러한 사실은 〈表 4-4〉를 보면 쉽게 이해된다. 가구주의 연령이 10～20대, 60대 이상인 家口는 1분위에 속하는 비율이 매우 높다. 일반적으로 家口主의 연령이 10～20대, 그 중에서도 특히 10대 가구의 경우에는 다른 연령층에 비해 家口主의 所得可得率이 일반적으로 매우 낮기 때문에 상당 수의 가구가 저소득층으로 분류된다. 반면에 가구주의 연령이 60대 이상인 경우에는 원천적으로 저소득층인 경우도 있지만 상당 수의 가구에서는 가구주가 은퇴함으로써 소득이 거의 없는 경우가 많다. 이러한 두번째 가구의 경우에는 대부분 현재의 소득 수준은 낮지만 은퇴 전에 축적한 貯蓄(또는 富)을 바탕으로 상당 수준의 소비지출 수준을 보이는 경우가 많다. 따라서 이러한 가구는 현재의 소득을 기준으로 할 때 最低所得層인 1分位로 분류되지만 富를 기준으로 할 경우에는 상당 수가 富의 수준이 높은 分位로 분류될 것이다. 따라서 1分位에서 특징적으로 소비세 부담 비중이 높은 것은 이러한 것에 원인이 있다고 하겠다.

위의 사실을 기초로 家口主의 年齡別·階層別 平均 消費性向을 구해 보면 〈表 4-5〉와 같다. 먼저 50대를 제외하고 家口主의 年齡이 20～60대인 경우에는 연령이 증가하면서 소비성향도 점차 증가함을 볼 수 있다. 이는 연령이 증가할수록 점차 富의 蓄積이 진행되면서 소비지출 수준이 소득 수준에 비해 더 빠른 속도로 증가하는 것을 의미하거나 또는 소비지출 수준이 일정하더라도 소득 수준이 상대적으로 감소하는 것을 암시해준다. 다만 50대의 경우에는 소비성향이 87.2%로 40대의 89.5%에 비해 다소 감소하는 모습을 보이고 있는데 이는 50대의 경우 고소득층에 속하는 비율이 다른 연령층에 비해 훨씬 높다는 점을 감안하면 소비성향이 다소 하락할 수 있는 것으로 사료된다. 가구주의 연령이 10대와 70대 이상인 경우에는 대부분의 소득분위에 걸쳐 소비성향이 1을 초과하고 있다. 이를 볼 때 이들 계층은 저소득층이 많거나 또는 은퇴 후 축적된 富를 바탕으로 소비를 함으로써 소득에 대비한 소비지출 수준이 훨씬 높은 것을 반영하고 있다고 하겠다.

〈表 4-5〉 年齡別·階層別 平均消費性向(總所得 基準)

(單位 : %)

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 計 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 10,70,80대 | 139.7 | 101.7 | 94.8 | 87.9 | 222.0 | 149.0 | — | 124.0 | 75.1 | 118.3 | 122.4 |
| 20대 | 124.4 | 94.1 | 88.2 | 82.6 | 78.2 | 83.9 | 75.4 | 73.9 | 75.5 | 67.6 | 82.8 |
| 30대 | 142.6 | 99.9 | 95.0 | 88.9 | 87.7 | 84.7 | 84.6 | 80.8 | 76.5 | 73.6 | 85.2 |
| 40대 | 137.4 | 111.6 | 102.7 | 103.5 | 99.0 | 92.8 | 89.0 | 91.2 | 82.9 | 75.0 | 89.5 |
| 50대 | 135.6 | 108.5 | 104.2 | 109.2 | 87.1 | 95.8 | 88.5 | 77.9 | 86.9 | 80.7 | 87.2 |
| 60대 | 125.8 | 115.6 | 103.6 | 107.5 | 110.5 | 100.4 | 84.5 | 88.9 | 91.6 | 77.7 | 95.8 |

註 : 家口主의 年齡이 10대, 70대 또는 80대 이상인 경우에는 7分位에 속하는 가구가 하나도 없음.

各 消費稅目에 대한 年齡別·階層別 세부담 구조는 〈表 4-6〉과 같다.

먼저 附加價値稅는, 60대의 경우 1~6분위에서 누진적이고 7분위 이상에서는 다소 들쭉날쭉한 모습을 보이는 등 다소 예외가 있기는 하지만, 전 연령층에 걸쳐 세부담이 대체로 逆進的이다. 이는 〈表 4-5〉에서 보듯이 대부분의 연령층에서 소득수준이 증가할수록 消費性向이 감소하는 경향을 보이고 있는 점과, 부가가치세가 거의 대부분의 소비품목을 대상으로 단일세율로 비례과세되고 있다는 점을 감안할 때 附加價値稅 負擔 分布가 逆進的으로 나타나는 것은 어느 정도 당연한 것으로 판단된다.

特別消費稅의 경우에는 가구주의 연령이 10대 및 70대 이상인 가구에서는 세부담이 역진적으로 나타나고 있고 60대인 경우에는 대체로 5분위 이하의 분위에서는 실효세율이 증가하다가 6분위부터는 대체로 감소하는 모습을 보이고 있다. 그렇지만 나머지 20~50대 가구의 경우에는 비례적이거나 완만하게 누진적인 모습을 보여주고 있다. 승용차를 제외한 과세대상에 대한 특별소비세

부담 분포를 보면 20~50대 가구의 경우 세부담이 다소 역진적이다. 그리고 10대와 70대 및 80대 가구의 경우에는 승용차에 대한 소비지출이 전무한 것으로 나타나 승용차를 제외하더라도 세부담에는 아무런 변화가 없는 것으로 나타나고 있다.

〈表 4-6〉 年齡別·階層別·消費稅目別 總所得 對比 稅負擔率

(單位 : %)

| 附加價値稅 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 平均 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 10,70,80대 | 3.101 | 3.448 | 2.821 | 2.708 | 12.218 | 2.097 | – | 3.915 | 2.556 | 3.796 | 3.609 |
| 20대 | 5.014 | 3.592 | 3.242 | 3.226 | 3.203 | 3.279 | 3.198 | 3.070 | 3.490 | 2.754 | 3.323 |
| 30대 | 4.505 | 3.458 | 3.370 | 3.256 | 3.205 | 3.105 | 3.207 | 3.048 | 3.066 | 3.007 | 3.188 |
| 40대 | 4.126 | 3.388 | 3.093 | 3.278 | 3.097 | 3.103 | 2.821 | 2.933 | 2.812 | 2.606 | 2.920 |
| 50대 | 3.514 | 3.165 | 3.336 | 3.395 | 2.939 | 3.066 | 2.904 | 2.537 | 3.058 | 2.987 | 2.996 |
| 60대 | 2.780 | 2.848 | 2.805 | 3.245 | 3.427 | 3.457 | 2.756 | 3.125 | 3.170 | 2.688 | 2.941 |
| 加重平均 | 4.037 | 3.399 | 3.241 | 3.260 | 3.219 | 3.127 | 3.040 | 2.957 | 3.012 | 2.854 | 3.091 |
| 特別消費稅 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 平均 |
| 10,70,80대 | 0.345 | 0.469 | 0.266 | 0.480 | 0.565 | 0.055 | – | 0.207 | 0.006 | 0.024 | 0.328 |
| 20대 | 1.612 | 0.372 | 0.514 | 0.526 | 0.472 | 0.506 | 0.677 | 0.731 | 1.563 | 0.462 | 0.679 |
| 30대 | 0.446 | 0.444 | 0.472 | 0.520 | 0.506 | 0.554 | 0.606 | 0.590 | 0.703 | 0.734 | 0.588 |
| 40대 | 0.509 | 0.473 | 0.401 | 0.437 | 0.580 | 0.460 | 0.519 | 0.605 | 0.567 | 0.416 | 0.501 |
| 50대 | 0.516 | 0.453 | 0.406 | 0.548 | 0.252 | 0.562 | 0.593 | 0.357 | 0.807 | 0.825 | 0.677 |
| 60대 | 0.289 | 0.350 | 0.401 | 0.303 | 0.551 | 0.503 | 0.348 | 0.491 | 0.510 | 0.418 | 0.418 |
| 加重平均 | 0.657 | 0.430 | 0.452 | 0.499 | 0.501 | 0.522 | 0.577 | 0.577 | 0.724 | 0.636 | 0.580 |
| 特別消費稅<br>乘用車除外 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 平均 |
| 10,70,80대 | 0.345 | 0.469 | 0.266 | 0.480 | 0.565 | 0.055 | – | 0.207 | 0.006 | 0.024 | 0.328 |
| 20대 | 0.550 | 0.359 | 0.477 | 0.293 | 0.281 | 0.338 | 0.346 | 0.296 | 0.392 | 0.373 | 0.359 |
| 30대 | 0.398 | 0.316 | 0.293 | 0.292 | 0.337 | 0.343 | 0.285 | 0.309 | 0.270 | 0.334 | 0.311 |
| 40대 | 0.509 | 0.358 | 0.273 | 0.374 | 0.328 | 0.399 | 0.305 | 0.319 | 0.330 | 0.336 | 0.337 |
| 50대 | 0.497 | 0.453 | 0.305 | 0.399 | 0.248 | 0.468 | 0.395 | 0.267 | 0.414 | 0.399 | 0.389 |
| 60대 | 0.289 | 0.350 | 0.401 | 0.295 | 0.551 | 0.253 | 0.348 | 0.418 | 0.510 | 0.370 | 0.386 |
| 加重平均 | 0.432 | 0.356 | 0.331 | 0.322 | 0.328 | 0.367 | 0.314 | 0.308 | 0.337 | 0.359 | 0.340 |

〈表 4-6〉의 계속

(單位 : %)

| 酒 稅 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 平均 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 10,70,80대 | 0.148 | 0.312 | 0.305 | 0.058 | 0.218 | 0.386 | – | 0.106 | 0.035 | 0.071 | 0.190 |
| 20대 | 0.471 | 0.330 | 0.320 | 0.332 | 0.289 | 0.326 | 0.282 | 0.264 | 0.204 | 0.259 | 0.303 |
| 30대 | 0.414 | 0.376 | 0.367 | 0.306 | 0.309 | 0.295 | 0.265 | 0.266 | 0.261 | 0.234 | 0.289 |
| 40대 | 0.328 | 0.318 | 0.279 | 0.334 | 0.275 | 0.288 | 0.235 | 0.187 | 0.228 | 0.196 | 0.239 |
| 50대 | 0.275 | 0.329 | 0.365 | 0.346 | 0.373 | 0.273 | 0.280 | 0.261 | 0.255 | 0.225 | 0.261 |
| 60대 | 0.242 | 0.283 | 0.225 | 0.199 | 0.225 | 0.455 | 0.267 | 0.243 | 0.308 | 0.249 | 0.266 |
| 加重平均 | 0.343 | 0.342 | 0.329 | 0.315 | 0.300 | 0.299 | 0.260 | 0.240 | 0.247 | 0.221 | 0.270 |
| 電 話 稅 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 平均 |
| 10,70,80대 | 0.186 | 0.115 | 0.147 | 0.081 | 0.167 | 0.212 | – | 0.122 | 0.097 | 0.085 | 0.143 |
| 20대 | 0.245 | 0.176 | 0.150 | 0.137 | 0.133 | 0.108 | 0.094 | 0.097 | 0.075 | 0.065 | 0.124 |
| 30대 | 0.272 | 0.175 | 0.150 | 0.133 | 0.120 | 0.102 | 0.097 | 0.088 | 0.086 | 0.066 | 0.108 |
| 40대 | 0.241 | 0.160 | 0.147 | 0.130 | 0.121 | 0.112 | 0.103 | 0.092 | 0.086 | 0.072 | 0.102 |
| 50대 | 0.233 | 0.176 | 0.154 | 0.146 | 0.118 | 0.110 | 0.106 | 0.088 | 0.097 | 0.071 | 0.097 |
| 60대 | 0.209 | 0.160 | 0.147 | 0.120 | 0.153 | 0.109 | 0.098 | 0.083 | 0.090 | 0.060 | 0.111 |
| 加重平均 | 0.239 | 0.169 | 0.149 | 0.133 | 0.123 | 0.107 | 0.100 | 0.090 | 0.088 | 0.069 | 0.107 |
| 交 通 稅 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 平均 |
| 10,70,80대 | 0.171 | 0.008 | 0.000 | 0.025 | 0.091 | 0.149 | 0.000 | 1.289 | 0.000 | 0.859 | 0.216 |
| 20대 | 0.799 | 0.939 | 0.573 | 0.542 | 0.869 | 0.948 | 0.769 | 1.238 | 1.327 | 0.960 | 0.891 |
| 30대 | 0.774 | 0.776 | 0.820 | 1.030 | 1.084 | 1.018 | 1.197 | 1.171 | 1.271 | 1.233 | 1.101 |
| 40대 | 0.110 | 0.708 | 0.498 | 0.706 | 0.789 | 0.923 | 0.710 | 1.221 | 1.195 | 1.217 | 0.985 |
| 50대 | 0.534 | 0.613 | 0.527 | 0.684 | 0.768 | 0.566 | 0.713 | 0.891 | 0.898 | 1.062 | 0.886 |
| 60대 | 0.131 | 0.367 | 0.279 | 0.797 | 0.283 | 1.387 | 0.428 | 0.336 | 0.786 | 0.758 | 0.570 |
| 加重平均 | 0.492 | 0.720 | 0.632 | 0.819 | 0.922 | 0.937 | 0.927 | 1.134 | 1.147 | 1.130 | 0.976 |
| 敎 育 稅 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 平均 |
| 10,70,80대 | 0.071 | 0.183 | 0.106 | 0.108 | 0.197 | 0.103 | – | 0.077 | 0.005 | 0.010 | 0.102 |
| 20대 | 0.542 | 0.140 | 0.186 | 0.203 | 0.178 | 0.200 | 0.241 | 0.256 | 0.497 | 0.188 | 0.243 |
| 30대 | 0.162 | 0.166 | 0.184 | 0.186 | 0.187 | 0.309 | 0.213 | 0.312 | 0.255 | 0.262 | 0.239 |
| 40대 | 0.175 | 0.163 | 0.137 | 0.164 | 0.193 | 0.170 | 0.174 | 0.196 | 0.199 | 0.154 | 0.175 |
| 50대 | 0.144 | 0.166 | 0.156 | 0.198 | 0.122 | 0.194 | 0.208 | 0.133 | 0.273 | 0.283 | 0.235 |
| 60대 | 0.075 | 0.112 | 0.113 | 0.098 | 0.176 | 0.214 | 0.129 | 0.162 | 0.211 | 0.176 | 0.154 |
| 加重平均 | 0.214 | 0.157 | 0.166 | 0.182 | 0.182 | 0.244 | 0.201 | 0.243 | 0.253 | 0.227 | 0.216 |

〈表 4-6〉의 계속

(單位 : %)

| 담배消費稅 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 平均 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 10,70,80대 | 0.442 | 0.654 | 0.521 | 0.261 | 0.094 | 0.134 | 0.000 | 0.396 | 0.326 | 0.000 | 0.404 |
| 20대 | 0.492 | 0.362 | 0.385 | 0.288 | 0.320 | 0.294 | 0.309 | 0.245 | 0.222 | 0.208 | 0.306 |
| 30대 | 0.561 | 0.443 | 0.415 | 0.366 | 0.326 | 0.314 | 0.273 | 0.246 | 0.207 | 0.182 | 0.293 |
| 40대 | 0.439 | 0.511 | 0.399 | 0.424 | 0.334 | 0.360 | 0.276 | 0.228 | 0.197 | 0.180 | 0.273 |
| 50대 | 0.555 | 0.470 | 0.558 | 0.548 | 0.444 | 0.416 | 0.402 | 0.314 | 0.280 | 0.194 | 0.304 |
| 60대 | 0.755 | 0.514 | 0.650 | 0.392 | 0.224 | 0.597 | 0.429 | 0.404 | 0.318 | 0.191 | 0.399 |
| 加重平均 | 0.543 | 0.455 | 0.429 | 0.380 | 0.332 | 0.341 | 0.301 | 0.254 | 0.225 | 0.187 | 0.297 |
| 總消費稅 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 平均 |
| 10,70,80대 | 4.465 | 5.189 | 4.165 | 3.720 | 13.549 | 3.135 | − | 6.113 | 3.025 | 4.846 | 4.993 |
| 20대 | 9.174 | 5.909 | 5.371 | 5.254 | 5.464 | 5.661 | 5.571 | 5.900 | 7.379 | 4.895 | 5.870 |
| 30대 | 7.135 | 5.838 | 5.777 | 5.797 | 5.738 | 5.696 | 5.859 | 5.720 | 5.849 | 5.717 | 5.806 |
| 40대 | 5.928 | 5.721 | 4.955 | 5.473 | 5.389 | 5.415 | 4.839 | 5.460 | 5.284 | 4.840 | 5.195 |
| 50대 | 5.769 | 5.373 | 5.502 | 5.864 | 5.017 | 5.186 | 5.206 | 4.580 | 5.668 | 5.648 | 5.454 |
| 60대 | 4.481 | 4.635 | 4.620 | 5.155 | 5.038 | 6.721 | 4.455 | 4.845 | 5.394 | 4.541 | 4.859 |
| 加重平均 | 6.524 | 5.673 | 5.399 | 5.588 | 5.578 | 5.576 | 5.406 | 5.495 | 5.695 | 5.324 | 5.537 |

酒稅, 電話稅, 담배消費稅 등과 같이 이들 세목의 과세대상에 대한 소비(또는 지출)가 전 계층에 걸쳐 매우 非彈力的인 세목에서는 전 계층에 걸쳐 세부담이 매우 역진적인 것으로 나타났다.

반면에 승용차 연료로 사용되는 揮發油와 일반 가정에서 난방용 연료로 사용되는 輕油를 과세대상으로 하는 交通稅는, 주로 승용차를 보유하고 있는 가구와 난방용 연료로서 여타의 난방용 연료에 비해 상대적으로 고급 연료인 경유를 소비하는 가구가 대부분의 세금을 부담한다. 이들 유종은 소득수준이 높아질수록 수요가 매우 탄력적으로 증가한다는 점을 고려할 때 교통세의 부담 분포가 매우 누진적으로 나타난 것은 당연한 결과인 것으로 사료된다.

전반적인 경향을 보면 거의 대부분의 세목에서 10대 및 70대, 80대 가구의 경우 세부담의 역진성이 강하게 나타나며 60대 가구의 경우에도 정도의 차이는 있지만 대체로 세부담의 역진성이 다른 계층에 비해 강하게 나타나고 있다. 반

면에 상대적으로 소득가득률이 높은 20~50대 가구의 경우에는 세목에 따라 다소 차이는 있지만 여타 연령층에 비해 세부담 분포의 역진성이 상대적으로 적은 것으로 나타나고 있다.

## 4. 主要 消費品目別 消費稅 負擔 分布와 所得再分配 效果

주요 소비품목에 대한 階層別 稅負擔 分布와 逆進度 指數는 〈表 4-7〉과 〈表 4-8〉에서 보는 바와 같다.

설탕, 쵸코렛[15], 커피, 탄산음료 등의 食品類는 세부담 분포가 대체로 역진적으로 나타났다. 등유, 도시가스[16], LPG 등 난방 취사용 연료의 경우에는, 도시가스에 대한 特別消費稅 負擔 分布가 中低所得層에서 다소 누진적인 모습을 보이는 것을 제외하고는, 역시 세부담 분포가 대체로 역진적인 모습을 보여주고 있다. 電氣洗濯機는 소득분위가 높은 분위로 이행할수록 세부담률이 하락하는 모습을 보여주고 있다. 냉장고와 컬러TV 등은 小型製品의 경우에는 逆進的인 모습을 보이는 반면, 大型製品의 경우에는 累進的인 모습을 보이고 있다. 이들 주요 家電製品에 대한 소비세 부담 분포의 모습은 成明宰(1993)의 연구에서도 유사하게 나타난 바 있다.

乘用車의 경우에는 세부담 분포가 대체로 누진적인 모습을 보이고 있으며 소형보다는 중형승용차에서 세부담의 누진성이 크게 나타나고 있다. 대형승용차의 경우에도 세부담 분포가 대체로 매우 누진적이지만 최저소득층인 1분위의 경우에 상당히 높은 세부담률이 나타난 것이 특징적이다. 이것은 앞에서도 언급하였듯이 현재의 소득수준은 낮지만 축적된 높은 수준의 富를 바탕으로 한 소비지출이 높은 일부 가구를 중심으로 대형승용차에 대한 수요가 있기 때문이다.

酒類의 경우에도 위스키 등을 제외하고는 대부분의 酒種에서 稅負擔의 逆進

15) 쵸코렛은 特別消費稅의 課稅對象이 아니지만 원료로 사용되는 카카오마스가 과세대상이기 때문에 원료에 포함된 特別消費稅額을 쵸코렛에 대한 特別消費稅額으로 하였다.
16) 도시가스 자체는 特別消費稅의 課稅對象이 아니지만 원료인 LPG와 LNG는 課稅對象이다.

性이 관찰되고 있다. 특히 傳統的인 大衆酒로서 간주되는 燒酒와 최근 소득수준의 향상과 함께 소비가 지속적으로 증가하고 있는 麥酒에 대한 세부담 분포가 매우 역진적으로 나타나고 있는 것이 주목된다. 반면에 위스키의 경우에는 세부담의 누진성이 매우 강하게 나타나고 있다. 이는 위스키가 다른 酒種과는 달리 需要의 所得彈力性이 매우 높은 것을 반영하는 것으로 高級酒로서 고소득층의 소비비중이 매우 높다는 사실을 시사해 주는 것으로 판단된다.

〈表 4-7〉 主要 品目에 대한 特別消費稅·酒稅·交通稅의 階層別 總所得 對比 稅負擔率

(單位 : ‰)

| 所得分位 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 平均 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 설 탕 | 0.040 | 0.026 | 0.024 | 0.021 | 0.020 | 0.017 | 0.016 | 0.014 | 0.013 | 0.010 | 0.017 |
| 쵸코렛 | 0.002 | 0.002 | 0.002 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 |
| 커 피 | 0.212 | 0.138 | 0.125 | 0.118 | 0.117 | 0.105 | 0.092 | 0.082 | 0.072 | 0.058 | 0.094 |
| 炭酸飮料 | 0.148 | 0.103 | 0.092 | 0.079 | 0.083 | 0.074 | 0.062 | 0.054 | 0.047 | 0.031 | 0.063 |
| 飮酒代(特) | 0.185 | 0.208 | 0.194 | 0.220 | 0.312 | 0.454 | 0.264 | 0.382 | 0.625 | 0.700 | 0.433 |
| 등 유 | 1.139 | 0.905 | 0.747 | 0.648 | 0.570 | 0.475 | 0.463 | 0.451 | 0.362 | 0.245 | 0.489 |
| 도시가스 | 0.255 | 0.164 | 0.209 | 0.200 | 0.251 | 0.273 | 0.236 | 0.259 | 0.205 | 0.188 | 0.221 |
| L P G | 0.168 | 0.121 | 0.103 | 0.101 | 0.080 | 0.074 | 0.069 | 0.047 | 0.049 | 0.038 | 0.069 |
| 冷藏庫 | 0.319 | 0.401 | 0.313 | 0.294 | 0.402 | 0.415 | 0.307 | 0.255 | 0.198 | 0.440 | 0.336 |
| 小 型 | 0.019 | 0.046 | 0.038 | 0.038 | 0.022 | 0.015 | 0.030 | 0.013 | 0.016 | 0.011 | 0.021 |
| 大 型 | 0.300 | 0.355 | 0.275 | 0.256 | 0.381 | 0.400 | 0.277 | 0.243 | 0.181 | 0.429 | 0.315 |
| 電氣洗濯機 | 0.426 | 0.183 | 0.089 | 0.223 | 0.204 | 0.352 | 0.226 | 0.193 | 0.221 | 0.175 | 0.216 |
| 컬러TV | 0.263 | 0.272 | 0.183 | 0.227 | 0.262 | 0.216 | 0.275 | 0.194 | 0.298 | 0.275 | 0.251 |
| 小 型 | 0.132 | 0.059 | 0.060 | 0.049 | 0.051 | 0.064 | 0.038 | 0.029 | 0.041 | 0.042 | 0.048 |
| 大 型 | 0.131 | 0.213 | 0.123 | 0.178 | 0.212 | 0.153 | 0.236 | 0.165 | 0.257 | 0.233 | 0.203 |
| 電 蓄 | 0.027 | 0.101 | 0.103 | 0.105 | 0.032 | 0.133 | 0.117 | 0.084 | 0.090 | 0.051 | 0.084 |
| 錄音器 | 0.043 | 0.046 | 0.025 | 0.047 | 0.029 | 0.025 | 0.036 | 0.030 | 0.036 | 0.041 | 0.037 |
| 카메라 | 0.196 | 0.047 | 0.042 | 0.078 | 0.013 | 0.050 | 0.008 | 0.058 | 0.018 | 0.047 | 0.044 |
| 피아노 | 0.000 | 0.003 | 0.024 | 0.000 | 0.074 | 0.116 | 0.026 | 0.113 | 0.044 | 0.035 | 0.050 |
| 一般型 | 0.000 | 0.003 | 0.024 | 0.000 | 0.074 | 0.056 | 0.026 | 0.062 | 0.044 | 0.035 | 0.038 |
| 그랜드型 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.060 | 0.000 | 0.050 | 0.000 | 0.000 | 0.012 |
| 化粧品 | 0.512 | 0.383 | 0.363 | 0.334 | 0.341 | 0.314 | 0.285 | 0.272 | 0.255 | 0.221 | 0.294 |
| 乘用車 | 2.245 | 0.738 | 1.208 | 1.766 | 1.735 | 1.547 | 2.633 | 2.691 | 3.861 | 2.769 | 2.397 |
| 小 型 | 0.161 | 0.555 | 0.660 | 0.394 | 0.554 | 0.645 | 0.725 | 0.733 | 0.489 | 0.512 | 0.567 |
| 中 型 | 0.000 | 0.183 | 0.547 | 0.892 | 0.720 | 0.501 | 1.584 | 1.162 | 1.998 | 1.041 | 1.054 |
| 大 型 | 2.084 | 0.000 | 0.000 | 0.480 | 0.461 | 0.400 | 0.324 | 0.796 | 1.374 | 1.216 | 0.776 |
| 淸 酒 | 0.106 | 0.067 | 0.059 | 0.049 | 0.038 | 0.047 | 0.049 | 0.037 | 0.043 | 0.034 | 0.046 |
| 濁 酒 | 0.028 | 0.009 | 0.006 | 0.006 | 0.005 | 0.005 | 0.004 | 0.004 | 0.003 | 0.002 | 0.005 |
| 燒 酒 | 0.315 | 0.183 | 0.145 | 0.127 | 0.131 | 0.125 | 0.110 | 0.100 | 0.082 | 0.063 | 0.112 |
| 麥 酒 | 0.920 | 0.802 | 0.813 | 0.770 | 0.636 | 0.646 | 0.577 | 0.564 | 0.455 | 0.364 | 0.577 |
| 위스키 | 0.053 | 0.019 | 0.034 | 0.054 | 0.050 | 0.076 | 0.034 | 0.051 | 0.077 | 0.059 | 0.054 |
| 果實酒 | 0.007 | 0.004 | 0.009 | 0.005 | 0.005 | 0.004 | 0.004 | 0.004 | 0.009 | 0.004 | 0.005 |
| 其他酒類 | 0.020 | 0.016 | 0.015 | 0.023 | 0.026 | 0.039 | 0.020 | 0.028 | 0.015 | 0.030 | 0.024 |
| 飮酒代(酒) | 1.979 | 2.321 | 2.207 | 2.113 | 2.104 | 2.046 | 1.806 | 1.614 | 1.786 | 1.654 | 1.878 |
| 輕 油 | 0.291 | 0.230 | 0.222 | 0.174 | 0.184 | 0.182 | 0.161 | 0.115 | 0.111 | 0.121 | 0.156 |
| 揮發油 | 4.624 | 6.967 | 6.102 | 8.014 | 9.032 | 9.189 | 9.114 | 11.227 | 11.358 | 11.175 | 9.604 |

〈表 4-8〉 主要 消費品目의 特別消費稅, 交通稅, 酒稅 負擔에 대한 逆進度 指數

(單位 : $\times 10^{-2}$)

| | 總所得 | | 可處分所得 | | 消費支出 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 지니係數 | | | | | | |
| 消費稅前 | 27.2481 | | 26.7737 | | 27.4761 | |
| 설탕 | 27.2485 | (-0.0003) | 26.7740 | (-0.0003) | 27.4765 | (-0.0003) |
| 쵸코렛 | 27.2482 | (-0.0000) | 26.7737 | (-0.0000) | 27.4762 | (-0.0000) |
| 커피 | 27.2498 | (-0.0017) | 26.7753 | (-0.0017) | 27.4781 | (-0.0019) |
| 炭酸飮料 | 27.2495 | (-0.0014) | 26.7751 | (-0.0014) | 27.4776 | (-0.0015) |
| 飮酒代(特消稅) | 27.2389 | (0.0092) | 26.7639 | (0.0097) | 27.4659 | (0.0103) |
| 등유 | 27.2594 | (-0.0113) | 26.7850 | (-0.0113) | 27.4888 | (-0.0126) |
| 도시가스 | 27.2485 | (-0.0004) | 26.7740 | (-0.0004) | 27.4740 | (0.0022) |
| LPG | 27.2498 | (-0.0016) | 26.7753 | (-0.0016) | 27.4781 | (-0.0020) |
| 冷藏庫 | 27.2485 | (-0.0003) | 26.7737 | (0.0000) | 27.4725 | (0.0036) |
| 小型冷藏庫 | 27.2486 | (-0.0005) | 26.7741 | (-0.0005) | 27.4765 | (-0.0004) |
| 大型冷藏庫 | 27.2480 | (0.0002) | 26.7732 | (0.0005) | 27.4721 | (0.0040) |
| 電氣洗濯機 | 27.2491 | (-0.0010) | 26.7745 | (-0.0008) | 27.4742 | (0.0020) |
| 컬러TV | 27.2476 | (0.0006) | 26.7730 | (0.0007) | 27.4720 | (0.0041) |
| 小型컬러TV | 27.2488 | (-0.0007) | 26.7743 | (-0.0007) | 27.4766 | (-0.0005) |
| 大型컬러TV | 27.2469 | (0.0012) | 26.7723 | (0.0014) | 27.4716 | (0.0046) |
| 電蓄 | 27.2486 | (-0.0004) | 26.7740 | (-0.0003) | 27.4751 | (0.0011) |
| 錄音器 | 27.2481 | (0.0000) | 26.7736 | (0.0000) | 27.4761 | (0.0001) |
| 카메라 | 27.2490 | (-0.0008) | 26.7745 | (-0.0008) | 27.4764 | (-0.0002) |
| 피아노 | 27.2477 | (0.0005) | 26.7732 | (0.0005) | 27.4746 | (0.0016) |
| 一般型 | 27.2477 | (0.0005) | 26.7731 | (0.0005) | 27.4749 | (0.0013) |
| 그랜드型 | 27.2482 | (-0.0000) | 26.7737 | (-0.0000) | 27.4759 | (0.0003) |
| 化粧品 | 27.2515 | (-0.0033) | 26.7769 | (-0.0033) | 27.4798 | (-0.0037) |
| 乘用車 | 27.2227 | (0.0254) | 26.7534 | (0.0203) | 27.3328 | (0.1434) |
| 小型乘用車 | 27.2478 | (0.0003) | 26.7740 | (-0.0004) | 27.4602 | (0.0159) |
| 中型乘用車 | 27.2309 | (0.0172) | 26.7580 | (0.0157) | 27.4088 | (0.0673) |
| 大型乘用車 | 27.2406 | (0.0076) | 26.7690 | (0.0047) | 27.4164 | (0.0597) |
| 淸酒 | 27.2488 | (-0.0006) | 26.7743 | (-0.0006) | 27.4766 | (-0.0004) |
| 藥酒 | 27.2481 | (0.0000) | 26.7737 | (0.0000) | 27.4761 | (0.0000) |
| 濁酒 | 27.2483 | (-0.0002) | 26.7738 | (-0.0002) | 27.4763 | (-0.0002) |
| 燒酒 | 27.2506 | (-0.0024) | 26.7760 | (-0.0024) | 27.4788 | (-0.0027) |
| 麥酒 | 27.2568 | (-0.0086) | 26.7821 | (-0.0084) | 27.4861 | (-0.0099) |
| 위스키 | 27.2477 | (0.0005) | 26.7732 | (0.0005) | 27.4750 | (0.0011) |
| 果實酒 | 27.2482 | (-0.0000) | 26.7737 | (-0.0000) | 27.4762 | (-0.0000) |
| 其他酒類 | 27.2480 | (0.0001) | 26.7735 | (0.0001) | 27.4759 | (0.0002) |
| 飮酒代(酒稅) | 27.2595 | (-0.0113) | 26.7843 | (-0.0106) | 27.4919 | (-0.0158) |
| 輕油 | 27.2504 | (-0.0023) | 26.7760 | (-0.0023) | 27.4786 | (-0.0025) |
| 揮發油 | 27.1597 | (0.0884) | 26.6929 | (0.0807) | 27.3048 | (0.1714) |

〈表 4-8〉의 계속

(單位 : ×10⁻²)

| | KPS指數 | | | KU指數 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 總所得 | 可處分所得 | 消費支出 | 總所得 | 可處分所得 | 消費支出 |
| 설탕 | 120.5554 | 119.9809 | 116.7672 | −0.2851 | −0.0002 | −0.0002 |
| 쵸코렛 | 109.7227 | 109.6315 | 107.2936 | −0.2849 | −0.0000 | −0.0000 |
| 커피 | 118.4948 | 117.8043 | 118.4803 | −0.2861 | −0.0012 | −0.0014 |
| 炭酸飮料 | 122.9560 | 122.1688 | 120.9094 | −0.2859 | −0.0010 | −0.0010 |
| 飮酒代(特) | 75.7483 | 75.0670 | 78.4007 | −0.2792 | 0.0059 | 0.0085 |
| 등유 | 123.4546 | 122.8777 | 124.1233 | −0.2932 | −0.0080 | −0.0098 |
| 도시가스 | 102.8531 | 102.6959 | 93.6619 | −0.2849 | −0.0002 | 0.0018 |
| LPG | 124.3421 | 123.6229 | 126.0354 | −0.2861 | −0.0012 | −0.0014 |
| 冷藏庫 | 99.3445 | 98.2666 | 89.2277 | −0.2859 | −0.0007 | 0.0022 |
| 小型冷藏庫 | 123.1006 | 122.1287 | 116.3484 | −0.2852 | −0.0003 | −0.0005 |
| 大型冷藏庫 | 97.7340 | 96.6489 | 87.3890 | −0.2856 | −0.0004 | 0.0027 |
| 電氣洗濯機 | 105.0946 | 103.8753 | 90.7236 | −0.2854 | −0.0009 | 0.0018 |
| 컬러TV | 97.1695 | 96.6428 | 83.5741 | −0.2841 | 0.0009 | 0.0029 |
| 小型컬러TV | 113.3391 | 112.9095 | 107.0151 | −0.2853 | −0.0005 | −0.0003 |
| 大型컬러TV | 93.3291 | 92.7794 | 78.0068 | −0.2836 | 0.0014 | 0.0033 |
| 電蓄 | 107.4107 | 106.2028 | 89.6206 | −0.2848 | 0.0002 | 0.0010 |
| 錄音器 | 98.2791 | 97.9320 | 97.9169 | −0.2848 | 0.0001 | 0.0001 |
| 카메라 | 117.1272 | 116.8711 | 102.4781 | −0.2855 | −0.0005 | 0.0000 |
| 피아노 | 93.5193 | 92.7570 | 74.6594 | −0.2848 | 0.0001 | 0.0018 |
| 一般型 | 88.4785 | 87.2308 | 71.0182 | −0.2847 | 0.0002 | 0.0013 |
| 그랜드型 | 109.3683 | 110.1323 | 86.1079 | −0.2850 | −0.0001 | 0.0006 |
| 化粧品 | 111.7671 | 111.1753 | 111.6440 | −0.2874 | −0.0023 | −0.0026 |
| 乘用車 | 83.8788 | 85.9127 | 37.1295 | −0.2589 | 0.0222 | 0.0983 |
| 小型乘用車 | 100.0760 | 101.2066 | 75.8441 | −0.2842 | 0.0009 | 0.0133 |
| 中型乘用車 | 80.4231 | 81.8831 | 34.3083 | −0.2679 | 0.0153 | 0.0487 |
| 大型乘用車 | 76.7271 | 80.2016 | 12.6470 | −0.2767 | 0.0060 | 0.0362 |
| 淸酒 | 113.8136 | 113.1523 | 109.5382 | −0.2853 | −0.0004 | −0.0003 |
| 藥酒 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | −0.2849 | 0.0000 | 0.0000 |
| 濁酒 | 133.5882 | 132.5212 | 134.2653 | −0.2850 | −0.0001 | −0.0001 |
| 燒酒 | 121.6861 | 120.6390 | 121.1836 | −0.2866 | −0.0016 | −0.0020 |
| 麥酒 | 115.8538 | 115.0764 | 115.5589 | −0.2912 | −0.0062 | −0.0073 |
| 위스키 | 91.1574 | 90.3755 | 82.0551 | −0.2846 | 0.0003 | 0.0009 |
| 果實酒 | 103.7568 | 102.3385 | 103.1125 | −0.2849 | −0.0000 | −0.0000 |
| 其他酒類 | 95.3700 | 94.5592 | 91.1589 | −0.2848 | 0.0000 | 0.0001 |
| 飮酒代(酒) | 106.1615 | 105.6238 | 108.0825 | −0.2963 | −0.0103 | −0.0115 |
| 輕油 | 114.7189 | 114.4576 | 114.3931 | −0.2869 | −0.0018 | −0.0022 |
| 揮發油 | 89.7166 | 90.6876 | 83.4879 | −0.2212 | 0.0607 | 0.1254 |

註 : ( ) 안은 消費稅 前 「지니係數」로부터 各 消費品目別 特別消費稅, 酒稅, 또는 交通稅를 차감한 후의 「지니係數」를 차감한 것으로 陰數이면 各 消費稅 負擔이 逆進的이고 陽數이면 累進的인 것을 나타냄.

## V. 均等 所得分配와 分析方法의 評價

### 1. 均等 所得分配

흔히 所得分配(또는 稅負擔 分布)를 논함에 있어 所得(또는 稅負擔)이 균등하게 배분되는 것을 선호한다. 균등한 所得分配(稅負擔 分布)라고 하는 것은 반드시 모든 個人이나 家口에 동일 액수의 所得(또는 稅負擔)을 분배하는 것을 의미하지는 않으며 또한 반드시 그러한 것이 바람직한 것도 아니다. 개인의 人的特性이 모두 다르기 때문에 年齡, 能力, 個人的 努力, 政府의 福祉政策에 대한 收惠의 정도, 기타 요인의 차이로 인해 어느 정도의 격차가 발생하는 것은 불가피할 뿐더러 경우에 따라서는 오히려 社會·經濟的으로 바람직할 수도 있다. 따라서 階層別·年齡別 所得分配(또는 稅負擔 分布)를 논함에 있어 이러한 요인을 무시하고 무조건적으로 均等 所得分配와 稅負擔 分布가 바람직하다고는 할 수 없으며 이러한 것이 정부의 정책목표가 되어서도 안된다. 다만 일정 수준 이상으로 소득이나 세부담의 격차가 발생한다면 이는 社會·經濟的 正義와 衡平性 차원에서 격차를 축소하도록 노력하는 것이 바람직하다.

所得分配(또는 稅負擔 分布)와 관련하여 특기할 만한 사항 중 하나는, 비록 所得水準이 같다고 해서 厚生水準(welfare level)도 반드시 같지는 않다는 점이다. 일반적으로 보다 균등한 소득분배가 社會厚生 水準을 증진시킨다는 점은 인정할 수 있다. 그러나 이는 巨視的 觀點에서 고찰한 것이고 이를 微視的 觀點에서 본다면 다소 상이한 결론이 도출될 수도 있다. 이를 테면 각 경제주체별로 厚生函數가 다른 것이 일반적이므로 동일한 소득 또는 소비지출 수준을 지니고 있다고 하더라도 각각의 후생수준이 서로 차이가 날 수 있다. 따라서, 현실적으로는 거의 불가능한 일이지만, 각 개별 주체의 후생수준을 합하여 社會的 厚生水準을 산출한다고 할 때 과연 균등한 소득분배, 소비지출, 또는 세부담이 과연 社會的 厚生을 極大化할 수 있는 것인지 단언할 수 없다. 그러므로 소득분배를 논함에 있어서는 어느 정도의 불균등 분배는 인정해야만 한다는 점

에 유의해야 한다.

## 2. 分析方法의 評價[17)]

본 연구에서는 소비세 부담 분포 추정을 위해 總所得, 可處分所得, 消費支出의 세 가지 기준을 함께 사용하였다.

먼저 總所得과 可處分所得을 별개의 기준으로 채택한 것은, 직접세의 부담 분포가 계층별로 비례적이지 않고 누진적으로 나타나고 있기 때문에 總所得 基準에 의한 분석결과와 可處分所得 基準에 의한 분석결과가 서로 불일치하기 때문이다. 즉, 총소득과 가처분소득간에는 비례적인 관계가 성립하지도 않을 뿐더러 그 관계도 非線形이기 때문이다. 만약 양자간에 比例關係 또는 線形關係가 성립한다면 양자를 구분하여 분석하는 것의 의미가 사라질 것이다.

總所得 기준을 사용하여 분석한 것은, 소비세는 물론이고 직접세를 포함하여 계층별 세부담 분포에 대한 결과를 얻어야만 조세 전체에 대한 세부담 분포의 모습을 그릴 수 있으며 따라서 전체적인 조세체계의 모습을 새로이 정립할 때 기초자료로서 활용할 수 있기 때문이다. 반면에 可處分所得을 기준으로 분석한 것은, 소비자가 실제로 消費行爲를 함에 있어 체감하는 소득, 즉 可處分所得을 바탕으로 하므로 소득과 소비지출간의 일차적인 관계를 검증해 볼 수 있다. 이는 현실에서 소비자들이 稅前所得(總所得)보다는 稅後所得(可處分所得)에 더 친밀하다는 점을 고려하면 쉽게 이해할 수 있다.

다음으로 所得과 消費支出 基準을 분리하여 분석한 것은, 소비세 내에서 소비지출과 소비세 부담간의 관계를 살펴볼 수 있다는 관점에서, 소비세 내의 構造調整時에 유용한 자료를 제공해 줄 수 있다는 점에서 의의가 있다.

그러므로 세부담 분포 측면에서 조세의 전체적인 모습을 보고, 또한 소비자 선택과 가처분소득간의 관계를 고려하고, 소비지출과 소비세간의 관계를 규명할 수 있다는 점에서 본 연구에서 分析基準을 세 가지로 분류한 것은 나름대로

---

17) 成明宰(1993), Wertz(1975), Pechman and Okner(1974), Pechman(1985) 참조.

상당한 의의가 있다고 하겠다.

본 연구를 포함하여 세부담 분포 분석에 관한 연구에서는 분석대상 기간을 1년으로 선택하는 경우가 대부분이다. 이는 자료의 특성상, 이용 가능한 자료의 범위가 현실적으로 상당히 제약되어 있기 때문이다. 이와 같이 分析對象 期間이 1년으로 비교적 短期일 경우에는 分析結果의 信賴性이 저하될 가능성이 크다. 왜냐하면 분석의 주요 관심대상이 되는 소득이나 소비지출 또는 세부담 통계가 家口의 長期的인 定常資金狀態(normal financial status)를 반영하는 것이 아닐 수 있는 가능성이 크기 때문이다. 즉, 一時的 失業이나 災害, 또는 福券當籤 등과 같은 요인으로 인해 소득이나 소비지출 등이 일시적으로 크게 영향을 받게 되는 경우에는, 이러한 요인을 감안하지 않고 수행하는 연구의 결과가 반드시 현실을 제대로 반영한다고 보기는 어렵다. 따라서 이러한 교란요인을 제거하고 분석하는 것이 보다 정확한 분석이 될 것이지만 현실적으로 이러한 것을 기대하는 것은 상당히 어려운 경우가 많다.

분석대상 기간이 短期에 그침에 따라 야기될 수 있는 또다른 문제의 하나는, 분석시점에서 분석대상의 연령차이로 인해 분석결과가 달라질 수 있다는 점이다. 두 개인이 서로 생애에 걸친 所得·消費 등이 동일하고 다만 분석시점에서 연령의 차이로 인해 所得·消費에 격차가 발생하게 되는 매우 理想的·假想的인 狀況을 상정해보자. 이러한 경우에 두 주체는 생애에 걸친 所得·消費를 기준으로 할 때 동일한 세부담을 지게 된다. 그러나 분석대상 기간을 축소하여 1년을 단위로 분석할 경우, 단순히 연령 차이로 인해 분석시점에서 所得·消費水準의 격차가 벌어지므로 비록 생애에 걸친 세부담이 동일하다고 하더라도, 短期分析에서는 불평등이 커지는 결과를 초래할 수 있다. 이러한 문제를 확대해서 보면, 연령뿐만 아니라 각 주체가 당면해 있는 각종 人的特性의 時間的 差異 등으로 인해 분석결과가 크게 영향을 받을 수 있다는 점에 유의하여야 한다[18]. 따라서 이러한 문제를 완전히 해소할 수는 없겠지만 문제를 극소화하기 위해서는 가능한 범위 내에서 분석대상의 인적특성을 최대한 반영하여 分析單位를 차별화하

---

18) 이러한 문제는 앞의 第Ⅳ章에서도 1분위 가구를 중심으로 논의한 바 있다.

는 것이 바람직하다[19].

소비세 부담 분포를 연구함에 있어 분석대상 기간을 短期로 하게 되면 耐久消費財에 대한 消費期間과 購買期間間의 격차로 인해 세부담 분포의 분석결과가 상당히 크게 영향을 받게 된다. 일상적으로 소비하는 非耐久性 生活必需品의 경우에는 분석대상 기간이 짧더라도 세부담 분포 추정결과에 별다른 영향을 미치지 않는다. 그렇지만 耐久消費財의 경우에는 대부분의 경우 耐久年限이 1년을 초과하므로 消費稅 負擔은 분석대상 기간 동안에 구매한 물품에 국한하여 조사될 뿐이다. 따라서 耐久消費財의 경우에 보다 정확한 세부담을 추정하기 위해서는 세부담액을 해당 物品의 耐久年限에 걸쳐 배분해야만 한다. 그러나 이는 현실적으로 거의 불가능하다. 왜냐하면 耐久年限은 물품의 종류와 使用者에 따라 상당한 차이를 보일 뿐만 아니라 耐久年限에 걸쳐 적정 세액을 배분하는 것도 기술적으로 용이하지 않기 때문이다. 이에 따라 내구소비재의 경우에도 비내구소비재와 마찬가지로 물품 구매시에 부담하게 되는 세액을 해당기간 동안의 세부담액으로 산정하는 것이 일반적이며 따라서 내구소비재의 경우에는 세부담 분포를 추정하는 것이 매우 어렵다. 이러한 문제는 분석대상 기간을 내구소비재의 耐久年限보다 더 긴 長期를 선택한다면 해소될 수 있을 것이다.

그러나 다행히도 分析對象이 되는 標本이 無作爲로 추출되고 標本의 數가 상당히 크다면 상기한 문제의 심각성은 상당히 줄어들 수 있다. 왜냐하면 標本抽出의 無作爲性(randomness)에 의해 교란요인 또는 상충요인이 상쇄되어 총체적 분석결과의 신뢰성이 다소 회복될 수도 있기 때문이다. 다만 이러한 것이 소기의 효과를 거두기 위해서는 분석대상이 되는 母集團 또는 社會가 長期的으로 변화가 적고 定常狀態(steady state)에 도달해 있어야 할 것이다.

마지막으로 본 연구에서는 消費稅가 最終消費者에게 完全轉嫁된다는 假定下에서 세부담 분포를 추정하였다. 그러나 이러한 가정은 供給이 完全彈力的이거나

19) 이러한 맥락에서 第Ⅳ章에서 年齡別·階層別 稅負擔 분포를 분석한 것이 불완전하나마 하나의 지표가 될 수 있을 것이다.

需要가 完全非彈力的일 때에만 타당하다는 점에 유의하여야 한다[20].

## Ⅵ. 結論 및 政策示唆點

1994년도 都市家計年報 資料를 대상으로 階層別 消費稅 負擔 分布를 추정한 결과를 보면, 附加價値稅, 酒稅, 電話稅, 담배消費稅의 負擔이 다소 역진적으로 나타났으며 반면에 特別消費稅, 交通稅, 敎育稅의 負擔은 累進的인 것으로 나타났다. 다만 特別消費稅와 敎育稅의 경우에도 稅收比重이 매우 큰 乘用車와 石油類를 분석대상에서 제외하고 나머지 과세대상에 대해 분석한 경우에는, 다른 消費稅目과 마찬가지로 세부담이 다소 逆進的인 것으로 나타났다.

이러한 결과는 李啓植·裵埈晧(1986)의 연구결과와 상당히 유사하다. 그러나 1991년도 都市家計年報 資料를 대상으로 분석한 成明宰(1993)의 연구결과와는 상당한 차이를 보이고 있다. 즉, 1980년대 말부터 1990년대 초에 걸쳐 사치품을 중심으로 소비가 급속히 증가하면서 特別消費稅를 중심으로 消費稅 負擔의 累進性이 매우 강하게 나타났다. 이에 따라 成明宰의 硏究에서는 상당 수의 消費稅目에서 稅負擔의 累進性이 상당한 정도 관찰되었다. 이러한 결과는 1991년도 도시가계연보 자료를 이용하여 세법개정효과를 분석한 羅城麟·玄鎭權(1993)의 硏究에 의해서도 입증되고 있다. 즉, 羅城麟·玄鎭權의 硏究에서도 상당 수의 消費稅目에서 稅負擔의 累進性이 관찰된 것으로 볼 수 있다.

그러나 이후 消費急增 趨勢가 크게 완화되면서 1990년대 중반에 접어들면서부터는 消費安定과 더불어 승용차와 석유류 등 일부 품목을 제외하고는 전반적으로 稅負擔의 累進度가 크게 완화됨에 따라 본 연구에서의 결과와 같이, 최근 수요가 지속적으로 급속히 증가하고 있는 승용차와 석유류 관련 소비품목을 제외하고는 상당한 정도 세부담의 역진성이 관찰되고 있다.

이로부터 消費稅의 稅負擔 分布가, 기본적으로는 제도적인 측면에서 課稅對

20) Prest(1968) 참조.

象 및 稅率을 어떻게 결정하느냐에 따라 그 모습이 달라질 것이지만, 消費패턴이 어떠한가에 의해서도 매우 큰 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 따라서 課稅目的이 부가가치세 부담의 역진성 보완이라는 데 있는 特別消費稅의 경우에서 보는 바와 같이 個別消費稅의 일차적인 課稅目的이 稅負擔의 衡平性 提高에 있다면 소비패턴의 구조에 맞춰 課稅對象의 範圍와 稅率을 과세목적에 맞게 조정해야 한다. 일례로 생활필수품화된 財貨의 경우에는 특별소비세의 과세대상에서 제외하거나 세율을 인하함으로써 직접적으로는 稅負擔의 逆進性을 완화하고 간접적으로는 세율을 인하하거나 비과세하여 가격을 인하하고 소비를 진작하여 생활필수품이 진정으로 생활필수품으로서의 자리 매김을 할 수 있도록 해주어야 할 것이다.

반면에 課稅目的이 稅負擔의 衡平性 차원이 아니라 外部不經濟의 縮小·緩和에 있다면, 稅負擔이 다소 逆進的이라고 하더라도 '市場의 失敗(market failure)'를 교정한다는 次元에서 지속적으로 과세할 수 있다. 일례로 小型乘用車의 경우에는, 1991년 자료를 분석한 成明宰의 연구결과에 나타난 것과 비교해 볼 때, 여전히 세부담 분포가 누진적인 것으로 나타나고 있지만 소득수준이 지속적으로 증대되고 소비패턴이 고도화되는 과정에서 特別消費稅 負擔의 累進度가 상당히 완화되고 있음을 볼 수 있다. 이러한 관점에서 볼 때 小型乘用車가 점차 생활필수품화되고 있다는 점이 인정되며 또한 稅負擔의 衡平性 提高를 위해 세율을 인하할 수 있는 여건이 성숙되고 있다는 결론에 도달할 수 있다. 그러나 최근 대도시를 중심으로 문제의 심각성이 매우 큰 교통혼잡과 유해 배기가스 배출로 인한 환경오염 문제 등을 고려할 때, 과연 승용차에 대한 세율을 인하하는 것이 반드시 타당하지 않을 수 있다는 결론을 얻게 된다. 따라서 이러한 경우에는 단순히 형평성 제고 측면만을 고려할 것이 아니라 외부불경제 축소 문제도 함께 감안하여 과세대상의 범위 및 세율 수준을 결정해야 한다.

이러한 관점에서 21세기를 맞이하여 消費稅가 갖추어야 할 기본적인 모습을 그린다면, 첫째, 稅負擔의 衡平性 提高 次元에서 생활필수품으로 분류될 수 있는 소비품목, 즉 基礎生活必需品, 主要 家電製品 등은 과감히 課稅對象의 범위를 축소할 필요가 있고, 또한 課稅對象으로 잔류되는 품목에 대해서도 세율 수

준을 재조정할 필요가 있다. 다만, 현재 과세가 되고 있지는 않지만 고소득층을 중심으로 소비가 확산되고 있는 품목들에 대해서는 신규로 과세대상에 편입할 필요가 있다. 국제적으로 볼 때, 개도국 시절에는 과세대상의 폭이 상당히 넓은 개별소비세제를 지니고 있던 국가들이 선진국으로 진입하면서 석유류, 주류, 담배 등 전통적인 개별소비세 과세대상을 제외하고는 개별소비세의 범위를 대폭 축소하였던 것을 볼 수 있다. 이러한 관점에서, 우리도 소득증대 및 소비패턴의 고도화 추세에 맞춰 특별소비세의 과세범위를 조정할 필요가 있을 것이다.

이 외에도 소비세 부담의 역진성을 완화해주는 방법의 하나로서 低所得層을 대상으로 기납부한 소비세 부담액을 還給 또는 소득세 납부시 稅額控除[21]해 주는 방법을 생각해 볼 수 있다. 이러한 방법은 그 효과가 매우 강력한 것으로 세부담의 형평성 제고에 매우 큰 영향을 미칠 수 있다. 그러나 이러한 방법은 저소득층을 어떻게 선정할 것인가의 문제와 세무행정이 매우 복잡해지며, 稅額還給 또는 稅額控除의 대상이 됨을 증빙할 수 있는지의 여부가 이러한 제도를 시행함에 있어 장애요인이 될 수 있다는 단점이 있다. 또한 만약 세액공제의 방법을 택할 경우 소득세 납부세액이 零(0)인 납세자의 경우에는 세액공제의 혜택을 받을 수 없다는 단점도 아울러 지니고 있다.

둘째, 稅負擔의 衡平性 측면에서 볼 때 지속적으로 과세하는 것에 다소 문제가 있지만 外部不經濟를 초래하고 있는 품목에 대해서는 지속적으로 과세하거나 또는 오히려 과세를 강화할 필요가 있다. 酒類와 담배 등이 대표적인 예라고 할 수 있다. 주류와 담배는 저소득층의 세부담이 고소득층에 비해 매우 높다. 따라서 세부담의 역진성 측면에서는 세율의 인하가 필요할 것으로 볼 수 있다. 그러나 이들 제품의 소비는 국민보건위생상 바람직하지 않은 측면이 있으므로 세율의 인하에는 신중해야 한다.

이들 제품과는 다소 성격이 다르지만 乘用車와 石油類의 경우에는 세부담 분포가 누진적이지만 승용차의 보급이 매우 빠른 속도로 대중화되고 있는 관점에

---

21) 미국의 하와이, 아이다호, 캔사스, 사우스다코타, 버몬트, 와이오밍주에서는 저소득층을 대상으로 판매세의 세액을 소득공제해 주는 방법을 택하고 있다.

서 본다면 세부담의 누진성이 빠르게 약화되고 있음을 볼 수 있다. 이러한 관점에서 볼 때 乘用車와 石油類에 대해서는 가까운 장래에 세부담이 比例的 또는 逆進的으로 변화할 가능성이 매우 높다. 그러므로 장기적으로는 이들 제품에 대해서도 세부담의 역진성 완화 차원에서 세율조정이 필요할 수 있다. 그러나 이들 제품은 우리나라의 교통여건 등을 감안할 때 세부담의 역진성 이외에도 환경문제와 교통문제 등을 함께 고려하여야 하는 만큼 지속적인 과세가 필요할 수도 있다.

# 參 考 文 獻


金裕燦·成明宰·安鍾錫·李斗熙,『國產담배의 競爭力 提高方案』, 其他報告書, 韓國租稅硏究院, 1995. 12.

金珍洙·成明宰·朴釘洙·李性旭,『담배消費稅制의 國際比較와 政策方向』, 硏究報告書 95—01, 韓國租稅硏究院, 1995. 2.

羅城麟,『한국의 조세/사회부조 모형 I』, 政策硏究資料 91—41, 韓國開發硏究院, 1991. 12.

羅城麟·玄鎭權,「韓國의 社會扶助模型 2 : 母集團化 適用을 통한 租稅—社會扶助의 所得分配 效果」, 韓國租稅硏究院, 1993.

內務部,『地方財政年鑑』, 各 年度.

______,『地方稅政年鑑』, 各 年度.

徐遵鎬,「現行 附加價値稅가 所得分配에 미치는 效果」,『經商論叢』, 8, 西江大學校 經濟經營問題硏究所, 1984, pp. 125~126.

成明宰,『消費稅 負擔 分布와 高稅率 商品市場의 正常化에 관한 硏究』, 硏究報告書 93—02, 韓國租稅硏究院, 1993. 10.

李啓植·裵埈晧,「우리나라의 間接稅 負擔分布 分析」,『租稅政策과 稅制發展』, 郭泰元·李啓植(編), 硏究報告 86—01, 韓國開發硏究院, 1986, pp. 61~122.

財政經濟院,『財政金融統計』, 各 年度.

車耕權,「우리나라의 租稅負擔에 관한 考察」,『經濟論集』, 第5券 第4號, 서울大學校 經濟硏究所, 1966.

韓國開發硏究院,『韓國財政 40年史』, 各 券, 韓國開發硏究院, 1990~91.

韓昇洙,『租稅負擔의 測定과 適正負擔率에 관한 硏究』, 硏究叢書 5, 韓國經濟硏究院, 1982.

Atkinson, A., "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, 2, 1970, pp. 244~263.

Davies, James, France St-Hilaire, and John Whalley, "Some Caluations of Lifetime Tax Incidence," *American Economic Review*, Vol. 74, 1984, pp. 633~649.

Guthrie, Robert S., "Measurement of Relative Tax Progressivity," *National Tax Journal*, Vol. 32, March 1979.

Heller, P. S., "The Incidence of Taxation in Korea," mimeo, IMF Fiscal Affair Department, October 1978.

______, "Testing the Impact of Value-Added and Global Income Tax Reforms on Korean Tax Incidence in 1976 : An Input-Output and Sensitivity Analysis," IMF Staff Papers, Vol. 28, No. 2, June 1981, pp. 375~410.

Kakwani, N. C., "Measurement of Tax Progressivity : An International Comparison," *Econometric Journal*, 87, March 1977, pp. 71~80.

______, "Applications of Lorenz Curves in Economic Analysis," *Econometrica*, Vol. 45, No. 3, April 1977, pp. 719~727.

______, "Progressivity Index of Sales Tax on Individual Expenditure Items in Australia," *Economic Record*, Vol. 59, No. 164, March 1983, pp. 61~79.

Khetan, C. P. and S. N. Poddar, "Measurement of Income Tax Progression in a Growing Economy: The Canadian Experience," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 9, No. 4, November 1976, pp. 613~629.

Kiefer, D. W., "Distributional Tax Progressivity Indexes," *National Tax Journal*, Vol. 37, No. 4, 1984, pp. 497~513.

Kuznets, S., "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations, II: Industrial Distribution of National Product and Labor Force," *Economic Development and Cultural Change*, Supplement to Vol. 5, 1957, pp. 1～80.

Oh, Yeon Cheon, "An Evaluation of the Tax Reform for a Value-Added Tax in Korea with Special Reference to Distribution of Tax Burden, Administrative Efficiency, and Export," An Unpublished Doctoral Dissertation, New York University, February 1982.

Pechman, J. A., *Who Paid the Taxes, 1965－85?*, Brookings Institution, 1985.

Pechman, J. A. and B. A. Okner, *Who Bears the Tax Burden?*, Brookings Institution, 1974.

Prest, Alan R., "The Budget and Interpersonal Distribution," *Public Finance*, Vol. 23, No. 1～2, 1968, pp. 79～105.

Suits, Daniel B., "Measurement of Tax Progressivity," *American Economic Review*, Vol. 67, September 1977, pp. 734～752.

Wertz, Kenneth, "Empirical Studies of Tax Burdens: Design and Interpretation," *National Tax Association*, Vol. 68, 1975.

Wulf, Luc De, "Fiscal Incidence Studies in Developing Countries: Survey and Critique," IMF Staff Papers, Vol. 22, No. 1, March 1975.

# 附錄 : 稅目別 消費稅額의 算出根據

本 附錄에서는 第Ⅲ章에서 살펴본 바와 같이 都市家計年報 자료에 대한 品目別·稅目別 支出額으로부터 稅目別 消費稅 負擔額의 算出根據를 구체적으로 제시한다.

## 1. 附加價値稅, 電話稅, 담배消費稅

附加價値稅와 電話稅는 單一稅率 構造를 지녔기 때문에 해당 과세대상에 대한 소비지출액 또는 전화사용료[22]로부터 課稅標準과 稅額을 逆算할 수 있다. 전화세와 부가가치세의 과세대상은 각각 전화사용료와, 원칙적으로 사업자가 제공하는 모든 재화와 용역이다. 다만 부가가치세는 未加工食料品, 新聞, 雜誌, 通信, 敎育用役과 敎材, 大衆交通手段, 金融·保險用役, 醫療保健用役, 煉炭, 無煙炭, 수돗물, 담배, 圖書館, 科學館, 博物館 등에 대한 入場料, 國家·地方自治團體가 제공하는 用役 등에 대해 免稅하고 있다. 따라서 도시가계연보에 나타난 총소비지출로부터 면세품목에 대한 지출액을 공제하여 부가가치세 과세대상의 세포함 지출액을 산출하였다. 두 세목의 세율이 세전 지출액의 10%이므로 세액은 세포함 지출액의 1/11이 된다.

담배消費稅는 從量稅이므로 소비지출액과 상관관계가 적은 반면 소비량과 깊은 관계가 있다. 다만 人別·家口別 담배소비량 통계가 없기 때문에 成明宰(1993)에서와 같이 1994년의 담배消費稅 平均 實效稅率 54.2%[23]를 담배에 대한 支出額에 곱하여 담배消費稅 負擔額을 산출하였다.

## 2. 特別消費稅, 交通稅, 酒稅

都市家計年報에 나타난 特別消費稅와 交通稅의 課稅對象은 일부의 식료품,

22) 電話使用料에는 附加價値稅가 免稅되고 있다.
23) 金裕燦·成明宰·安鍾錫·李斗熙(1995) 참조.

寶石·貴金屬 製品, 特殊化粧品, 主要 家電製品, 乘用車, 피아노, 燈油, LPG, LNG(도시가스로 구분), 輕油, 揮發油 등이다. 酒稅의 경우에는 淸酒, 藥酒, 濁酒, 燒酒, 麥酒, 위스키, 果實酒, 기타 酒類, 음주대 등 아홉 가지로 구분되어 있다.

이들 세 가지 세목의 경우에 항목별로 세액을 산출하기 위해서는 이들 세목의 課稅標準이 되는 稅前 出庫價格(또는 稅包含 出庫價格)[24]을 산출하여야 한다. 이를 위해서는 해당 품목에 대한 적정 유통마진율을 알아야 한다. 그렇지만 價格自律化 등으로 인해 판매가격이 동일하지 않다는 현실적인 어려움이 있어 유통마진율에 대한 정보를 얻기 어렵다. 따라서 본 연구에서는 유통시장과 품목별 특성을 감안하여 품목별로 적정 유통마진율을 가정하였다(〈附表 1〉 참조).

〈附表 1〉 特別消費稅, 交通稅, 酒稅 課稅對象의 主要 品目別 유통마진율

(單位 : %)

| | 乘用車 | 家電製品 | 高級家具 | L P G | 도시가스 | 輕 油 | 揮發油 | 酒 類 | 其 他 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 마진율 | 0[2)] | 20[1)] | 30[1)] | 51.4[2)] | 0[2)] | 15.1[2)] | 36.5[2)] | 40[1)] | 25.0[1)] |

註 : 1) 稅後 出庫價格 對比 유통마진율이며 임의적인 假定임.
2) 消費者 販賣價格 對比 稅額의 比重임.

유통마진율을 이용하여 消費支出額으로부터 稅包含 出庫價格을 산출하고 이를 다시 각 항목별 消費稅率(〈附表 2〉 참조)을 이용하여 稅前 出庫價格과, 附加價値稅, 特別消費稅, 交通稅, 酒稅, 敎育稅에 대한 稅額을 逆算하였다. 稅目別 消費支出額 對比 稅負擔率(〈附表 3〉 참조)은 산출된 稅額을 消費支出額으로 나눔으로써 산출하였다. 다만 酒稅와 관련한 음주대라는 항목의 경우에는 일반 가정 이외의 場所, 즉 일반 大衆飮食店이나 課稅遊興場所 등에서 주류를 소비한 것을 말한다. 前者의 경우에는 특별소비세의 과세대상에서 제외되지만 後者의 경우에는 특별소비세의 과세대상에 포함되므로 다른 품목과는 다소 다른 점

24) 特別消費稅, 交通稅, 酒稅, 敎育稅, 附加價値稅를 포함한다. 단, 燒酒, 藥酒, 濁酒에 대해서는 敎育稅가 비과세된다.

근방법을 사용하여 특별소비세액 또는 주세액을 산출하였다. 음주대가 100만원 이하인 경우에는 일반 대중음식점과 같이 특별소비세 과세대상에서 제외되는 장소에서 주류를 소비한 것으로 가정하였고 그 이상이 경우에 대해서는 課稅遊興場所에서 주류를 소비한 것으로 가정하였다.

〈附表 2〉 主要 品目別 特別消費稅, 交通稅, 酒稅의 稅率

(單位 : %)

| 稅率 | 과세대상 |
|---|---|
| 5 | 탁주 |
| 10 | 설탕, 카카오마스(쵸코렛), 콜라, 사이다, 등유, LPG, LNG, 고급가구, 세탁기와 건조기, 일반형 피아노, 특수화장품, 소형 승용차 등 |
| 15 | 과세유흥장소, 냉장고(300리터 이하), 가스렌지, 전자렌지, 컬러TV(20인치 이하), 전축, 중형 승용차 |
| 20 | 커피, 코코아, 고급시계, 냉장고(300리터 초과), 컬러TV (20인치 초과), 피아노(그랜드형), 경유 등 |
| 25 | 카메라, VCR, 영사기, 대형 승용차 등 |
| 30 | 약주, 과실주 |
| 35 | 희석식 소주 |
| 50 | 증류식 소주 |
| 70 | 청주 |
| 80 | 기타 주류 |
| 120 | 위스키 |
| 150 | 휘발유, 맥주 |

## 3. 敎育稅

특별소비세와 주세의 과세대상을 중심으로 과세하고 있는 敎育稅는 附加稅로서 원칙적으로 특별소비세액의 30%와 주세액의 10~30%를 과세하고 있다.

따라서 教育稅 負擔額의 消費支出(또는 消費者 販賣價格) 對比 加重値는 산술적으로 특별소비세나 주세의 가중치의 10% 또는 30%와 일치한다. 教育稅의 加重値는 〈附表 3〉을 참조하기 바란다.

〈附表 3〉 主要 品目別 販賣價格 對比 特消稅, 交通稅, 酒稅, 教育稅의 稅額 加重値

| 消費稅加重値 | 教育稅加重値 | 해 당 품 목 | 비 고 |
|---|---|---|---|
| 0.0100 | 0.0030 | 쵸코렛(카카오마스) | |
| 0.0146 | 0.0015 | 약주, 과실주 | |
| 0.0309 | | 탁주 | |
| 0.0401 | | 도시가스 | 도시가스용 LPG의 비중을 고려함 |
| 0.0619 | 0.0186 | 특수화장품, 샴푸, 화장크림 | 특수화장품 : 지출액의 1/3만 적용 |
| 0.0644 | 0.0193 | 설탕, 청량음료, 고급가구, 피아노(일반형) | 고급가구 : 200만원 초과분<br>피아노 : 400만원 이하 |
| 0.0784 | | 등유 | |
| 0.0805 | 0.0241 | 승용차(소형) | 800만원 이하 |
| 0.0833 | | 경유 | |
| 0.0913 | | 가스렌지 | |
| 0.0951 | 0.0285 | 냉장고(소형),컬러TV(소형), 전축 | 냉장고, 컬러TV : 55만원 이하 |
| 0.1141 | 0.0342 | 승용차(중형), 과세유흥장소 | 중형 승용차 : 800만원~1,800만원<br>과세유흥장소 : 100만원 초과 음주대 |
| 0.1154 | 0.0346 | 커피, 피아노(그랜드형), 고급시계 | 피아노 : 400만원 초과 |
| 0.1203 | 0.0361 | 냉장고와 컬러TV(대형), 세탁기 | 냉장고, 컬러TV : 55만원 초과 |

〈附表 3〉의 계속

| 消費稅加重值 | 敎育稅加重值 | 해 당 품 목 | 비 고 |
|---|---|---|---|
| 0.1301 | 0.0390 | 음주대(100만원 초과) | |
| 0.1429 | 0.0429 | 카메라 | 50만원 초과분 |
| 0.1482 | 0.0220 | 음주대(100만원 이하) | |
| 0.1648 | | 소주 | |
| 0.1715 | 0.0515 | 승용차(대형) | 1,800만원 초과 |
| 0.2546 | 0.0764 | 기타 주류 | |
| 0.2568 | 0.0257 | 청주 | |
| 0.3044 | 0.0913 | 위스키 | |
| 0.3302 | 0.0991 | 맥주 | |
| 0.5219 | | 휘발유 | |

財政金融硏究 第3卷 第1號(1996年 6月)

# 政府支出과 國民所得間의 關係
## - 韓國의 경우 -

朴 完 奎*

要 約

본 논문에서는 政府支出과 國民所得間의 관계를 나타내는 Wagner의 법칙과 Keynes원리를 그랜저 因果關係(Granger causality) 개념을 이용하여 우리나라의 자료로 실증분석하고 있다. 회귀분석시 誤差構造에 대한 檢定의 결여, 자의적인 時差選擇 등 기존 연구들의 한계를 극복하기 위하여 우선 母數檢定의 경우 單位根檢定, 共積分檢定, 그리고 오차구조에 대한 다양한 검정을 통하여 分析結果의 신뢰성 여부를 검토하는 동시에 이에 대한 보완방안으로 非母數檢定 가운데 하나인 다중순위 F 검정을 실시하여 분석결과에 대한 信賴度를 提高하고자 하였으며 바그너 법칙을 설명하기 위한 변수들에 대한 一貫된 見解가 존재하지 않으므로 6가지 形態의 函數에 대한 분석을 통해 바그너의 법칙 또는 케인즈원리의 적용여부에 대한 普遍的 結論을 도출하고자 하였다. 실증분석 결과 바그너의 법칙은 6가지 函數形態 모두에 대해 지지되고 있는 것으로 나타나는 한편 케인즈원리는 政府支出과 國內總生産, 政府支出과 1人當 國內總生産 등 두 가지 함수형태에 대해 지지되는 것으로 나타나고 있다.

## I. 序

財政學 分野에서는 오랫동안 공공부문의 팽창요인에 대한 다양한 견해가 피력되어 왔다. 구체적으로 거시적 관점에서는 國民所得과 政府支出間의 관계를

* 中央大學校 經濟學科 敎授
有益한 論評을 해주신 두 분 匿名의 論評者에게 感謝드린다.

설명한 Wagner의 법칙, Peacock-Wiseman(1961)의 전위효과가설(displacement effect hypothesis), Musgrave(1969)의 경제발전에 따른 경비지출증대모형 등이 제시되어 왔고 미시적 관점에서는 인구가설(demographic hypothesis) 등이 주장되었다. 한편 巨視經濟學에서의 Keynes모형에 의하면 정부지출의 증가 등 확대재정정책으로 인해 국민소득이 증가한다. 우리나라의 경우 1960년대 초반부터 시작된 정부주도형 경제개발계획은 Keynes원리에 입각한 정책으로 평가되고 있어서 적극적인 정부지출 증가가 국민소득의 증대에 기여한 것으로 예상된다. 한편 公共部門이 너무 비대하므로 이를 축소하기 위하여 기존의 정부기능 중 다수의 기능이 민간부문으로 이양되어야 한다는 주장이 우리나라에서 점차 그 강도를 더해가고 있는 상황에서 국민소득의 증가가 정부지출의 증대를 초래한다는, 경제발전에 따른 공공부문의 팽창당위론으로서의 Wagner 법칙의 타당성 여부가 관심의 대상이 되고 있다.

歲出과 國民所得間의 關係를 나타내는 Wagner의 법칙(또는 Keynes원리)에 대해 Granger 인과관계 개념을 이용하여 그동안 많은 연구가 진행되어 왔다. 예를 들면 Sahni and Singh(1984)과 Afxentiou and Serletis(1991)는 캐나다를 대상으로, Holmes and Hutton(1990a)은 인도를 대상으로 분석하였고, Murthy(1993)는 멕시코에 대해, 그리고 Hsieh and Lai(1994)는 G−7 국가들에 대해, Ram(1986)은 63개 국가들의 경우에 대해 분석하는 등 다수의 연구들이 진행되어 왔다. 이들 연구결과를 살펴 보면 Sahni and Singh(1984)에서는 양 방향으로의 因果關係가 존재하는 것으로 나타나고 있고[1], Afxentiou and Serletis(1991)의 경우 6가지 형태의 식을 이용하여 Wagner의 법칙을 검정한 결과 因果關係가 존재하지 않는 것으로 나타났다. Holmes and Hutton (1990a)에 따르면 전형적인 모수검정의 경우 국민소득에서 세출로의 인과관계가 존재하나 비모수검정인 다중순위 F 검정결과 반대방향으로의 인과관계가 존재하는 것으로 나타나고 있다. Murthy(1993)는 國內總生産에서 歲出이 차

1) 이 분석결과는 인과관계 회귀식에 야기변수(causal variable)의 과거값뿐만 아니라 현재값까지 포함시켜 검정한 것에 연유할 것으로 생각된다. Granger(1988, p. 206)에 따르면 세출, 국민소득과 같이 한쌍의 유량변수에 대해서는 즉각적 인과관계(instantaneous causality)가 존재할 수 없다.

지하는 비율과 1인당 국내총생산간에 공적분관계가 존재함을 보임으로써 Wagner의 법칙이 성립한다는 결론에 이르고 있다. Hsieh and Lai(1994)에 의하면 각 나라에 따라 歲出과 經濟成長間의 관계가 상이할 수 있고 세출이 1인당 국내총생산을 증가시킨다는 일관된 결론을 내릴 수 없다는 결론에 이르고 있다. Ram(1986)의 경우에도 나라별로 상이한 因果關係 樣相을 보이고 있는 것으로 나타나고 있다.

Wagner 법칙에 관한 국내에서의 연구로는 趙沆相(1988), 朴鍾九(1989) 등을 들 수 있는바, 전자의 경우 1953~83년간의 우리나라 일반정부 총지출 자료를 이용하여 5가지 형태의 식으로 회귀분석한 결과 대체적으로 Wagner의 법칙이 성립하는 것으로 나타났고 후자의 경우 1975~81년까지 선진국 18개국, 개발도상국 32개국에 대해 혼합추정방법(pooling estimation technique)을 이용하여 공공부문의 팽창요인을 분석하고 있다[2).

그러나 지금까지 열거된 논문 가운데 적지 않은 연구에서 시차의 선택, 방정식에서의 오차구조 등 여러 측면에서 필수적인 절차를 생략하거나 자의적인 방법으로 인과관계 검정이 진행되고 있어 연구결과의 신뢰성에 문제가 있다. 本硏究에서는 國民所得의 增加가 세출에 의해서 야기되는지(Keynes의 원리) 또는 세출의 증가가 국민소득의 증가에 의해 야기되는지(Wagner의 법칙)를 한국의 시계열자료를 이용하여 검정하고자 한다. Wagner의 법칙을 설명하기 위한 변수들에 대한 일관된 견해가 없으므로 여러 變數形態에 따른 6가지의 함수에 대해 각각 전형적인 F 검정(모수검정)과 더불어 비모수검정 가운데 하나인 다중순위 F 검정을 실시함으로써 연구결과에 대한 신뢰도를 제고시키고자 한다. 즉 회귀식에서 오차구조에 대한 가정-정규분포, 동분산, 독립-이 위배되는 경우 母數檢定의 分析結果를 신뢰할 수 없게 되며 이때 비모수검정이 바람

2) 전자의 경우는 해당 변수의 자연대수값에 대해 회귀분석을 한 것으로 5개의 회귀식 가운데 4개에서 $R^2$의 값이 0.995 이상, t값 70 이상으로 나타나고 있다. 하지만 Granger and Newbold(1974)에 의하면 시계열자료의 定常性(stationarity) 여부를 확인하지 않은 채 회귀분석을 하는 경우 $R^2$가 높고 t 통계량이 유의하더라도 실제로는 무의미한 경우가 흔히 존재하는데 이를 거짓회귀(spurious regression)라 부르고 있다. 후자의 경우는 여러나라에 대한 혼합자료에 의한 분석이므로 본 연구와는 상이하다.

직한 대안이 될 수 있다. 한편 오차구조에 대한 가정이 충족되는 경우 모수검정의 분석결과가 非母數檢定의 그것과 일치하게 되면 분석결과에 대한 신뢰도가 더욱 제고된다. 또한 각각의 인과관계 회귀식을 추정하는 대신 연립방정식체계인 '보이기에는 무관한 회귀'(SUR)로 추정하여 이들 가운데 어느 인과관계 검정결과가 가장 신뢰할 만한가를 오차구조에 대한 다양한 검정절차를 통하여 판단하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 第II章에서는 Granger 인과관계 검정을 위한 계량경제학적 방법론이 제시되고 第III章에서는 實證分析 結果가 요약되며 마지막으로 요약 및 앞으로의 연구방향이 제시된다.

## II. 計量經濟學的 方法論

1964년부터 1992년까지 29개 연도의 한국자료가 분석대상이 되고 있다[3]. Wagner의 법칙을 나타내는 변수형태에 대한 일관된 견해가 존재하지 않으므로 이에 대한 다양한 함수식을 정리하면 다음과 같다[4].

$$\mathrm{EXP}/GDP = f(GDP/N) \quad \cdots\cdots (1)$$

$$\mathrm{EXP}/N = f(GDP/N) \quad \cdots\cdots (2)$$

$$\mathrm{EXP}/GDP = f(GDP) \quad \cdots\cdots (3)$$

$$\mathrm{EXP} = f(GDP) \quad \cdots\cdots (4)$$

$$\mathrm{EXP} = f(GDP/N) \quad \cdots\cdots (5)$$

$$\mathrm{GCE} = f(GDP) \quad \cdots\cdots (6)$$

여기서 EXP는 경상 歲出規模(단위 : 10억원), GDP는 경상 국내총생산(단

3) 분석을 위해 IMF의 *International Financial Statistics Yearbook*(1994)의 자료가 이용되었다. 이 자료는 국내통계와 불일치가 발생하여 정부지출의 범위가 명확하게 드러나지 않고 있다.

4) 이러한 유형에 대해서는 Gandhi(1971), Michas(1975), Mann(1980), Afxentiou and Serletis(1991) 등 참조.

위 : 10억원), GCE는 경상 정부소비지출(단위 : 10억원), N은 인구(단위 : 100만명)이다[5]. 式 (1)은 Wagner의 법칙에 대한 Musgrave(1969)의 해석인데 Ram(1986), Murthy(1993), Hsieh and Lai(1994) 등에서 이용되고 있는바, Wagner의 법칙을 1인당 國民所得의 增加에 따른 정부지출비율의 증가로 간주하고 있고, 式 (2)는 Gupta(1967)/Michas(1975)의 해석으로 Sahni and Singh(1984), Holmes and Hutton(1990a)에서 채택되고 있는데 1인당 국민소득의 증가에 따라 1인당 政府支出이 增加하는 것을 Wagner의 법칙으로 해석하고 있으며 式 (3)은 '변형된' Peacock-Wiseman(1961) 해석, 그리고 式 (4)는 Peacock-Wiseman의 '전형적' 해석으로 Wagner의 법칙을 국민소득 증가에 따른 정부지출의 증가로 간주하고 있다. 또한 式 (5)는 Goffman(1968)의 해석인바, 1인당 국민소득의 증가에 따른 정부지출의 증가로 보고 있으며, 式 (6)은 Pryor(1968)의 해석으로 국민소득이 증가함에 따라 政府消費支出이 增加하는 것을 Wagner의 법칙으로 해석하고 있다. 이상과 같이 Wagner의 법칙을 모형화하는 데 있어서 일관된 견해가 존재하지 않으면서 각 식이 나름대로의 의미를 가지고 있으므로 본 연구에서는 6가지의 함수형태 모두에 대한 檢定을 시도하기로 한다[6].

계량경제학적 문제와 관련하여 因果關係 檢定을 하기 위해서는 우선 각 자료가 定常的(stationary)이든지 또는 非定常的이면서 공적분되어 있어야 하므로 Dickey-Fuller(DF)의 單位根 檢定을 실시한다[7]. 단위근 검정을 위한 회귀식은

5) 실질자료를 이용한 분석이 병행되지 않은 이유는 세출에 대한 환가지수(deflator) 자료가 존재하지 않는 데 기인한다.

6) 이들 6가지 함수형태 가운데 지금까지 가장 널리 실증분석에 이용되는 것은 式 (1)로 필자도 상대적 정부지출비중과 1인당 국민소득간의 관계를 Wagner의 법칙으로 간주하는 것이 가장 타당할 것으로 간주되나 이에 대한 객관적, 이론적 근거가 없으므로 6가지 모두에 대해 검정을 실시하기로 한다.

7) Granger and Newbold(1974)에 따르면 시계열이 非定常的(nonstationary)일 때에는 통상적인 t값에 따른 통계적 유의성 검정은 잘못될 가능성이 많은데 그 이유는 흔히 "아무 관계가 없다"는 귀무가설이 기각되기 때문이다. 따라서 시계열이 定常的인지 여부를 검정하는 대표적 방법이 바로 Dickey and Fuller(1979, 1981)에 의해 개발된 단위근 검정이다. 이에 대한 자세한 논의는 Granger(1988a), Charemza and Deadman (1992, p. 194) 참조.

다음과 같다.

$$\Delta X_t = a + bT + cX_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} d_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad \cdots\cdots (7)$$

式 (7)에서 $\Delta$는 1차 차분을 나타내고 T는 추세항이며 $X_t$는 해당 정부(소비)지출 또는 국내총생산 규모이다. 절편 및 추세항을 회귀식에 포함시킬 것인가 여부는 선험적으로 알 수 없으며 일정한 기준이 필요하다. 이 연구에서는 Akaike(1974) 정보기준 값(AIC) 및 Schwarz(1978) 기준 값(SC)에 의하여 결정하기로 한다[8]. 즉 이들을 극소화시키는 회귀식을 단위근 檢定을 위한 회귀식으로 선택하기로 한다. 또한 시차 $p$는 오차항 $\varepsilon_t$가 백색오차(white noise)가 되도록 결정된다[9]. 單位根 檢定은 $H_0$ : $c=0$, $H_1$ : $c<0$에 대한 DF 또는 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정이 된다. 만일 원래의 자료가 비정상적이라면, 즉 單位根이 존재한다는 歸無假說을 기각할 수 없다면, 1차 차분자료에 대해 정상성 여부를 검정한다. 檢定 結果 만일 두 자료가 모두 I(1), 즉 1차 적분된 것으로 나타난다면 원래의 두 자료(예를 들면 式 (4)에서는 EXP 및 GDP)에 대해 다음의 두 式 가운데 하나로 공적분 검정을 실시한다[10].

$$X_{t1} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t2} + \varepsilon_t \quad \cdots\cdots (8)$$

$$X_{t1} = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 X_{t2} + \varepsilon_t \quad \cdots\cdots (9)$$

8) AIC 및 SC의 공식은 다음과 같다.
$AIC = \ln \tilde{\sigma}^2 + \frac{2k}{N}$, $SC = \ln \tilde{\sigma}^2 + \frac{k\ln N}{N}$.
이 때 $\tilde{\sigma}^2 = \frac{e'e}{N}$, e는 잔차 벡터, N은 관찰치 수, k는 추정될 모수의 수이다.

9) p는 회귀식의 잔차(residual)에 대한 자기상관함수(autocorrelation function) 및 편자기상관함수(partial autocorrelation function)로부터 95% 신뢰구간을 이용하여 통계적으로 유의한 가장 큰 시차로 결정된다. 이때 시차크기의 상한은 관찰치수의 제곱근이다.

10) Afxentiou and Serletis(1991)에서는 모든 자료가 I(1)으로 판명되었음에도 불구하고 공적분 검정이 실시되고 있지 않은 문제가 존재한다.

여기서 $X_{ti}(i=1,2)$는 t기의 EXP 또는 GDP이다. 式 (8), (9) 가운데 하나를 공적분 회귀식으로 선택하는 기준은 單位根 檢定에서와 마찬가지로 AIC 및 SC에 따르기로 한다. 이와 같이 하나의 式이 결정된 후에 새로이 발생하는 문제점은 어느 변수를 종속변수로 선택하느냐에 따라 檢定結果가 달라질 수 있다는 것이다. 本稿에서는 회귀식에 따른 결정계수 $R^2$이 높은 式을 공적분 회귀로 선택하기로 한다[11]. 공적분 검정은 式 (8) 또는 (9)의 회귀결과로부터 추정된 잔차 $\hat{\varepsilon}_t$에 대한 DF 또는 ADF 검정이다. 즉

$$\Delta\hat{\varepsilon}_t=\gamma_0\hat{\varepsilon}_{t-1}+\sum_{j=1}^{p}\gamma_j\hat{\varepsilon}_{t-j}+\eta_t \quad \cdots\cdots (10)$$

式 (10)에서 $H_0: \gamma_0=0$, $H_1: \gamma_0<0$ 가운데 귀무가설이 채택되면 EXP와 GDP는 공적분되어 있지 않다고 할 수 있다. 만일 두 자료가 공적분되어 있다면 우리는 원래의 자료를 그대로 이용하여 Granger 검정을 실시하든지 또는 1차 차분된 변수로 因果關係 檢定을 하되 이 때에는 반드시 오차수정항을 회귀식에 포함시켜야 한다[12].

模型 (4)의 경우 EXP와 GDP가 모두 I(0)인 정상계열이라면 Granger 인과관계 회귀식은 다음과 같다.

$$EXP_t=a+\sum_{t=1}^{m}\beta_i EXP_{t-i}+\sum_{j=1}^{n}\gamma_i GDP_{t-j}+u_t \quad \cdots\cdots (11)$$

$$GDP_t=a+\sum_{i=1}^{r}b_i GDP_{t-i}+\sum_{j=1}^{s}c_j EXP_{t-j}+v_t \quad \cdots\cdots (12)$$

式 (11) 및 (12)에서 시차 m, n, r, s의 선택은 앞에서 언급된 AIC와 SC들을 극소화시키는 시차를 선택하는데 구체적으로 式 (11)에서 우선 GDP 항을 포함

---

11) Banerjee et al.(1986) 참조.

12) 오차수정항은 공적분 회귀로부터 얻은 잔차의 시차변수이다. 공적분과 Granger 인과관계에 대한 이론적 논의와 실제 자료에의 적용에 대해서는 Granger(1986, 1988a, 1988b), Chen(1993), Oxley(1993) 등 참조.

시키지 않은 채로 시차 종속변수들만을 설명변수로 하여 회귀한 다음 AIC 및 SC가 극소가 되는 시차, $m^*$를 선택한다. 그 다음 이 시차를 式에 포함시킨 채 GDP의 시차항을 계속 추가하여 AIC와 SC가 극소가 되는 시차, $n^*$를 구하여 적정시차($m^*$, $n^*$)를 선택한다. 만일 $m^*$의 선택과정에서 AIC와 SC에 따른 시차의 값이 상이할 경우에는 각 기준을 극소화시키는 m의 값에 대해 GDP의 時差變數들을 포함시켜 회귀하여 AIC와 SC가 가장 작은 시차를 선택한다. 즉 $\hat{m} \equiv \arg\min AIC(m, n=0)$, $\tilde{m} \equiv \arg\min SC(m, n=0)$이면 $(m^*, n^*)$는 다음의 두 제약최적화 문제의 공통해이다.

$$\min AIC(m, n) \ s.t. \ m=\hat{m} \text{ 또는 } \tilde{m}$$
$$\min SC(m, n) \ s.t. \ m=\hat{m} \text{ 또는 } \tilde{m}$$

만일 $\hat{n} \equiv \arg\min AIC(m^*, n) \neq \tilde{n} \equiv \arg\min SC(m^*, n)$이면 시차$(m^*, \hat{n})$과 $(m^*, \tilde{n})$ 모두에 대해 Granger 검정이 실시된다[13]. 式 (12)에서 적정시차를 선택하는 경우에도 같은 방법이 적용된다.

式 (11)에서 $H_0 : \gamma_1=\gamma_2=\cdots=\gamma_n=0$ 는 세출의 증가가 국내총생산의 증가에 의해 야기되지 않는다는 가설이고 式 (12)에서 $H_0 : c_1=c_2=\cdots=c_s=0$ 는 國內總生産의 增加가 歲出의 增加에 의해 야기되지 않는다는 가설이다. 이들 가설에 대한 검정은 式 (11) 및 (12)의 OLS 회귀에 따른 전형적인 F-검정에 의해 수행될 수 있다(모수검정). 구체적으로 $H_0 : \gamma_1=\gamma_2=\cdots=\gamma_n=0$ 에 대한 검정의 경우 우선 式 (11)에서의 잔차자승합계($SSR_1$)와 $H_0$하에서의 잔차자승합계($SSR_0$)는 다음과 같이 계산된다.

$$SSR_1=\sum_{t=g+1}^{N} \hat{v}_t^2, \quad SSR_0=\sum_{t=m+1}^{N} \hat{v}_t^2 \qquad (13)$$

13) 이들 두 경우에 있어서 Holmes and Hutton(1988, 1989, 1990a)에서는 긴 시차가 선호되는 반면 Guilkey and Salemi(1982), Shibata(1976), Judge et al.(1985)에서는 짧은 시차가 더 우월한 것으로 주장되고 있다.

여기서 $\hat{u}_t$과 $\tilde{u}_t$는 OLS 회귀로부터의 잔차이고 N은 원래의 표본크기이며 $g^* \equiv \max(m, n)$이다[14]. Granger 인과관계 검정을 위한 F 통계량은 다음과 같다.

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/n}{SSR_1/(N - g^* - m - n - 1)}$$

이 F 통계량은 歸無假說下에서 분자의 자유도 n, 분모의 자유도 (N−g*−m−n−1)인 F 분포를 한다. 式 (12)에서의 가설에 대해서도 동일한 절차가 적용된다. 그러나 이들 검정시 오차항은 가우스 백색오차과정(Gaussian white noise process), 즉 정규분포를 하며 평균이 0이고 분산은 $\sigma^2$으로 동분산이며 공분산이 0이어야 한다[15].

式 (11), (12)에서 만일 오차항 $u_t$, $v_t$가 각각 정규분포, 동분산 가정 및 계열상관이 없다는 가정을 만족시키지만 이 오차벡터의 공분산행렬이 대각행렬이 아니라면(즉 두 오차간에 상관관계가 존재) 개별 방정식을 따로 추정하는 대신 보이기에는 무관한 회귀(seemingly unrelated regression: SUR)로 결합추정을 하는 경우 효율추정량을 얻을 수 있다[16].

이상과 같은 母數檢定은 회귀식에서의 오차구조에 대한 가정−정규분포, 동분산, 독립−에 의존하고 있으나 非母數檢定의 경우 이러한 가정에 기초하고 있지 않으므로 母數檢定에서 오차에 대한 가정이 위배되는 경우 바람직한 대안이 될 수 있다. 본고에서는 非母數檢定方法 가운데 다중순위 F 검정에 따른 Granger 因果關係를 檢討하기로 한다[17]. 다중순위 F 검정을 하기 위해서는 時差變數들을 포함한 모든 변수들을 별개의 변수로 취급하여 이들 각각을 크기에

14) $SSR_l$을 계산할 때 원래의 표본수는 N이지만 시차변수가 포함됨에 따라 자유도의 상실로 유효표본수는 N−g*가 된다.

15) 보다 상세한 내용은 Hamilton(1994, p. 43, p. 305) 참조.

16) SUR 추정을 수행하기 위해서는 각 방정식의 오차항들의 정규분포, 동분산, 독립성 여부를 먼저 검토해야 하는데 흔히 이 과정이 결여되어 있다. Granger 검정과 관련된 예로는 Huang and Tang(1992), Giles et al.(1992) 등을 들 수 있다.

17) Olejnik and Algina(1985), Holmes and Hutton(1988, 1990a, 1990b) 등 참조.

따른 순위로 전환하여 인과관계 검정을 위한 회귀식을 추정한다. 이때 적정시차의 선택과정도 모수검정과는 별도로 수행되어야 한다[18].

# Ⅲ. 實證分析結果

한국에서 Wagner의 법칙이 타당한지 아니면 Keynes의 유효수요원리가 타당한지를 알아 보기 위해 6가지 式의 형태에 대하여 Granger 因果關係 檢定이 이루어졌는데 그 결과는 다음과 같다.

## 1. 國內總生産에 대한 政府支出의 比率(EXP/GDP)과 1人當 國內總生産(GDP/N)과의 關係

式 (1)에 대한 母數 및 非母數檢定 結果가 다음과 같이 요약되어 있다. 비모수검정의 경우 다중순위 F 검정이 이용되었다.

### 가. 母數檢定

EXP/GDP의 자연대수(LREXP) 및 GDP/N의 자연대수(LPGDP)에 대한 單位根 檢定結果, LREXP의 경우 $t=-5.0718<-2.57=t_c(\alpha=0.10)$이므로 정상적 시계열인 반면 LPGDP의 경우 $t=-2.0802>-2.57=t_c(\alpha=0.10)$이어서 비정상적 계열임을 알 수 있다. 이 변수의 1차 차분, DLPGDP에 대해 단위근 검정을 한 결과 $t=-3.7069<-3.13=t_c(\alpha=0.10)$로 이는 정상적 계열이 된다. LREXP$\sim$ I (0), LPGDP$\sim$ I (1)이므로 두 변수는 공적분될 수 없고 따라서 공적분 검정이 불필요하다.

시간의 흐름에 따른 (1인당)國內總生産의 增加를 경제성장으로, (1인당)세

18) Afxentiou and Serletis(1991)에서는 모수검정만 수행되고 있는데 그나마 오차구조에 대한 가정의 타당성 여부가 검토되고 있지 않은 한계가 존재한다.

출(또는 정부소비지출)규모의 증가 또는 국내총생산에서 세출이 차지하는 비율의 증가를 모두 세출 증가로 간주할 때 경제성장이 세출 증가를 야기시키는지(Wagner의 법칙) 또는 Keynes의 유효수요원리에 따라 세출의 증가가 경제성장을 야기시키는지를 개별 방정식에 의해 검정한 결과가 〈表 1〉과 같다. 〈表 1〉에서 →는 因果關係의 方向을 나타내고 적정시차는 앞에서 설명된 바와 같이 AIC 및 SC의 값에 의해 선택되었다. F－값은 Granger 인과관계 검정을 위한 통계량으로 검정결과 두 방향으로의 인과관계가 존재하지 않는다고 결론내릴 수 있다[19]. Jarque-Bera(1987) 통계량[20]은 오차항의 정규분포 여부에 대한 라그랑지 승수 검정으로 정규분포한다는 귀무가설하에서 자유도 2인 $x^2$ 분포를 한다. 두 경우 모두 오차항이 정규분포를 한다는 歸無假說을 기각할 수 없다. 오차항이 정규분포를 하는 경우 오차항이 상관되어 있지 않으면 서로 독립임을 의미하므로 오차항의 독립성 여부에 대한 검토는 계열상관 존재여부에 대한 검토로 가능하다. 오차항이 계열상관을 하지 않는다는 歸無假說에 대한 검정은 Ljung－Box(1979)의 Q－통계량을 이용하여 수행될 수 있는데 시차 L까지 계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설에 대한 Q－통계량은 자유도 L인 $x^2$ 분포를 한다[21].

〈表 1〉에는 유효 표본크기에 기초한 최대시차까지의 Q－값이 계산되어 있다. 표에 의하면 經濟成長에서 歲出增加로의 인과관계 회귀식의 경우 최대시차

---

19) 귀무가설의 검정에 있어서 F 통계량을 사용할 것이냐 또는 Wald 통계량을 이용할 것이냐에 대한 논의는 계속 진행되어 오고 있는바, 일반적으로 지지되고 있는 Wald 통계량의 우월성은 대표본에 근거하고 있으므로(asymptotic behavior) 본 연구에서와 같이 소표본의 경우에는 적용되지 않는다. 이에 대한 논의는 Schmidt(1976), Giles et al. (1992), Greene(1993) 참조.

20) Jarque-Bera 통계량$=N[\frac{g_1^2}{6}+\frac{g_2^2}{24}]$. 여기서 N은 관찰치수, $g_1$ 잔차왜도계수(coefficient of residual skewness), $g_2$는 초과첨도계수(coefficient of excess kurtosis)이다.

21) $Q=N(N+2)\sum_{j=1}^{L}\frac{r_j^2}{N-j}$임. 이 때 $r_j=\frac{\sum_{t=j+1}^{N} e_t e_{t-j}}{\sum^{N} e_t^2}$, N은 관찰치수, $e_t$는 OLS잔차이다.

5까지의 자기상관계수가 0이라는 귀무가설이 $\alpha=0.05$에서 기각된다. 따라서 이 때의 회귀결과를 신뢰할 수 없다. 歲出에서 經濟成長으로의 因果關係에 있어서는 오차항에 계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설이 $\alpha=0.05$에서 기각되지 않는다.

〈表 1〉 Granger 因果關係 檢定結果(母數檢定)

| | DLPGDP → LREXP | LREXP → DLPGDP |
|---|---|---|
| 적정시차 | m=4 n=8 | r=2 s=1 |
| F-값(자유도) | 2.9489(8, 7) | 1.4121(1, 22) |
| Jarque-Bera통계량 | 1.5998 | 0.3693 |
| Q-값 | $Q_1=0.71$, $Q_2=4.70$, $Q_3=6.57$, $Q_4=6.67$, $Q_5=13.65$[1] | $Q_1=0.03$, $Q_2=0.26$, $Q_3=0.56$, $Q_4=0.82$, $Q_5=4.34$, $Q_6=5.51$, $Q_7=5.57$ |
| Breusch-Pagan통계량(자유도) | 10.862(12) | 0.460(3) |
| ARCH통계량 | 1.023 | 0.215 |
| Glejser통계량(자유도) | 16.109(12) | 0.076(3) |

註 : 1) $\alpha=0.05$에서 통계적으로 유의함.

오차항의 이분산 여부에 관해서는 그 형태가 다양할 수 있으므로 특정 검정방법에 따른 한 가지 유형의 이분산의 검토로는 불충분할 것으로 생각된다. 따라서 본고에서는 동분산 여부에 대한 검정으로 Breusch-Pagan(1979) 統計量과 Engle(1982)의 ARCH 통계량, 그리고 Glejser(1969) 통계량 등이 모두 검토되고 있다. Breusch-Pagan 검정의 경우 오차분산이 설명변수들의 함수라는 포괄적인 가정이 전제가 되지만 우리가 구체적 함수형태를 모르고 있는 경우 효율추정량에 의한 검정을 할 수 없게 된다[22]. 따라서 본고에서는 오차분

22) Fomby et al.(1984, pp. 195~196) 참조.

산이 설명변수들의 선형함수라는 전제하에서 검정이 수행되고 있는바, 이 때의 통계량은 동분산이라는 歸無假說下에서 자유도가 설명변수의 수인 $x^2$ 분포를 한다. ARCH 검정의 경우 시계열자료에서 t기의 오차분산이 그 이전 기(들)의 오차분산(들)의 함수로 되는 형태의 이분산이 전제가 되고 있는데 본고에서는 ARCH(1), 즉 t기의 오차분산이 t－1기의 오차분산과 연관되는지를 검토하기로 한다. 이 경우 동분산을 한다는 귀무가설하에서 자유도 1인 $x^2$ 분포를 한다. Glejser 검정의 경우는 OLS 잔차의 절대값과 설명변수들과의 관계에 기초하여 이분산 존재여부를 검토하는 것으로 동분산이라는 歸無假說下에서 자유도가 설명변수의 수인 $x^2$ 분포를 한다. 〈表 1〉에 따르면 이분산 검정에 대한 모든 통계량, 즉 Breusch－Pagan, ARCH, Glejser 통계량들이 $\alpha=0.01$에서 모두 통계적으로 비유의적으로 나타나서 동분산이라는 귀무가설이 기각될 수 없다.

외관상 OLS에 의한 檢定結果 經濟成長과 歲出增加間에는 $\alpha=0.05$에서 양방향으로의 因果關係가 存在하지 않는 것으로 나타나나 경제성장에서 세출증가로의 인과관계는 오차항의 독립성 가정이 위배되기 때문에 검정결과를 신뢰할 수 없고 세출에서 경제성장으로의 인과관계가 존재하지 않는다는 검정결과만 신뢰할 수 있다. 또한 오차구조에 대한 가정이 깨지므로 SUR에 의한 인과관계 검정이 불가능하다.

### 나. 非母數檢定 : 多重順位 F 檢定

개별 방정식에 따른 Granger 검정이나 SUR 모형에 따른 검정 모두 오차항의 구조에 대한 가정에 기초하고 있다. 이 가정이 충족되는 경우 이들 두 방법에 따른 검정이 적절하지만 그렇지 않은 경우 多重順位 F 檢定과 같은 非母數檢定을 행할 수 있다[23]. 두 변수간의 非母數檢定 結果는 〈表 2〉와 같다.

23) 비모수검정에 따른 인과관계 검정결과가 신뢰도 면에서 모수검정에 따른 결과보다 우월하기 위해서는 모수검정에서 오차구조에 대한 가정 가운데 하나라도 위배가 되는 동시에 비모수검정에서의 오차항은 정규분포, 동분산, 독립성 등의 가정들을 모두 만족시킬 때이다. Holmes and Hutton(1990a)에서는 비모수검정에 대하여 이들 가정들이 모두 검토되었으나 Sakyi－Bekoe(1993)에서는 정규분포 가정만 검토되고 있다.

〈表 2〉 Granger 因果關係 檢定結果(非母數檢定)

| | DLPGDP → LREXP | LREXP → DLPGDP | |
|---|---|---|---|
| 적정시차 | m=8 n=8 | r=2 s=1 | r=2 s=6 |
| F-값(자유도) | 9.3930[1](8, 3) | 0.5230(1, 22) | 1.3480(6, 14) |
| Jarque-Bera통계량 | 0.8453 | 0.1702 | 0.3947 |
| Q-값 | $Q_1$=0.03<br>$Q_2$=2.09<br>$Q_3$=3.16<br>$Q_4$=3.25<br>$Q_5$=3.42 | $Q_1$=0.05<br>$Q_2$=0.86<br>$Q_3$=1.18<br>$Q_4$=1.37<br>$Q_5$=3.84<br>$Q_6$=4.43<br>$Q_7$=4.47 | $Q_1$=0.95<br>$Q_2$=1.63<br>$Q_3$=1.78<br>$Q_4$=1.91<br>$Q_5$=2.32<br>$Q_6$=2.50 |
| Breusch-Pagan통계량 (자유도) | 15.455(16) | 2.203(3) | 10.576(8) |
| ARCH통계량 | 0.058 | 0.000 | 2.676 |
| Glejser통계량(자유도) | 20.601(16) | 2.225(3) | 11.170(8) |

註 : 1) $\alpha=0.05$에서 통계적으로 유의함.

多重順位 F 檢定에 의하면 경제성장에서 세출 증가로의 인과관계가 존재하지 않는다는 가설을 $\alpha=0.05$에서 기각하게 되어 Wagner의 법칙이 성립함을 알 수 있다. 또한 회귀식에서 오차항의 정규분포, 동분산, 독립성 등이 모두 만족되어 檢定結果를 신뢰할 수 있다. 한편 歲出 增加에서 經濟成長으로의 因果關係 檢定에서는 적정시차가 두 가지로 나타나는데 그 이유는 AIC와 SC가 극소가 되는 時差가 相異하기 때문이다. 시차 (2, 1)에서는 SC가 극소가 되는 반면 시차 (2, 6)에서는 AIC가 극소가 된다[24]. 이들 두 시차에 대해 검토한

24) 적정차수를 p*라 할 때 관찰치의 수가 8 이상이면 AIC에 따른 적정차수와 SC에 따른 적정차수간에는 다음과 같은 관계가 존재한다. p*(AIC) ≥ p*(SC). 또한 Shibata (1976)에 따르면 유한시차 자기회귀(autoregressive: AR)과정에 대해 AIC는 차수를 과다추정하는 경우가 존재하므로 AIC에 기초한 AR 차수는 일치추정량이 아니지만 SC에 따른 차수의 추정량은 일치추정량이다. 한편 Holmes and Hutton(1989)에서는 두 변수간의 관계가 약하고 시차를 두고 관계가 존재할 때 SC에 따르면 시차를 과소추정할 수 있음을 보여주고 있다.

결과 모두 인과관계가 존재하지 않는다는 歸無假說을 기각할 수 없어서 모수검정에서의 결과와 일치하는 것을 알 수 있다. 이 때 두 시차의 경우 모두 오차의 정규분포, 동분산, 독립성 등이 만족되어 검정결과를 신뢰할 수 있다. 따라서 세출에 있어서의 Keynes 원리가 적용되지 않는다고 할 수 있다.

歲出이 GDP에서 차지하는 비율과 1인당 GDP간의 因果關係에 있어서 母數檢定에서는 세출증가로부터 경제성장으로의 인과관계가 존재하지 않는다는 검정결과를 신뢰할 수 있고 非母數檢定에서는 양 방향으로의 인과관계 검정결과를 모두 신뢰할 수 있는바, 경제성장에서 세출증가로의 인과관계만 존재하여 Wagner의 법칙이 지지되는 것을 알 수 있다.

## 2. 1人當 歲出(EXP/N)과 1人當 國內總生產(GDP/N)과의 關係

EXP/N의 자연대수(LPEXP)에 대한 단위근 검정결과 $t=-2.9019< -2.57=t_c(\alpha=0.10)$로 정상적 시계열이고 GDP/N의 자연대수에 대한 1차차분(DLPGDP)도 전절에서 본 바와 같이 정상적 시계열이므로 이들 두 변수를 이용한 Granger 검정이 가능하다.

1인당 歲出과 1인당 國內總生產 資料를 이용한 인과관계 모수검정결과가 부록의 〈附表 1〉에 요약되어 있다. 이 표에 따르면 $\alpha=0.01$에서 경제성장에서 세출 증가로의 인과관계가 존재하는 것으로 나타나고 있고 세출 증가에서 경제성장으로의 인과관계 검정결과 $\alpha=0.05$에서 因果關係가 存在한다. 오차구조에 대한 정규분포, 동분산, 독립성 가정들도 두 경우 모두 만족된다.

Granger 인과관계 회귀식 (11), (12)에서 만일 두 오차, $u_t$, $v_t$의 공분산행렬이 대각행렬이라면 앞에서와 같이 각각의 式을 OLS로 추정하면 효율추정량을 얻게 되지만 그렇지 않은 경우에는 이들 두 회귀식을 결합하여 SUR 추정을 함으로써 效率推定量을 얻을 수 있다. 그렇지만 이 때에도 만일 각 式에서 설명변수들이 동일하고 이들의 모든 관찰치에 대한 수치들 또한 동일하다면 각 式에 대한 OLS와 같게 된다. 이러한 측면이 고려된 후 SUR 추정을 하기 위해서

는 오차항들의 정규분포, 독립 및 동분산 가정이 충족되어야 한다. 〈附表 1〉에서 이들 조건들은 모두 만족되는 것을 알 수 있다. 오차벡터의 공분산행렬이 대각행렬인지 여부는 우도비(likelihood ratio) 검정으로 수행할 수 있는데 대각행렬이라는 歸無假說下에 우도비 통계량은 자유도 1인 $x^2$ 분포를 한다[25). 〈附表 1〉에 의하면 우도비 통계량의 값이 6.0662로 $\alpha=0.05$에서 통계적으로 유의하여 대각행렬이라는 귀무가설이 기각된다. SUR 추정에 의한 因果關係는 F-값(SUR)으로 검정될 수 있는데 경제성장에서 세출증가로의 一方的 因果關係만 統計的으로 유의한 것으로 나타나고 있다.

1인당 자료를 이용한 경제성장과 세출 증가간의 多重順位 F 檢定結果가 〈附表 2〉에 요약되어 있다. 인과관계 검정결과 경제성장에서 세출 증가로의 인과관계가 존재하지 않는다는 歸無假說은 $\alpha=0.01$에서 기각되고 있는데 이는 앞에서의 검정결과와 일치하는 것이다. 또한 이 때 Granger 검정에 따른 오차구조도 모두 충족되어 검정결과를 신뢰할 수 있다. 세출 증가에서 경제성장으로의 인과관계의 경우 $\alpha=0.05$에서 귀무가설이 기각될 수 없는데 이는 SUR 추정에 의한 검정결과와 상이하다.

1인당 歲出과 1인당 GDP간의 因果關係에 있어서는 母數檢定에서의 SUR에 따른 결합추정 검정과 非母數檢定인 多重順位 F 檢定 모두 바람직하다. 검정결과 두 경우 모두 경제성장에서 세출 증가로의 인과관계가 존재하는 것으로 나타나서 式 (2)의 표기에 따른 Wagner의 법칙이 성립하나 반대방향으로의 인과관계, 즉 Keynes 원리는 적용되지 않는다고 할 수 있다. 이 分析結果 역시 式 (1)의 표기에 따른 결과와 동일하다[26).

25) M이 회귀식의 수일 때 자유도는 M(M−1)/2이다.

26) Michas(1975)에 따르면 Wagner의 법칙을 반영하는 가장 적절한 모형은 式 (1)과 (2)이다.

## 3. 國內總生産에 대한 歲出의 比率(EXP/GDP)과 國內總生産(GDP)과의 關係

앞에서 살펴본 바와 같이 EXP/GDP의 자연대수(LREXP)는 정상적 시계열이다. GDP의 자연대수(LGDP)에 대한 單位根 檢定結果 t = −2.1897 > −2.57 = $t_c$($\alpha$=0.10)이어서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없다. LGDP가 1차 적분된 계열인지, 즉 LGDP～I(1), 여부를 알아보기 위해 이 변수의 1차 차분(DLGDP)에 대해 단위근 검정을 실시한 결과 t = −4.2460으로 $\alpha$=0.1에서의 임계치 −3.13보다 작아서 1차 차분변수에 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되어 정상적 시계열임을 알 수 있다. 따라서 Granger 인과관계 검정은 LREXP와 DLGDP에 대해 수행될 수 있다.

GDP에 대한 세출비율과 국내총생산간의 인과관계 母數檢定結果를 要約하면 〈附表 3〉과 같다. 表에 의하면 양 방향으로의 인과관계가 모두 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 그런데 경제성장에서 세출증가로의 인과관계 회귀식에서는 최대시차 5까지의 자기상관계수가 0이라는 귀무가설이 $\alpha$=0.05에서 기각된다. 따라서 오차항이 독립이라는 가정이 깨지게 되어 인과관계 검정결과를 신뢰할 수 없다. 歲出 增加로부터 經濟成長으로의 因果關係에 대한 회귀식의 경우 오차구조에 대한 모든 가정들이 만족되어 $\alpha$=0.05에서 인과관계가 존재하지 않는다는 검정결과를 신뢰할 수 있다.

두 회귀식 가운데 하나의 式에서 오차구조에 대한 가정이 위배되므로 SUR 추정에 의한 인과관계 검정은 불가능하다.

歲出이 GDP에서 차지하는 比率과 國內總生產間의 因果關係에 대한 다중순위 F 검정결과가 부록의 〈附表 4〉에 요약되어 있다. 경제성장에서 세출 증가로의 인과관계 검정에서는 F−통계량의 값이 13.1258로 $\alpha$=0.05에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있고, 반대 방향으로의 인과관계에서는 F−값이 0.6445로 통계적으로 유의하지 않다. 이들 두 인과관계 회귀식에서 오차구조에 대한 모든 가정들이 만족되므로 검정결과는 신뢰할 수 있다.

세출이 GDP에서 차지하는 비율과 GDP간의 인과관계에 있어서는 OLS에 따른 추정 가운데 세출증가로부터 경제성장으로의 인과관계 회귀결과만 신뢰할 수 있는데 $\alpha=0.05$에서 인과관계가 존재하지 않는다고 할 수 있다. 다중순위 F 검정의 경우 양 방향으로의 인과관계 회귀식 모두 오차구조에 대한 가정이 만족되어 검정결과를 신뢰할 수 있는데 $\alpha=0.05$에서 경제성장에서 세출증가로의 일방적인 인과관계만 존재하여 式 (1)이나 (2)에서와 마찬가지로 Wagner의 법칙이 지지되는 것을 알 수 있다.

## 4. 歲出(EXP)과 國內總生產(GDP)과의 關係

앞에서 본 바와 같이 GDP의 경우 이 변수의 자연대수의 1차 차분형태가 정상적 시계열이다. EXP의 자연대수(LEXP)에 대한 단위근 검정결과 $t=-3.1515$로 $\alpha=0.1$에서의 임계치 $t_c=-2.57$보다 작아 單位根이 存在한다는 귀무가설이 기각된다. 따라서 변수 LEXP와 DLGDP간에 Granger 검정을 할 수 있다.

〈附表 5〉에는 국내총생산과 세출간의 因果關係 母數檢定結果가 나와 있다. $\alpha=0.05$일 때 세출 증가에서 경제성장으로의 인과관계가 존재하고 반대 방향으로의 인과관계는 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 하지만 후자의 경우에 오차의 동분산 및 정규분포 가정이 위배되므로 검정결과를 신뢰할 수 없다. 두 式 가운데 하나라도 오차구조에 대한 가정이 깨지게 되면 결합추정에 따른 인과관계 검정을 수행할 수 없다[27]. 따라서 母數檢定에서는 개별 회귀식에 따른 세출 증가에서 경제성장으로의 인과관계가 $\alpha=0.05$일 때 존재한다는 분석결과만 신뢰할 수 있다.

경제성장에서 세출 증가로의 인과관계에 대한 母數檢定에서 오차 구조에 대한 가정이 깨지고 있으므로 非母數檢定인 多重順位 F 檢定의 重要性이 크다고

27) 만일 오차구조에 대한 모든 가정들이 만족된다 하더라도 두 式의 설명변수들이 완전히 일치하기 때문에 SUR과 OLS 회귀는 동일하다. 따라서 SUR 추정이 불필요하다.

할 수 있다. 검정결과가 〈附表 6〉에 정리되어 있는데 $\alpha=0.05$에서 두 방향으로의 인과관계가 모두 존재하는 것으로 나타나고 있고 인과관계 회귀식에서의 오차 구조에 대한 가정들도 두 경우에 모두 $\alpha=0.01$에서 충족되는 것으로 나타난다.

세출과 국내총생산간의 인과관계에서는 母數推定의 경우 세출 증가에서 경제성장으로의 인과관계가 존재한다($\alpha=0.05$)는 분석결과를 신뢰할 수 있는데 이는 非母數檢定結果와 일치한다. 非母數檢定結果 경제성장에서 세출 증가로의 인과관계는 $\alpha=0.01$에서 존재하는 것으로 나타난다. 따라서 式 (4)에 따른 검정결과 Wagner의 법칙과 Keynes 원리가 모두 타당한 것으로 나타나서 式 (1), (2), (3)에 의한 검정결과와는 상이한 것을 알 수 있다. 한편 Wagner의 법칙은 계속적으로 일관되게 지지되고 있다.

## 5. 歲出(EXP)과 1人當 國內總生產(GDP/N)과의 關係

이미 분석되었듯이 EXP의 자연대수(LEXP)는 정상적 시계열이고 GDP/N의 자연대수의 1차 차분변수(DLPGDP)가 단위근이 존재하지 않는 정상적 시계열이므로 이들간에 Granger 인과관계 검정이 수행될 수 있다.

개별 방정식에 따른 因果關係 母數檢定結果가 부록의 〈附表 7〉에 요약되어 있다. 경제성장에서 세출 증가로의 인과관계 회귀식의 경우 시차 (1, 2)에서는 SC가 극소가 되는 반면 시차 (1, 7)에서는 AIC가 극소가 되기 때문에 두 경우 모두에 대해 검정이 실시되고 있다.

경제성장에서 세출 증가로의 인과관계에 있어서는 두 시차, (1, 2)와 (1, 7),에서 모두 $\alpha=0.05$일 때 인과관계가 존재하지 않는 것으로 나타나나 시차 (1, 2)의 경우는 $\alpha=0.05$에서 오차의 정규분포 가정과 동분산 가정이 위배되어 그 결과를 신뢰할 수 없다. 시차 (1, 7)에서는 $\alpha=0.01$에서 오차의 동분산, 독립, 정규분포라는 귀무가설들이 모두 기각될 수 없다. 세출 증가로부터 경제성장으로의 인과관계에 있어서는 $\alpha=0.05$에서 인과관계가 존재하는 것으로 나

타나고 이 때 오차구조에 대한 모든 가정들이 만족되고 있다. 시차 (1, 7)인 경우의 경제성장에서 세출 증가로의 회귀식과 세출 증가에서 경제성장으로의 회귀식은 모두 오차구조에 대한 세 가지 가정을 각각 만족시키므로 이들 오차 벡터의 공분산행렬이 대각행렬이 아니라면 SUR 추정을 통한 인과관계 검정이 바람직하다. 이에 대한 검정결과 우도비 통계량의 값이 8.7353으로 $\alpha=0.01$에서 대각행렬이라는 歸無假說이 기각된다. 따라서 SUR 추정을 통한 인과관계 검정결과 $\alpha=0.05$에서 두 방향으로의 인과관계가 존재하는 것으로 나타나고 있는데 이는 式 (4)에 따른 검정결과와 같다.

세출과 1인당 국내총생산과의 인과관계에 대한 多重順位 F 檢定結果가 〈附表 8〉에 요약되어 있다. 이에 따르면 $\alpha=0.01$일 때 경제성장에서 세출 증가로의 인과관계는 존재하는 반면 세출 증가로부터 경제성장으로의 인과관계가 존재하지 않는다는 귀무가설은 $\alpha=0.05$에서 기각될 수 없다.

結合推定에 의한 檢定이나 非母數檢定이나 모두 적절한 검정절차인데 세출 증가로부터 경제성장으로의 인과관계에 대한 검정결과가 상이하게 나타나고 있다[28]. 결합추정에 의하면 $\alpha=0.05$에서 Wagner의 법칙과 Keynes 원리가 모두 성립되어 式 (4)에 의한 검정결과와 동일하다.

## 6. 政府消費支出(GCE)과 國內總生產(GDP)과의 關係

政府消費支出의 자연대수(LGCE)에 대한 單位根 檢定結果 $t=-1.8501$로 임계치 $t_c=-2.57$보다 커서 $\alpha=0.1$에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각될 수 없다. GDP의 자연대수(LGDP) 또한 單位根이 存在하므로 이들 두 변수간에 공적분이 존재하는지 여부를 검정한 결과 $t=-3.1757$로 $\alpha=0.1$에서

28) Holmes and Hutton(1990b)에 의하면 실제로 오차가 정규분포일 때 소표본에 대한 몬테칼로 실험결과 제1종 오류에 있어서는 0.049(모수검정), 0.050(비모수검정)으로 거의 같고 검정력에 있어서는 강한 인과관계가 존재할 때 0.996(모수검정), 0.992(비모수검정), 약한 인과관계일 때 0.745(모수검정), 0.679(비모수검정)로 모든 측면에서 모수검정이 약간 우월한 것을 알 수 있다.

의 임계치 $t_c = -3.50$보다 커서 공적분이 존재하지 않는다는 歸無假說을 기각할 수 없다. 또한 LGCE의 1차 차분변수(DLGCE)에 대한 단위근 검정결과 $t = -4.1081$로 $\alpha=0.1$에서의 임계치 $t_c = -3.13$보다 작아서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각된다. 따라서 Granger 검정은 DLGCE와 DLGDP간에 수행될 수 있다.

〈表 3〉 6가지 函數形態에 대한 Granger 因果關係 檢定結果

| | Wagner의 법칙 | | Keynes 원리 | |
|---|---|---|---|---|
| | 모수검정 | 비모수검정 | 모수검정 | 비모수검정 |
| EXP/GDP vs. GDP/N | | | | |
| F－값(자유도) | － | 9.3930[2](8,3) | 1.4121(1,22) | 0.5230(1,22) |
| F－값(SUR)(자유도) | － | － | － | 1.3480(6,14) |
| EXP/N vs. GDP/N | | | | |
| F－값(자유도) | 7.2615[1](5,14) | 7.3795[1](8,7) | 4.8942[2](1,22) | 3.9905(1,22) |
| F－값(SUR)(자유도) | 9.6584[1](5,33) | － | 3.4371(1,33) | － |
| EXP/GDP vs. GDP | | | | |
| F－값(자유도) | － | 13.1258[2](8,3) | 1.3666(1,22) | 0.6445(1,22) |
| F－값(SUR)(자유도) | － | － | － | － |
| EXP vs. GDP | | | | |
| F－값(자유도) | － | 8.4108[1](8,7) | 5.4100[2](1,22) | 5.2064[2](1,22) |
| F－값(SUR)(자유도) | － | － | － | － |
| EXP vs. GDP/N | | | | |
| F－값(자유도) | 1.9362(7,12) | 7.3795[1](8,7) | 4.7717[2](1,22) | 3.9905(1,22) |
| F－값(SUR)(자유도) | 3.2730[2](7,29) | － | 6.2806[2](1,29) | － |
| GCE vs. GDP | | | | |
| F－값(자유도) | 5.3335[1](3,20) | 5.6123[2](2,22) | 0.0182(1,22) | 0.1549(1,22) |
| F－값(SUR)(자유도) | 5.5987[1](4,41) | 5.1710[1](3,20) | 0.0172(1,41) | － |

註 : 1) $\alpha=0.01$에서 통계적으로 유의함.

2) $\alpha=0.05$에서 통계적으로 유의함.

정부소비지출과 국내총생산간의 인과관계 모수검정결과가 〈附表 9〉에 요약되어 있다. $\alpha=0.01$에서 경제성장에서 세출 증가로의 인과관계가 존재하는 것으로 나타나고 이 때 오차구조에 대한 모든 가정들이 충족된다. 세출 증가로부터 경제성장으로의 인과관계에 있어서는 모든 전형적인 유의수준에서 인과관계가 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 이 때에도 정규분포, 동분산, 독립성 등 오차구조에 대한 모든 가정들이 만족된다. 이제 SUR에 의한 결합추정이 타당한지를 보기 위해 우도비 통계량을 계산한 결과 4.2491로 $\alpha=0.05$에서 통계적으로 유의하므로 결합추정에 따른 인과관계 검정이 바람직하다. 검정결과 세출 증가로부터 경제성장으로의 인과관계는 존재하지 않는 반면 반대 방향으로의 인과관계가 존재하는 것으로 나타나 개별 방정식의 OLS 추정에 따른 검정결과와 동일하다.

세출과 국내총생산간의 인과관계 非母數檢定結果를 보면 〈附表 10〉과 같다. 경제성장에서 세출 증가로의 인과관계의 경우 시차 (1, 2)에서는 SC가 극소가 되는 반면 시차 (1, 3)에서는 AIC가 극소가 되므로 이들 두 시차 모두에 대해 인과관계 검정을 한 결과 $\alpha=0.05$에서 둘 다 因果關係가 存在하는 것으로 나타났으며 오차구조에 대한 모든 가정도 만족시키고 있다. 한편 세출 증가로부터 경제성장으로의 인과관계 검정에서는 모든 전형적 유의수준에서 인과관계가 존재하지 않는 것으로 나타난다. 이 때 오차구조에 대한 가정들도 모두 만족된다.

정부소비지출과 국내총생산간의 인과관계 검정에 있어서는 SUR에 의한 결합추정, 多重順位 F 檢定 둘 다 적합한 것으로 판단할 수 있는데 검정결과도 Wagner의 법칙은 성립하되 Keynes 원리는 적용되지 않는 것으로 동일하게 도출되고 있다.

## Ⅳ. 要約 및 結論

지금까지 세출 증가와 경제성장간의 관계에 대한 Wagner의 법칙, Keynes의 원리의 타당성을 한국의 자료에 대한 Granger 인과관계 검정을 통해 검토

하였다. 특히 경제성장에 따라 세출이 증가한다는 Wagner의 법칙을 나타내는 변수의 형태에 대한 학자들의 일관된 견해가 존재하지 않으므로 지금까지 주장되어 온 6가지 형태 전부에 대한 검정이 시도되었다. 인과관계는 경제시계열자료를 이용한 분석이므로 회귀식에 포함되어야 할 변수들은 정상적이거나 또는 정상적이 아니라면 공적분 관계에 있어야 한다. 따라서 단위근 검정 및 공적분 검정이 수행되었다. Granger 인과관계를 검정하는 데는 전형적인 모수검정인 F 검정이 사용되어 왔던바, 이 때 오차구조에 대한 정규분포, 동분산, 독립성 등의 가정이 위배되는 경우 그 검정결과는 신뢰할 수 없게 된다. 또한 이러한 가정들이 충족되는 경우에도 두 회귀식의 오차들간의 상관관계가 존재하는 경우 SUR에 따른 결합추정 및 인과관계 검정이 효율성 측면에서 더 바람직하다. 한편 오차구조의 가정 가운데 하나라도 위배되는 경우 다중순위 F 검정과 같은 비모수검정이 적용될 수 있다. 하지만 이 경우에도 인과관계 검정을 위해서는 歸無假說에 대한 F 檢定을 하여야 하므로 결국 오차구조의 기본 가정들이 충족되는 경우에만 검정결과를 신뢰할 수 있게 된다.

〈表 3〉에서 볼 수 있는 바와 같이 실증분석결과 Wagner의 법칙은 6가지 함수형태 모두에 대해서 지지되는 것으로 나타나고 있다. 따라서 한국의 경우 경제가 성장함에 따라 세출이 증가한다는 Wagner의 법칙이 여러 가지 개념에 대해 모두 타당하다고 볼 수 있다. 한편 Keynes 원리는 EXP와 GDP, 그리고 EXP와 GDP/N 등 두 가지 함수형태에서 지지되는 것으로 나타나고 있다.

오차구조에 대한 모든 가정들이 만족되는 경우 母數檢定과 非母數檢定의 분석결과가 상이하게 나타나는 경우는 式 (5), 즉 EXP와 GDP/N간의 회귀식에서 세출 증가로부터 경제성장으로의 인과관계에 대한 검정뿐이며 그 외의 모든 경우에는 두 검정결과가 일치하고 있다. 따라서 Granger 인과관계 검정에 있어서 비모수검정은 모수검정을 대체하는 것이 아니라 보완하는 역할을 한다고 볼 수 있다.

본고에서 미처 시도되지 못한 앞으로의 연구방향은 다음과 같다. 첫째, 정부지출에 적합한 환가지수의 설정 및 이에 따른 實質資料에 대한 分析이 필요할 것으로 생각된다. 둘째, 인과관계 검정에 조세수입과 같이 밀접한 관련이 있는

제3의 조정변수(control variable)를 포함시키는 경우 본 연구결과와 상이한 결론이 도출되는지 여부를 검토하는 것도 의미있는 연구과제로 생각된다. 셋째, Granger 검정 외에 Sims(1972) 검정, 수정된 Sims 검정(Geweke et al.(1982)), Haugh－Pierce 검정(Pierce and Haugh(1977), Chowdhury(1987)) 등의 적용에 따른 기존 분석결과의 안정성 검토가 필요할 것으로 생각된다.

# 參 考 文 獻


朴鍾九, 「公共部門의 膨脹要因에 관한 小考 - 人口假說에 관한 實證分析」, 『財政論集』, 제3집, 韓國財政學會, 1989. 3, pp. 5～28.

趙沇相, 「韓國財政의 特性分析 - 財政規模 및 財政構造를 中心으로 - 」, 『財政論集』, 제2집, 韓國財政學會, 1988. 3, pp. 119～161.

Afxentiou, Panayiotis C. and Apostolos Serletis, "A Time-Series Analysis of the Relationship between Government Expenditure and GDP in Canada," *Public Finance Quarterly*, Vol. 19, No. 3, 1991, pp. 316～333.

Akaike, Hirotugu, "A New Look at the Statistical Model Identification," *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. AC-19, No. 6, 1974, pp. 716～723.

Banerjee, Anindya, Juan J. Dolado, David F. Hendry and Gregor W. Smith, "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, No. 3, 1986, pp. 253～277.

Breusch, T. S. and A.R. Pagan, "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation," *Econometrica*, Vol. 47, No. 5, 1979, pp. 1287～1294.

Charemza, Wojciech W. and Derek F. Deadman, *New Directions in Econometric Practice*, Aldershot: Edward Elgar, 1992.

Chen, Chien-Hsun, "Causality between Defense Spending and Economic Growth: The Case of Mainland China," *Journal of Economic Studies*, Vol. 20, No. 6, 1993, pp. 37～43.

Chowdhury, Abdur R., "Are Causal Relationships Sensitive to Causality

Tests?," *Applied Economics*, Vol. 19, No. 4, 1987, pp. 459~465.

Engle, Robert F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, 1982, pp. 987~1007.

Gandhi, Ved P., "Wagner's "Law" of Public Expenditure: Do Recent Cross Section Studies Confirm It?," *Public Finance*, Vol. 26, No. 1, 1971, pp. 44~55.

Geweke, John, Richard Meese and Warren T. Dent, "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems: Analytic Results and Experimental Evidence," *Journal of Econometrics*, Vol. 21, No. 2, 1983, pp. 161~194.

Giles, David E.A., Judith A. Giles and Ewen McCann, "Causality, Unit Roots and Export−Led Growth: the New Zealand Experience," *Journal of International Trade & Economic Development*, Vol. 1, No. 2, 1992, pp. 195~218.

Glejser, H., "A New Test for Heteroscedasticity," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 64, No. 325, 1969, pp. 316~323.

Goffman, Irving J., "On the Empirical Testing of Wagner's Law: A Technical Note," *Public Finance*, Vol. 23, No. 3, 1968, pp. 359~364.

Gordon, Daniel V. and Kwabena Sakyi−Bekoe, "Testing the Export−Growth Hypothesis: Some Parametric and Non−Parametric Results for Ghana," *Applied Economics*, Vol. 25, No. 4, 1993, pp. 553~563.

Granger, Clive W.J., "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, No. 3, 1986, pp. 213~228.

______, "Some Recent Developments in a Concept of Causality," *Journal* *of Econometrics*, Vol. 39, No. 1/2, 1988a, pp. 199~211.

_____, "Causality, Cointegration, and Control," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2/3, 1988b, pp. 551~559.

Granger, Clive W.J. and Paul Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974, pp. 111~120.

Greene, William H., *Econometric Analysis*, Second Edition, New York: Macmillan, 1993.

Guilkey, David K. and Michael K. Salemi, "Small Sample Properties of Three Tests for Granger-Causal Ordering in a Bivariate Stochastic System," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 64, No. 4, 1982, pp. 668~680.

Gupta, Shibshankar P., "Public Expenditure and Economic Growth: A Time-Series Analysis," *Public Finance*, Vol. 22, No. 4, 1967, pp. 423~466.

Hamilton, James D., *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press, 1994.

Holmes, James M. and Patricia A. Hutton, "A Functional-Form, Distribution-Free Alternative to Parametric Analysis of Granger Causal Models," *Advances in Econometrics*, Vol. 7, 1988, pp. 211~225.

_____, "Optimal Model Selection When the True Relationship Is Weak and Occurs with a Delay," *Economics Letters*, Vol. 30, No. 4, 1989, pp. 333~339.

_____, "On the Causal Relationship between Government Expenditures and National Income," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, No. 1, 1990a, pp. 87~95.

_____, "Small Sample Properties of the Multiple Rank F-Test With Lagged Dependent Variables," *Economics Letters*, Vol. 33, No. 1, 1990b, pp. 55~61.

Hsieh, Edward and Kon S. Lai, "Government Spending and Economic Growth: the G−7 Experience," *Applied Economics*, Vol. 26, No. 6, 1994, pp. 535～542.

Huang, Chi and D.P. Tang, "Government Revenue, Expenditure, and National Income: A Granger Causal Analysis of the Case of Taiwan," *China Economic Review*, Vol. 3, No. 2, 1992, pp. 135～148.

Jarque, Carlos M. and Anil K. Bera, "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals," *International Statistical Review*, Vol. 55, No. 2, 1980, pp. 255～259.

Judge, George G., et al., *The Theory and Practice of Econometrics*, Second Edition, New York: Wiley, 1985.

Karavitis, Nicholas, "The Causal Factors of Government Expenditure Growth in Greece, 1950～80," *Applied Economics*, Vol. 19, No. 6, 1987, pp. 789～807.

Ljung, Greta M. and George E.P. Box, "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, Vol. 66, No. 2, 1979, pp. 265～270.

Mann, Arthur J., "Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico, 1925～1976," *National Tax Journal*, Vol. 33, No. 2, 1980, pp. 189～201.

Michas, Nicholas A., "Wagner's Law of Public Expenditures: What Is the Appropriate Measurement for a Valid Test?," *Public Finance*, Vol. 30, No. 1, 1975, pp. 77～83.

Murthy, N. R. Vasudeva, "Further Evidence of Wagner's Law for Mexico: An Application of Cointegration Analysis," *Public Finance*, Vol. 48, No. 1, 1993, pp. 92～96.

Musgrave, Richard A., *Fiscal Systems*, New Haven: Yale University Press, 1969.

Olejnik, Stephen F. and James Algina, "A Review of Nonparametric

Alternatives to Analysis of Covariance," *Evaluation Review,* Vol. 9, No. 1, 1985, pp. 51~83.

Oxley, Les, "Cointegration, Causality and Export-Led Growth in Portugal, 1865~1985," *Economics Letters*, Vol. 43, No. 2, 1993, pp. 163~166.

Peacock, Alan T. and Jack Wiseman, *The Growth of Government Expenditure in the United Kingdom*, Princeton: Princeton University Press, 1961.

Pierce, David A. and Larry D. Haugh, "Causality in Temporal Systems: Characterizations and a Survey," *Journal of Econometrics*, Vol. 5, No. 3, 1977, pp. 265~293.

Pryor, Frederic L., *Public Expenditures in Communist and Capitalist Nations*, London: George Allen & Unwin, 1968.

Ram, Rati, "Causality between Income and Government Expenditure: A Broad International Perspective," *Public Finance*, Vol. 41, No. 3, 1986, pp. 393~414.

Sahni, Balbir S. and Balvir Singh, "On the Causal Directions between National Income and Government Expenditure in Canada," *Public Finance*, Vol. 39, No. 3, 1984, pp. 359~393.

Schmidt, Peter, *Econometrics*, New York: Marcel Dekker, 1976.

Schwarz, Gideon, "Estimating the Dimension of a Model," *The Annals of Statistics*, Vol. 6, No. 2, 1978, pp. 461~464.

Shibata, Ritei, "Selection of the Order on an Autoregressive Model by Akaike's Information Criterion," *Biometrika*, Vol. 63, No. 1, 1976, pp. 117~126.

Sims, Christopher A., "Money, Income and Causality," *American Economic Review*, Vol. 62, No. 4, 1972, pp. 540~552.

# 〈附 錄〉

〈附表 1〉 Granger 因果關係 檢定結果(母數檢定)

| | DLPGDP → LPEXP | LPEXP → DLPGDP |
|---|---|---|
| 적정시차 | m=3 n=5 | r=2 s=1 |
| F－값(자유도) | 7.2615[1](5,14) | 4.8942[2](1,22) |
| Jarque－Bera통계량 | 0.8977 | 0.6708 |
| Q－값 | $Q_1=1.64$, $Q_2=1.66$, $Q_3=6.59$, $Q_4=7.51$, $Q_5=8.10$, $Q_6=8.12$, | $Q_1=0.10$, $Q_2=0.39$, $Q_3=0.40$, $Q_4=0.54$, $Q_5=0.95$, $Q_6=5.63$, $Q_7=6.58$ |
| Breusch－Pagan통계량(자유도) | 10.984(8) | 1.044(3) |
| ARCH통계량 | 1.515 | 0.366 |
| Glejser통계량(자유도) | 10.299(8) | 0.640(3) |
| 우도비 통계량 | 6.0662[2] | |
| F－값(SUR)(자유도) | 9.6584[1](5,33) | 3.4371(1,33) |

註 : 1) $\alpha=0.01$에서 통계적으로 유의함. 2) $\alpha=0.05$에서 통계적으로 유의함.

〈附表 2〉 Granger 因果關係 檢定結果(非母數檢定)

| | DLPGDP → LPEXP | LPEXP → DLPGDP |
|---|---|---|
| 적정시차 | m=4 n=8 | r=2 s=1 |
| F－값(자유도) | 7.3795[1](8,7) | 3.9905(1,22) |
| Jarque－Bera통계량 | 1.1866 | 0.6708 |
| Q－값 | $Q_1=1.28$, $Q_2=2.40$, $Q_3=4.13$, $Q_4=8.15$, $Q_5=9.39$ | $Q_1=0.14$, $Q_2=0.77$, $Q_3=0.87$, $Q_4=0.97$, $Q_5=1.23$, $Q_6=4.61$, $Q_7=5.58$ |
| Breusch－Pagan통계량(자유도) | 6.009(12) | 3.323(3) |
| ARCH통계량 | 0.194 | 0.102 |
| Glejser통계량(자유도) | 7.880(12) | 1.481(3) |

註 : 1) $\alpha=0.01$에서 통계적으로 유의함.

〈附表 3〉 Granger 因果關係 檢定結果(母數檢定)

| | DLGDP → LREXP | LREXP → DLGDP |
|---|---|---|
| 적정시차 | m=4 n=8 | r=2 s=1 |
| F-값(자유도) | 2.5205(8,7) | 1.3666(1,22) |
| Jarque-Bera통계량 | 1.5765 | 0.5167 |
| Q-값 | $Q_1$=0.52, $Q_2$=4.51, $Q_3$=6.13, $Q_4$=6.15, $Q_5$=12.31[1)] | $Q_1$=0.00, $Q_2$=0.20, $Q_3$=0.53, $Q_4$=0.65, $Q_5$=3.89, $Q_6$=5.18, $Q_7$=5.40 |
| Breusch-Pagan통계량(자유도) | 10.618(12) | 0.507(3) |
| ARCH통계량 | 1.009 | 0.213 |
| Glejser통계량(자유도) | 14.872(12) | 0.221(3) |

註 : 1) $\alpha$=0.05에서 통계적으로 유의함.

〈附表 4〉 Granger 因果關係 檢定結果(非母數檢定)

| | DLGDP → LREXP | LREXP → DLGDP |
|---|---|---|
| 적정시차 | m=8 n=8 | r=2 s=1 |
| F-값(자유도) | 13.1258[1)](8,3) | 0.6445(1,22) |
| Jarque-Bera통계량 | 0.6022 | 0.2901 |
| Q-값 | $Q_1$=2.62, $Q_2$=2.69, $Q_3$=5.10, $Q_4$=6.43, $Q_5$=6.43 | $Q_1$=0.00, $Q_2$=0.36, $Q_3$=0.57, $Q_4$=0.57, $Q_5$=3.53, $Q_6$=4.16, $Q_7$=4.62 |
| Breusch-Pagan통계량(자유도) | 15.523(16) | 1.272(3) |
| ARCH통계량 | 1.352 | 0.036 |
| Glejser통계량(자유도) | 19.294(16) | 1.594(3) |

註 : 1) $\alpha$= 0.05에서 통계적으로 유의함.

〈附表 5〉 Granger 因果關係 檢定結果(母數檢定)

| | DLGDP → LEXP | LEXP → DLGDP |
|---|---|---|
| 적정시차 | m=1 n=2 | r=2 s=1 |
| F-값(자유도) | 3.2184(2,22) | 5.4100[1](1,22) |
| Jarque-Bera통계량 | 8.4026[1] | 0.7464 |
| Q-값 | $Q_1=2.60$, $Q_2=4.05$, $Q_3=4.99$, $Q_4=4.99$, $Q_5=7.91$, $Q_6=8.05$, $Q_7=9.15$ | $Q_1=0.06$, $Q_2=0.21$, $Q_3=0.22$, $Q_4=0.45$, $Q_5=0.72$, $Q_6=5.85$, $Q_7=6.39$ |
| Breusch-Pagan통계량(자유도) | 5.206(3) | 0.427(3) |
| ARCH통계량 | 0.829 | 0.330 |
| Glejser통계량(자유도) | 10.492[1](3) | 0.430(3) |

註 : 1) $\alpha=0.05$에서 통계적으로 유의함.

〈附表 6〉 Granger 因果關係 檢定結果(非母數檢定)

| | DLGDP → LEXP | LEXP → DLGDP |
|---|---|---|
| 적정시차 | m=4 n=8 | r=2 s=1 |
| F-값(자유도) | 8.4108[1](8,7) | 5.2064[2](1,22) |
| Jarque-Bera통계량 | 0.5165 | 1.7087 |
| Q-값 | $Q_1=0.96$, $Q_2=1.64$, $Q_3=1.86$, $Q_4=5.01$, $Q_5=7.68$ | $Q_1=0.05$, $Q_2=0.23$, $Q_3=0.29$, $Q_4=0.82$, $Q_5=1.05$, $Q_6=5.13$, $Q_7=5.48$ |
| Breusch-Pagan통계량(자유도) | 5.778(12) | 0.820(3) |
| ARCH통계량 | 0.050 | 0.005 |
| Glejser통계량(자유도) | 6.799(12) | 0.290(3) |

註 : 1) $\alpha=0.01$에서 통계적으로 유의함. 2)는 $\alpha=0.05$에서 통계적으로 유의함.

〈附表 7〉 Granger 因果關係 檢定結果(母數檢定)

| | DLPGDP → LEXP | | LEXP → DLPGDP |
|---|---|---|---|
| 적정시차 | m=1 n=2 | m=1 n=7 | r=2 s=1 |
| F-값(자유도) | 3.0470 (2,22) | 1.9362 (7,12) | 4.7717[2](1,22) |
| Jarque-Bera통계량 | 8.8110[2] | 1.5102 | 0.6572 |
| Q-값 | $Q_1=2.26$ $Q_2=3.85$ $Q_3=4.78$ $Q_4=4.78$ $Q_5=8.00$ $Q_6=8.16$ $Q_7=9.24$ | $Q_1=2.49$ $Q_2=5.28$ $Q_3=5.40$ $Q_4=7.53$ $Q_5=8.32$ $Q_6=9.62$ | $Q_1=0.11$, $Q_2=0.39$, $Q_3=0.40$, $Q_4=0.54$, $Q_5=0.95$, $Q_6=5.60$, $Q_7=6.55$ |
| Breusch-Pagan통계량 (자유도) | 5.286(3) | 8.513(8) | 1.058(3) |
| ARCH통계량 | 0.653 | 0.029 | 0.362 |
| Glejser통계량 (자유도) | 10.513[2](3) | 5.283(8) | 0.645(3) |
| 우도비 통계량 | | 8.7353[1] | |
| F-값(SUR)(자유도) | | 3.2730[2] (7,29) | 6.2806[2] (1,29) |

註 : 1) $\alpha=0.01$에서 통계적으로 유의함. 2) $\alpha=0.05$에서 통계적으로 유의함.

〈附表 8〉 Granger 因果關係 檢定結果(非母數檢定)

| | DLGDP → LEXP | LEXP → DLGDP |
|---|---|---|
| 적정시차 | m=4 n=8 | r=2 s=1 |
| F-값(자유도) | 7.3795[1](8,7) | 3.9905(1,22) |
| Jarque-Bera통계량 | 1.1866 | 1.6158 |
| Q-값 | $Q_1=1.28$, $Q_2=2.40$, $Q_3=4.13$, $Q_4=8.15$, $Q_5=9.39$ | $Q_1=0.14$, $Q_2=0.77$, $Q_3=0.87$, $Q_4=0.97$, $Q_5=1.23$, $Q_6=4.61$, $Q_7=5.58$ |
| Breusch-Pagan통계량(자유도) | 6.009(12) | 3.323(3) |
| ARCH통계량 | 0.194 | 0.102 |
| Glejser통계량(자유도) | 7.880(12) | 1.481(3) |

註 : 1) $\alpha=0.01$에서 통계적으로 유의함.

〈附表 9〉 Granger 因果關係 檢定結果(母數檢定)

| | DLGDP → DLGCE | DLGCE → DLGDP |
|---|---|---|
| 적정시차 | m=1 n=3 | r=2 s=1 |
| F-값(자유도) | 5.3335[1](3,20) | 0.0182(1,22) |
| Jarque-Bera통계량 | 0.6882 | 0.0514 |
| Q-값 | $Q_1$=0.07, $Q_2$=3.37, $Q_3$=3.42, $Q_4$=5.23, $Q_5$=5.27, $Q_6$=8.24, $Q_7$=8.30 | $Q_1$=0.01, $Q_2$=0.04, $Q_3$=0.06, $Q_4$=0.09, $Q_5$=1.91, $Q_6$=3.40, $Q_7$=3.50 |
| Breusch-Pagan통계량(자유도) | 4.710(4) | 5.549(3) |
| ARCH통계량 | 1.464 | 0.306 |
| Glejser통계량(자유도) | 2.696(4) | 5.193(3) |
| 우도비 통계량 | 4.2491[2] | |
| F-값(SUR)(자유도) | 5.5987[1](4,41) | 0.0172(1,41) |

註 : 1) $\alpha$=0.01에서 통계적으로 유의함. 2) $\alpha$=0.05에서 통계적으로 유의함.

〈附表 10〉 Granger 因果關係 檢定結果(非母數檢定)

| | DLGDP → DLGCE | | DLGCE → DLGDP |
|---|---|---|---|
| 적정시차 | m=1 n=2 | m=1 n=3 | r=2 s=1 |
| F-값(자유도) | 5.6123[2] (2,22) | 5.1710[1] (3,20) | 0.1549(1,22) |
| Jarque-Bera통계량 | 0.4306 | 0.1369 | 0.2464 |
| Q-값 | $Q_1$=0.52 $Q_2$=3.52 $Q_3$=3.79 $Q_4$=5.42 $Q_5$=5.62 $Q_6$=7.84 $Q_7$=7.85 | $Q_1$=0.02 $Q_2$=3.66 $Q_3$=3.69 $Q_4$=5.16 $Q_5$=5.34 $Q_6$=7.67 $Q_7$=7.83 | $Q_1$=0.01, $Q_2$=0.11, $Q_3$=0.25, $Q_4$=0.44, $Q_5$=2.37, $Q_6$=3.39, $Q_7$=3.62 |
| Breusch-Pagan통계량 (자유도) | 5.096(3) | 4.842(4) | 2.006(3) |
| ARCH통계량 | 0.696 | 0.444 | 0.185 |
| Glejser통계량 (자유도) | 4.418(3) | 2.133(4) | 1.662(3) |

註 : 1) $\alpha$=0.01에서 통계적으로 유의함. 2) $\alpha$=0.05에서 통계적으로 유의함.

財政金融硏究 第3卷 第1號(1996年 6月)

# 個人年金의 課稅類型이 國民貯蓄과 政府債務에 미치는 효과

裵 埈 晧*

요 약

개인연금의 도입은 소득세수를 감소시키는 효과가 있는 한편 축적된 자본이 법인의 수익을 높여 法人稅收를 增大시키는 효과도 지녀 중·장기적으로 국민저축을 증대시킬 수 있음이 Feldstein(1995)에 의해 지적된 바 있다. 本稿에선 미국과 달리 個人年金 貯蓄의 상당부분이 一生에 걸쳐 非課稅되는 우리나라의 경우, 개인연금 저축 중 신규저축이 18% 이상이 되지 않을 경우 政府貯蓄의 감소로 國民貯蓄이 낮아질 수 있음을 지적하고, 정부재정을 건전하게 유지하기 위해 개인연금에 대한 과세방식을 TDRP型으로 전환할 것을 제안하고 있다. 또 개인연금을 과세할 경우 실효세율이 근로소득세율 수준이라야 현행 제도하에서보다 장기적으로 정부채무가 낮아질 수 있음을 보이고 있다.

## I. 問題의 所在

1994년 6월에 개인연금제도가 도입된 이후 개인연금의 잔고가 매년 큰 폭으로 증가해 오고 있다. 이는 노후생활에 대한 認識이 달라지고 공적연금과 자식

---

* 本院 專門硏究委員
本稿의 작성과정에서 유익한 논평을 해준 두 명의 논문심사자, 本院의 원내세미나 참석자, 社會保障學會의 討論者인 사공 진 敎授와 柳一鎬 博士, 그리고 연금연구회의 文亨杓 博士에게 감사드린다. 남은 誤謬는 筆者의 責任이다.

의 원조에 대한 기대감이 낮아지고 있음을 보여주는 한 가지 증거라고 할 수 있다. 개인연금 도입의 제1차적 목적은 금융실명제 도입에 따른 金融貯蓄 離脫防止에 있다고 알려져 있다. 그러나 폭넓은 세제상의 우대조치로 인해 여타 저축상품과의 형평성이 문제시 될 뿐 아니라 정부재정에 미치는 마이너스 효과도 작지 않을 것으로 전망되고 있다.

Feldstein(1995)은 개인연금의 일종인 個人退職計定(individual retirement accounts, 이하 IRA라고 칭함)의 도입이 所得稅收를 감소시키는 효과가 있는 한편 축적된 자본이 투자되어 법인수익을 높여 法人稅收를 증대시키는 효과도 지녀 중장기적으로 개인연금이 국민저축을 증대시킬 수 있다고 지적하고 있다. 그러나 IRA가 미국의 국민저축을 증대시켰는지 그렇지 않은지에 대해선 논의가 紛紛하다. 이같은 논의는 본고의 주된 관심이 아니므로 관련 논의는 Venti-Wise(1986, 1990, 1992), Feenberg-Skinner(1989), Poterba et al.(1992) 등의 저축증대론자와 Gravelle(1991, 1994), Gale-Scholz(1994), Engen et al.(1994) 등의 저축증대 부정론자의 주장을 참조하기 바란다[1].

本稿에선 미국과 달리 個人年金 貯蓄의 상당부분이 一生에 걸쳐 非課稅되는 우리나라의 경우, 개인연금 저축 중 신규저축이 18% 이상이 되지 않을 경우 政府貯蓄의 감소로 國民貯蓄이 낮아질 수 있음을 지적하고, 政府財政을 건전하게 유지하기 위해 개인연금 과세방식을 納稅移延 隱退期對備貯蓄(tax deferred retirement plan, 이하 TDRP라고 칭함)型으로 전환할 것을 제안하고 있다. 또 개인연금을 과세할 경우 실효세율이 근로소득세율 수준이라야 현행 제도보다 장기적으로 정부채무를 낮출 수 있음을 보이고 있다. 물론 이상의 주장이 부분균형 모형을 통해 얻어낸 결론이라는 점에서 해석에는 일정수준의 주의가 요구된다.

---

1) 열거된 저축증대론자의 연구는 미시데이타를 사용한 연구이고 거시데이타를 사용한 연구로 Carroll-Summers(1987)와 Skinner-Feenberg(1990) 등이 있다. 특히 Venti-Wise(1992)는 저축관련 통계치를 연도별, 상품별, 저축자 특성별로 정리해 보여준다. 관련 문헌에 대한 개략적 고찰은 Gravelle(1991,1994)와 Gale-Scholz (1994)를 참조. Gravelle(1991)은 저축증대론자들의 논문은 물론 반대론자의 논문까지 약점을 열거하여 공박하고 있는 점이 특징적이다.

個人年金의 國民經濟的 波及效果를 분석하고 향후 정책의 운영방안을 모색하기 위해선 두 가지 사항에 대한 정보가 먼저 파악되어야 한다. 하나는 개인연금 저축 중 기존 저축의 이동 비율을 구분해 내는 작업이고, 다른 하나는 개인연금 가입자의 연령분포, 소득수준 등 가입자 속성에 관한 정보이다. 첫번째 사항의 경우 個人年金이 導入된 지 20년 이상이 경과한 미국에서도 상반되는 결과가 제시되고 있고 우리의 경우 아직 시행된지 2년여 밖에 되지 않아 조사결과가 제시되지 않고 있다. 가입자 속성에 관한 사항도 장기적인 정책방향의 수립에는 없어선 안될 정보라고 할 수 있다. 이같은 정보 제약하에서 개인연금의 파급효과를 분석하는 것은 쉬운 작업이 아니다. 이 점과 관련해 本稿에선 個人年金 貯蓄 中 기존 저축의 이동 비율에 관한 일정 가정하에 개인연금의 과세유형이 국민저축과 정부채무에 미치는 파급효과를 분석한다.

이하에선 제II절에서 IRA 등 개인연금을 포괄하는 TDRP의 특성을 살펴보고 제III절에서 개인연금이 국민저축과 정부채무에 미치는 파급효과를 분석하는 모형을 설명하고 제IV절에서 파라메타値의 선정방법과 분석결과를 정리하며 제V절에서 결론과 정책 함의사항을 정리한다.

## II. 納稅移延 隱退期 對備貯蓄[2](TDRP)

IRA는 미국의 은퇴기 대비 稅制優待貯蓄의 嚆矢格인 저축상품으로 所得稅納付가 연금 수급시까지 移延되는 隱退期對備貯蓄(TDRP)이다. IRA는 1974 課稅年度부터 도입되었으며 自營業者의 隱退期對備貯蓄인 Keogh 등보다 이용률이 휠씬 높다. 同 制度는 1971년 12월 8일 미국대통령이 의회에 보낸 메

2) 캐나다는 TDRP와 유사한 세 가지 稅制上 適格私的年金(registered pension plan, RPP), 適格移延利潤共有年金(registered deferred profit sharing plan, RDPS), 適格隱退對備貯蓄(rigistered retirement saving plan, RRSP) 등이 있다. RRSP는 1957년도에 도입되었다. 孫元翼 外(1995) pp. 118~120, 韓道淑 外(1995) p. 84 참조. 이하의 本文 記述은 孫元翼 外(1995)의 pp. 121~123 참조.

시지[3]에서 처음 제시한 플랜으로 당초목적은 당시 企業年金의 惠澤을 받지 못하는 비농업부문의 민간 근로자들을 지원하기 위한 것이었다.

도입 초기의 가입한도액은 勤勞所得의 20%와 1,500달러 중 작은 쪽이며 기업연금의 혜택을 받는 근로자들도 가입 가능하나 기업주 부담분이 고려되므로 이들에게는 보다 낮은 上限이 적용되었다. 그러나 自營業者들에게는 가입자격이 부여되지 않았다. 보급도가 낮아 1981년에는 그 대상이 기업연금의 적용자와 자영업자를 포함해 모든 납세자로 확대되었고 기여금 한도액도 증액되었다. 또 1986년의 대규모 稅制改革時, 稅制上의 우대조치가 크게 축소되어 오늘에 이르고 있다[4]. IRA의 특징은 年間上限額까지의 기여금에 대한 納稅移延과 기간중 발생한 이자소득에 대한 納稅延期, 그리고 59.5歲 이전의 인출에 대한 10% 減額의 罰則規程 등이다.

個人貯蓄에서 점하는 IRA의 비중은 1982~1986년중 18%대를 기록했으나 1987년에는 10%대로 떨어졌다. 따라서 IRA를 확대하고 교육, 건강, 주택 비용마련을 위한 저축상품의 창설이 제안되고 있다. 또 제안 당시부터 논란을 불러 일으켰던 사항은 同 制度가 旣存貯蓄이 많은 나이든 中·高所得層 勤勞所得者에게 추가적인 혜택을 주는 것이 아니냐는 것이었는데 이후의 運用結果가 當初 豫想이 들어 맞았음을 보여주었다.

이같은 문제점에도 불구하고 TDRP는 많은 장점을 지니고 있다. 먼저 稼得段階와 貯蓄收益의 인출단계에서 두 번 所得稅가 부과되는 것이 방지되고, 부담금 납부시의 소득공제로 隱退期에 비해 限界稅率이 높은 勤勞期에 非課稅措置가 취해지므로써 가입자의 生涯에 걸친 稅負擔을 낮출 수 있다. 또 이자소득 과세가 부담금 납입기간중 移延됨으로써 同 期間中 매년 이자소득 과세가 행해지는 일반저축에 비해 가입자의 實效稅率을 낮추는 효과가 발생한다. 곧

---

3) 同 提案은 下院 Ways and Means 위원회에 제시된 H.R.12272에 포함되어 있다. Gold(1972), p. 585 참조.

4) 企業年金에 가입해 있고 年間所得(AGI)이 夫婦 4만달러, 독신자 2만 5천달러를 초과하면 소득공제가 비례적으로 축소되며 年間所得이 5만달러, 3만 5천달러에 달하면 控除 허용대상에서 제외된다. 寄與金 限度額은 勤勞所得者 맞벌이부부 月 4천달러, 1人벌이 부부 月 2,250달러, 독신자 月 2천달러 중 작은 금액이다.

TDRP는 가입자의 일생에 걸친 세부담을 낮추어 生涯 可處分所得을 높여주는 효과를 지닌다.

저축과세는 저축상품에 따라 상이하게 나타나고 있다. 가령 우리나라의 個人年金 關聯所得(일정금액 이하일 경우)은 一生에 걸쳐 한 차례도 과세받지 않을 수 있다. 이에 비해 TDRP는 부담금의 납부시 비과세되지만 급부시의 급여가 소득과세되므로 一生에 걸쳐 한 차례 과세된다. 또 한 차례 과세받는 점에선 마찬가지이지만 부담금의 납부시 과세받고 급부시 급여가 비과세되는 교원공제회의 諸給與와 같은 저축의 경우 限界稅率이 높은 勤勞期에 課稅措置가 취해지므로써 가입자의 生涯에 걸친 稅負擔이 TDRP에 비해 높아질 수 있다. 여기에는 과거에 존재했던 많은 비과세 저축이 포함된다. 그리고 현존하는 대부분의 저축상품은 소득의 가득단계와 이자의 수취단계에서 두 번 과세된다. 그만큼 저축의 수익률이 낮아지고 生涯 可處分所得이 줄어드는 셈이다.

이상의 논의를 간략한 기호를 써서 표현해 보자. 먼저 TDRP에 의한 二重課稅 防止效果를 보자. 勤勞期의 소득을 Y, 貯蓄의 수익률을 r, 勤勞所得 및 年金所得 稅率을 t, 利子所得 稅率을 t′라고 하면 隱退期의 稅後所得은 TDRP일 경우 $Y(1+r)(1-t)$가 되고, 통상 저축일 경우 $Y(1-t)[1+r(1-t')]$가 되어 TDRP가 통상 저축에 비해 $Y(1-t)rt'$만큼 생애 가처분소득을 늘려 준다.

소득공제 한도액(가입액의 40%와 연 72만원 중 작은 금액) 내의 개인연금을 위의 기호를 사용하여 표기하면 $Y(1+r)$로서 TDRP와 통상 저축은 물론 공제회 급여의 $Y(1-t)(1+r)$ 보다도 크다. 곧 우리나라의 개인연금은 한도액 내에서 부담금을 납입할 경우 해당소득은 일생동안 소득세를 납부하지 않는다는 점에서 주요 선진국에서 類例를 찾아보기 힘든 제도라고 할 수 있다.

이상에서 논의에 公的年金의 稅後所得을 포함시켜 관련사항을 정리해 놓은 것이 〈表 1〉이다. 公的年金의 隱退期所得은 $Y(1-t)(1+r')$로 표기되는 바 여기서 r′는 공적연금의 수익률을 나타낸다. 장래 연금과세가 TDRP형으로 전환될 경우 공적연금의 은퇴기 소득은 $Y(1+r')(1-t)$로 표기된다[5].

---

5) 현재의 公的年金의 財政方式은 修正積立方式으로 加入者 立場에서 보면 수익은 積立

〈表 1〉 老後對備貯蓄別 課稅處理

| 貯 蓄 商 品 | 稅 後 所 得 | 課 稅 處 理 |
|---|---|---|
| 1. TDRP | $Y(1+r)(1-t)$ | 1回課稅 |
| 2. 通常의 貯蓄 | $Y(1-t)[1+r(1-t')]$ | 2回課稅 |
| 3. 個人年金 | $Y(1+r)$ | 非課稅[1] |
| 4. 共濟會 給與<br>1999. 1 이후 | $Y(1-t)(1+r)$<br>$Y(1-t)[1+r(1-t')]$ | 1回課稅<br>2回課稅 |
| 5. 公的年金 (現行)<br>〃 (給付課稅時) | $Y(1-t)(1+r')$<br>$Y(1+r')(1-t)$ | 1回課稅<br>1回課稅 |

註 : 1) 當該年度 저축불입액의 40/100과 年間 負擔金 72만원 중 적은 금액을 上限으로 하여 非課稅하며 超過分은 所得稅가 부과된다(租減法 제80條의 2).

## III. 個人年金의 課稅類型이 國民貯蓄과 政府債務에 미치는 효과

우리는 個人年金이 國民貯蓄과 政府債務에 미치는 효과를 부분균형의 틀안에서 분석하기 위해 Feldstein(1995)의 모형을 수정한다. 수정작업의 주된 포인트는 소비세를 고려할 수 있도록 모형을 확장하는 것과 소득세 과세대상 소득을 근로소득, 연금소득, 이자·배당소득으로 구분하여 三者에 상이한 세율을 적용할 수 있도록 한 점이다. 소비세를 고려한 擴張模型은 裵埈晧(1996)에 소개되고 있지만 편의상 本稿에서도 모형의 전체틀에 대한 설명이 행해지고 있다. 우리의 모형은 개인연금이 없는 경제와 도입된 경제를 비교 분석하는 부분균형

---

金의 운용수익률과는 無關하게 결정된다. 현재의 年金給付 公式이 유지되면 2008년 이후 은퇴하는 世代들은 점차 수익률이 낮아질 것이다. 그러나 初期世代들의 r′는 통상 저축의 r보다 월등히 높으나 점차 낮아져 일정시점(2030년 前後) 이후 수익률은 r보다 낮아질 것이다. 따라서 세법이 개정되어 연금소득의 갹출금이 소득공제되고 급부가 과세되면 2008년부터 완전 노령연금을 급부받는 세대(1996년 시점에서 48세 이하)들의 생애 가처분소득이 크게 줄어들 것이다.

모형이다.

개인연금이 稅收에 미치는 波及效果는 소득세에 대한 직·간접효과와 법인세 및 소비세에 미치는 직접효과로 구분된다. 所得稅에 대한 直接效果라 함은 기여금 납부에 따른 소득세 공제를 말하고 간접효과라 함은 개인연금이 없을 경우 행해졌을 기존저축에서 징수되는 소득세가 감소되는 것을 가리킨다. 法人稅 效果라 함은 개인연금으로 축적된 자금이 기업자본으로 활용되어 법인수익을 증대시켜 법인세가 징수되는 것을 지칭한다. 그리고 소비세 효과라 함은 개인연금에의 기여에 따른 근로기 소비 감소와 은퇴기 소비 증가에 따른 세수변화를 말한다.

## 1. 개인연금이 所得稅收 변화에 미치는 直接效果

個人年金의 경우 勤勞所得者나 自營業者 등 모든 납세자에게 개방되어 있으므로 특별한 加入者 制限이 있는 것은 아니다. 우리는 편의상 40歲에 가입해 59歲까지 20년간 一定 保險料를 적립하고 60歲부터 74歲까지 15년간 一定 年金을 수령하는 代表個人을 고려하고 있다.

적립하는 기간중의 個人年金의 殘高는 식 (1)로, 給付를 받는 기간중의 資産殘高는 式 (2)로 표현된다. 여기서 At는 t년 초의 計定價値, Ct는 t년 초의 기여금, r은 稅前 자본수익률, $\tau$는 자본소득세율 여기선 법인세 한계세율[6], Rt는 給付額을 가리킨다.

$$At = [1+(1-\tau)r]A_{t-1} + C_t(t : 40\sim59) \quad \cdots\cdots(1)$$

$$At = [1+(1-\tau)r]A_{t-1} - R_t(t : 60\sim74) \quad \cdots\cdots(2)$$

이 때 勤勞所得 稅率을 $\theta_{1t}$, 年金所得 稅率을 $\theta_{2t}$라고 하면 t기의 所得稅 減稅額은 $(-\theta_{1t}\alpha C_t + \theta_{2t} R_t)$로 나타낼 수 있다. 여기서 $\alpha$는 기여금 중 소득세 감

6) 법인세율을 사용하는 것은 축적된 개인연금 기금이 기업에 생산자본으로 대여되어 수익을 올리는 것을 전제하기 때문이며, 법인세후 소득은 이자·배당소득세를 과세받고 (개인연금 제외한 저축) 남은 소득이 장기간 축적된다고 가정한다.

세혜택을 받는 비율이다. $\alpha$가 1이면 기여단계에서의 100% 소득공제를 그리고 1보다 작으면 기여금의 일부만이 소득공제됨을 나타낸다.

74歲 初의 資産殘高는 零(0)이 되어야 하고($A_{74} = 0$) 59歲 이전의 給付는 없고 60歲 이후의 給付는 매년 일정하다고 가정한다($R_t = R$).

## 2. 個人年金이 所得稅收 변화에 미치는 間接效果

個人年金의 導入으로 기존저축이 개인연금으로 이전된 경우 이들 저축에서 징수될 소득세가 줄어 정부저축에 마이너스 효과를 미친다. 곧 이들 假想貯蓄이 적립되어 $B_t$라는 殘高로 남을 경우 여기서 발생하는 소득에서 法人稅를 징수한 후 징수가능한 所得稅額은 $\eta_t(1-\tau)rB_t$로 $\eta_t$는 이자·배당소득세율을 나타낸다. 결과적으로 이 만큼의 所得稅收가 개인연금의 도입으로 줄어든 셈이다. $B_t$를 나타낸 것이 式 (3)이다.

$$B_t = [1 + (1-\eta_t)(1-\tau)r]B_{t-1} + \lambda C_t - W_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(3)$$

여기서 $\lambda$는 寄與金 對比 個人年金이 없을 경우 다른 저축으로 저축되었을 금액의 비율이며 $W_t$는 t年初에 假想 저축스톡에서 인출되는 금액이다. $W_t$는 60歲에서 74歲까지 式 (3)을 만족시키는 값으로 결정된다. 물론 式 (3)에서 얻어지는 $B_{59}$에 대한 解와 $B_{74} = 0$의 관계가 고려되어야 함은 말할 것도 없다.

## 3. 個人年金이 所得稅收, 法人稅收, 消費稅收 변화에 미친 綜合效果

이상의 논의에서 우리는 개인연금의 도입으로 인한 소득세수와 법인세수의 변화를 式 (4)와 같이 정리할 수 있다. 첫번째 항은 연금 기여에 따른 소득세수 감소, 두번째 항은 연금 급부시의 소득세수 증대, 세번째 항은 연금도입으로 인한 기존저축 감소에 따른 소득세수 감소, 네번째 항은 법인세수 증가를 나타낸다.

$$T_t = -\theta_{1t}\alpha C_t + \theta_{2t} R_t - \eta_t(1-\tau)rB_t + \tau(A_t - B_t)r \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(4)$$

저축수준의 변화는 필연적으로 소비변화를 동반한다는 점에 착안하여 모형에 소비세를 추가한다. 소비세수 변화의 방향은 勤勞期에는 불분명하고 隱退期에는 소비세수 증가로 나타난다. 勤勞期의 消費稅收 變化가 불분명한 것은 첫째 개인연금의 기여금이 소득공제되어 減免稅額만큼 可處分所得이 증가하는데 이의 처분이 어떻게 이루어지느냐에 따라 消費, 貯蓄水準이 달라지고, 둘째 보다 본질적인 문제는 개인연금의 導入으로 消費, 貯蓄 행위 자체가 바뀔 수 있기 때문이다. 後者의 경우 資産效果가 代替效果에 비해 무시할 정도라면 貯蓄이 늘겠지만 資産效果가 클 경우에는 貯蓄이 줄 수도 있다.

消費稅收의 변화를 고려한 綜合效果는 式 (5)로 나타낼 수 있다.

$$T_t = -\theta_{1t}\alpha C_t + \theta_{2t} R_t - \eta_t(1-\tau)rB_t + \tau(A_t-B_t)r$$
$$+ C_t[\alpha\theta_{1t} - (1-\lambda)]\delta + (1-\theta_{2t})(R_t-W_t)\delta \cdots\cdots(5)$$

제5항은 근로기의 소비변화에 따른 세수 변화이고 마지막 항은 은퇴기의 소비변화에 따른 세수 변화이다[7]. 여기서 $\delta$는 소비세율을 가리킨다.

종합하면 個人年金의 導入에 따른 근로기의 세수 변화는 $-\theta_{1t}\alpha C_t-\eta_t(1-\tau)rB_t+\tau(A_t-B_t)r+C_t[\alpha\theta_{1t}-(1-\lambda)]\delta$이고 은퇴기의 세수 변화는 $\theta_{2t} R_t-\eta_t(1-\tau)rB_t+\tau(A_t-B_t)r+(1-\theta_{2t})(R_t-W_t)\delta$라고 정리할 수 있으며 式 (5)는 이들을 일생에 걸쳐 표현하고 있다.

單純化를 위해 매년도의 개인연금 기여금과 소득세 한계세율이 일정하다고 ($C_t=C$, $\theta_{1t}=\theta_1$, $\theta_{2t}=\theta_2$, $\eta_t=\eta$) 하면 $A_t=C[\{1+r(1-\tau)\}^t-1]/[r(1-\tau)]$,

7) 제5항의 誘導過程은 다음과 같다. 개인연금이 없을 때의 예산식은 (a1) $(1-\theta)Y = Co+(S_1+S_2)$, 개인연금이 도입된 경우의 예산식은 (a2) $(1-\theta)Y+\theta\alpha C = Co' +S_1+C$. 여기서 Y는 소득, $\theta$는 소득세율, Co는 근로기 소비, $(S_1+S_2)$는 저축, $S_1$은 개인연금으로 대체되지 않는 저축, $S_2$는 개인연금으로 대체되는 저축, Co′는 개인연금 도입 이후의 근로기 소비, C는 개인연금 기여분이다. (a2)에서 (a1)을 빼면 (a3) $\theta\alpha C = Co' - Co+C-S_2$가 얻어진다. 여기서 $S_2 = \lambda C$($\lambda$는 개인연금 중 既存貯蓄의 代替分)라고 하면 (a3)는 다음과 같이 정리된다. (a4) $Co' -Co = C[\theta_1\alpha-(1-\lambda)]$. (a4)식은 개인연금 도입에 따른 근로기 소비수준 변화(좌변)가 소득세율 $\theta\alpha$(소득세율×부담금 중 소득공제되는 금액의 비율)와 $1-\lambda$(개인연금 중 既存貯蓄의 代替分을 뺀 新規貯蓄分의 비율)의 크기에 좌우됨을 보여준다. 제4항은 은퇴기소비에 소비세율을 곱해 얻은 消費稅收 變化라는 것을 알 수 있으므로 설명을 생략한다.

$B_t=\lambda C[\{1+(1-\eta)(1-\tau)r\}^t-1]/[(1-\eta)(1-\tau)r]$를 위에서 정의한 勤勞期의 稅收變化式에 대입하면 式 (6)이 얻어진다.

$$
\begin{aligned}
T_t = & -\theta_1 \alpha C-\eta\lambda C\ \frac{[1+(1-\eta)(1-\tau)r]^t-1}{(1-\eta)}+\frac{C\tau}{(1-\tau)} \\
& +[(1+(1-\tau)r)^t-1]-\frac{\lambda C\tau}{(1-\eta)(1-\tau)} \\
& [\{1+(1-\eta)(1-\tau)r\}^t-1]+C_t[\alpha\theta_1-(1-\lambda)]\delta \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (6)
\end{aligned}
$$

우변의 처음 두 항은 所得稅收 변화, 뒤의 두 항은 法人稅收 변화, 그리고 세번째항은 消費稅收 변화를 나타낸다. 개인연금 저축이 전액 신규저축일 경우($\lambda=0$) 式 (6)은 다음과 같이 간단히 표기된다.

$$
\begin{aligned}
T_t = & -\theta_1 \alpha C+\frac{C\tau}{(1-\tau)}[\{1+(1-\tau)r\}^t-1] \\
& +C_t(\alpha\theta_1-1)\delta \ \ (\text{if } \lambda=0) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (6)'
\end{aligned}
$$

한편 隱退期의 稅收效果는 式 (2)와 式 (3)에서 $R_t=R$, $W_t=W$로 놓고 또 $R_{74}=0$, $W_{74}=0$를 이용하여 R과 W를 $A_{59}$, $B_{59}$, 그리고 파라메타의 함수로 푼 식 (7)을 앞에서 기술한 은퇴기 세수를 나타내는 式에 대입하여 구한다.

$$
\begin{aligned}
R &= \frac{\kappa^{15}}{1+\kappa^1+\kappa^2+\cdots+\kappa^{14}}\ A_{59}\ \ (\kappa=1+\ (1-\tau)r) \\
W &= \frac{\varphi^{15}}{1+\varphi^1+\varphi^2+\cdots+\varphi^{14}}\ B^{59}\ \ (\varphi=1+(1-\eta)(1-\tau)r) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (7)
\end{aligned}
$$

이상의 定式化 過程에서 우리는 40세에 개인연금에 가입하여 20년간 기여금을 납부하고 60세에 은퇴하여 74세까지 15년간 급부를 수취하는 대표적인 개인을 염두에 두었다. 이하의 시뮬레이션 분석에선 이같은 대표 개인을 상대로 한 매년도의 稅收變化와 이에 대응하기 위해 공채를 발행한 결과로 나타난 政府債務殘高(財政赤字)의 값을 알아보고자 한다.

또 우리의 분석 상황에 현실성을 부여하기 위해선 複數의 연금가입자를 고려

해야 하므로 個人年金 加入者가 연차적으로 확대되는 경제를 고려해 보자[8].

매년 일정연령(가령 40세)에 달하는 이들이 새롭게 개인연금에 가입해 들어오며 이들의 소득수준이 前世代에 비해 일반적으로 높다는 점을 감안해 신규 가입세대의 個人年金 寄與金 水準이 연간 2.5%[9]씩 증가하는 성장경제를 가정한다. 이같은 상황이라 하더라도 연금 도입 후 20년이 경과하면 최초 가입자가 은퇴기에 접어들므로 신규 가입자가 들어와도 초기만큼의 성장은 기대하기 어렵고 연금기금은 안정적인 성장궤도에 접어들게 된다.

本稿에선 個人年金의 稅收에 미치는 효과를 살펴 봄에 있어선 대표 개인의 경우를 분석하고, 국민저축과 정부채무잔고에 미치는 효과를 알아보는 단계에 있어선 여기서 정의한 集計經濟를 분석대상으로 하고 있다.

## Ⅳ. 分 析 結 果

### 1. 定常狀態 經濟

미국의 사례를 분석하기 위해 개발된 앞 節의 模型을 우리나라의 個人年金에 적용하는 데는 상당한 주의가 필요하다. 왜냐하면 본 모형이 암묵적으로 이자율과 자본수익률, 인구증가율, 경제성장률 등의 주요 파라메터의 값이 분석기간인 30여년 동안 변하지 않고 일정하게 유지될 수 있다고 하는 定常狀態(steady state)경제를 가정하고 있기 때문이다.

따라서 우리나라와 같이 비교적 빠른 成長經濟에 이 模型을 적용하는 것이 타당할지에 대해선 일정한 유보가 전제되어야 할 것이다. 그렇다고 미국 등 선진국 경제라고 해서 엄밀한 定常狀態 경제냐 하면 그렇지도 않다. 여러가지 지표들의 성장률(혹은 증가율)이 일정하게 유지되어 지표간의 상대적인 관계가

8) 이하의 집계경제에 관한 설명은 Feldstein(1995) 및 배준호(1996)에 보다 상세하게 기술되어 있다.

9) 이 값이 인구의 증가에 의하든 소득의 증가에 의하든 관계없다.

변하지 않는 경제인 定常狀態 경제를 현실에서 찾아보기는 쉽지 않다. 다만 先進國 經濟가 상대적으로 이와 유사한 모습을 보여주고 있다고 말할 수 있을 뿐이다. 우리의 경우도 장기적으로는 定常狀態 경제와 유사한 모습의 경제로 바뀌어 갈 것이라고 가정하고 이하의 논의를 전개시키자.

## 2. 파라메타値 選定과 시뮬레이션 作業

이하의 시뮬레이션에서 사용하는 파라메타値의 근거에 대해 간략히 기술한다. 먼저 法人稅率($\tau$)의 경우 1995년 국세통계연보 자료에 의할 경우 1994년도 산출세액(특별부가세 제외) 6조 8,083억원, 과세표준 22조 3,519억원으로 有效稅率 0.304가 얻어진다. 한편 특별부가세와 공제 및 감면세액을 고려하면 세액합계 6조 3,759억원, 課稅標準 25조 9,356억원(특별부가세 과표 3조 5,837억원 추가)으로 유효세율은 0.246으로 낮아진다. 1996년부터 法人稅率이 28%로 낮아진 점을 감안하면 유효세율도 다소 낮아질 것으로 전망해 볼 수 있다. 本稿에선 基本稅率로 0.3을 사용하고 0.2를 선택치로 사용한다.

勤勞所得 稅率($\theta_{1t}$)은 1994년도 귀속분의 경우 산출세액 4조 4,267억원, 근로소득 과세표준 41조 8,849억원으로 유효세율이 0.106이 되고 산출세액에서 세액공제를 차감한 稅額 3조 4,166억원에 대한 유효세율은 0.082가 된다. 勤勞所得 稅率은 1996년부터 최하세율이 10%로 인상되고 최고세율이 40%로 낮아지는 등 변화를 보여 유효세율이 다소 낮아질 것으로 전망된다. 本稿에선 기본세율로 0.1을 사용한다.

年金給付에 대한 소득세율($\theta_{2t}$)은 현재 零(0)이므로 기본세율로는 0%를 사용하고 0.1%와 0.05%의 두 가지 세율을 실험세율로 사용한다.

利子·配當所得 稅率($\eta_t$)은 우리나라의 경우 96%(1994년)의 이자·배당소득이 분리과세되므로 분리과세 세율인 20%(1996년부터 15%)를 중심으로 세율을 고려하되 배당소득(이자·배당소득의 7.1%)에 적용되는 配當稅額控除(1996년, 배당소득금액의 19%)를 고려하여 0.15를 채택한다.

소비세율($\delta$)은 1994년도 내국세 간접세 합계 18조 1,921억원, 교통세 2조

4,572억원, 교육세의 52%인 1조 3,206억원, 인지세 2,753억원의 합계인 22조 2,452억원이 간접세총액이고 소비지출이 197조 3,211억원이므로 유효세율은 0.113이 얻어진다. 우리는 0.11을 기준치로 사용한다.

기여금 중 소득세 감면 혜택을 받는 비율 $\alpha$는 법정률인 0.4를 사용한다. 현행법은 個人年金 寄與金의 40%라는 기준이외에 연간 72만원이라는 기준을 가지고 있으나 양자 중 작은 쪽을 적용하도록 규정하고 있으므로 우리의 경우 연간 150만원을 납입하는 개인을 고려하므로 0.4가 적용기준이 된다.

기여금 대비 개인연금이 없을 경우 다른 저축으로 저축되었을 금액의 비율 $\lambda$ 値는 Feldstein(1995)가 채택한 값인 0.2, 0.5 보다 큰 값을 사용한다. 이유는 그간의 金融貯蓄 動向에서 알 수 있듯이 個人年金의 導入으로 순저축이 증가했다는 증거를 파악하기 힘들기 때문이다. 우리가 사용한 $\lambda$値는 0.7, 0.8, 0.9이다. 도입된 지 2년이 경과한 시점에서 개인연금은 全金融貯蓄의 1% 수준대를 기록하고 있다[10]. 우리의 경우에도 Feldstein(1995)에서 암시되듯이 기존저축이 개인연금으로 수평 이동해 가는 比率을 나타내는 $\lambda$値를 아는 것이 중요하지만 日賤한 탓인지 관련 연구를 찾아보기 어렵다. 미국의 경우 I 절에서 거론된 數篇의 논문이 있으나 분석결과가 달라 명확한 가이드라인을 제시받기 어렵다. 개인연금의 일종인 IRA가 도입된 지 20년 이상이 경과한 미국도 이같은 상황이므로 本稿에선 $\lambda$値로 여러가지 값을 대입해 감응도를 살펴보는 방법을 택한다.

여기서 시뮬레이션 작업의 개요를 간략히 기술하자. 代表個人이 20년간 기여하고 15년간 급부를 받는 과정에서 발생하는 稅收와 政府債務의 變化를 계산해야 하므로 式 (5)를 근로기와 은퇴기로 나누어 근로기의 소득세수 감소, 법인세수 증가, 소비세수 감소를 구한다. 또 은퇴기의 소득세수 변화, 법인세수 증가, 소비세수 증가를 구한다. 물론 이때 A, B, R, W 등을 파라메타値로 나타내어 매년도 값을 구해야 한다. 稅收減少에 따른 적자는 借入을 통해 해결한다고 가정되므로 여기에 일정이자가 가산되면 정부채무잔고가 늘어난다.

---

10) 도입후 1년이 된 1995년 6월 말 기준, 개인연금 잔고는 4조 8,583억원이며 1995년 3월말에 금융저축 대비 0.65%를 점하고 있었고 이후 꾸준히 증가하여 1996년 3월말에 금융저축 대비 1%대에 달한 것으로 추산되고 있다.

집계경제의 경우에는 매년 신규가입자가 개인연금에 가입하므로 전체 가입자가 일정기간 늘어나는 상황을 고려한다. 그리고 21년째부터는 1次年度 加入者가 은퇴기에 접어들므로 基金財政은 증가템포가 낮아지고 안정적인 패턴을 보인다. 가입자수 변화를 추가적으로 고려해야 하는 점 이외에는 대표개인 경제와 마찬가지이다.

## 3. 分析結果

분석결과가 〈表 2〉와 〔圖 1〕에 제시되어 있다. 〈表 2〉는 40세의 대표적인 개인이 59세까지 20년간 개인연금을 납입하고 60세에 퇴직하여 15년간 연금급부를 수령하는 경우에 발생하는 政府債務 變化를 도입 후 35년 시점에서 累積合으로 나타내고 있다. 고려하고 있는 경우는 사례 15로서 법인세율, 근로소득 세율, 연금소득 세율, 이자·배당소득 세율, $\lambda$, 소비세율의 組合이 조금씩 상이한 경제를 나타내고 있다.

〔圖 1〕은 중·장기적으로 볼 때 實現可能性이 높은 사례라고 예상되는 〈表 2〉 사례 5의 경우를 나타낸 것이다. 이 경제는 매년 새로운 연금 가입자가 들어오는 成長經濟라는 점에서 〈表 2〉의 代表個人 경제와 다르다. 성장경제에선 새롭게 가입하는 이들이 前 世代보다 2.5% 높은 기여금을 납입한다고 가정되며 20년째 이후에는 초기 가입 世代가 급부세대로 빠져나감으로써 年金基金은 안정적인 성장을 보인다. 〔圖 1〕은 32年間의 국민저축(流量變數)과 정부채무잔고(貯量變數)를 제시하고 있으며 연금기금 규모(貯量變數)는 제시하지 않고 있다.

〈表 2〉의 사례 5를 보자. 세제상 우대조치로 인한 정부저축 감소가 계속되어 국민저축을 상회하는 정부채무잔고를 기록하게 된다. 사례 5는 $\lambda$가 0.8이므로 개인연금 중 신규저축이 20%인 경제를 고려한 것이다. 그러나 $\lambda$가 0.9로 높아져 신규저축의 비중이 10%밖에 되지 않으면(사례 4) 상황은 급격히 악화되어 정부채무는 분석기간중 누적되어 나간다. 이에 대한 집계경제의 경우가 〔附圖 1〕에 제시되어 있다.

한편 〈表 3〉의 사례 8은 〈表 2〉의 사례 5를 기준으로 年金寄與金이 전액 소

득공제되고 연금급부가 10%의 所得稅率을 적용받는 경우이다. 〔圖 2〕가 이 사례를 나타내고 있으며 〔圖 1〕의 경제에 비해 정부채무잔고가 중기적으로 다소 늘어나지만 26년차 이후 급격히 줄어 들어 장기적으로는 〔圖 1〕의 경제보다 큰 黑字財政을 실현시킬 것으로 전망된다. 그러나 미국, 일본 등과 같이 연

〈表 2〉 個人年金이 政府債務殘高에 미치는 波及效果[1]($\alpha$=0.4)

(單位：年, 萬원)

| | $\tau$ | $\theta_1$ | $\theta_2$ | $\eta$ | $\lambda_{12}$ | $\lambda_{3+}$ | $\delta$ | 법인세 증가>소득세 감소 年次 | 債務反轉年次 | 35년간 운영에 따른 政府債務殘高[2] |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.9 | 0.9 | 0.0 | 24 | – | 3,982 |
| 2 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.8 | 0.8 | 0.0 | 14 | 30 | −106 |
| 3 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.7 | 0.7 | 0.0 | 7 | 13 | −4,194 |
| 4 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.9 | 0.9 | 0.11 | 24 | – | 2,854 |
| 5 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.8 | 0.8 | 0.11 | 14 | 26 | −1,129 |
| 6 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.7 | 0.7 | 0.11 | 7 | 18 | −5,112 |
| 7 | 0.3 | 0.1 | 0.1 | 0.15 | 0.9 | 0.9 | 0.11 | 21 | 30 | −1,073 |
| 8 | 0.3 | 0.1 | 0.1 | 0.15 | 0.8 | 0.8 | 0.11 | 14 | 23 | −5,022 |
| 9 | 0.3 | 0.1 | 0.1 | 0.15 | 0.7 | 0.7 | 0.11 | 7 | 18 | −8,970 |
| 10 | 0.3 | 0.1 | 0.05 | 0.15 | 0.9 | 0.9 | 0.11 | 21 | – | 891 |
| 11 | 0.3 | 0.1 | 0.05 | 0.15 | 0.8 | 0.8 | 0.11 | 14 | 24 | −3,075 |
| 12 | 0.3 | 0.1 | 0.05 | 0.15 | 0.7 | 0.7 | 0.11 | 7 | 18 | −7,041 |
| 13 | 0.2 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.9 | 0.9 | 0.11 | – | – | 8,814 |
| 14 | 0.2 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.8 | 0.8 | 0.11 | 28 | – | 4,330 |
| 15 | 0.2 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.7 | 0.7 | 0.11 | 16 | 34 | −154 |

註：1) r = 0.15, 國債利子率은 $(1-\tau)r$, $\alpha$값은 현행 세법에서 허용하는 연간 소득공제 한도인 0.4(혹은 72만원)임. $\lambda_{12}$는 제도도입후 처음 두 해의 값이고 $\lambda_{3+}$는 3년차 이후의 값임.

2) 1$ = 750원으로 환산. $기준시 (1) 53,100 (2) −1,412 (3) −55,924 (4) 38,053 (5) −15,052 (6) −68,158 (7) −14,305 (8) −66,954 (9) −119,603 (10) 11,874 (11) −41,003 (12) −93,881 (13) 117,520 (14) 57,731 (15) −2,056임.

資料：筆者 計算.

금소득이 근로소득보다 낮은 실효세율로 과세될 경우 〈表 3〉의 사례 11과 〔圖 3〕에서 보듯 정부채무가 확대되어 흑자재정으로 반전되는 연차도 뒤로 미루어진다. 물론 이같은 효과는 국민저축에도 반영되어 〔圖 2〕, 〔圖 1〕보다 낮은 國民貯蓄이 실현된다.

〈表 3〉은 기여금에 대한 所得控除를 현행의 연간 기여금의 40%(혹은 72만

〈表 3〉 個人年金이 政府債務殘高에 미치는 波及效果[1] ($\alpha = 1.0$)

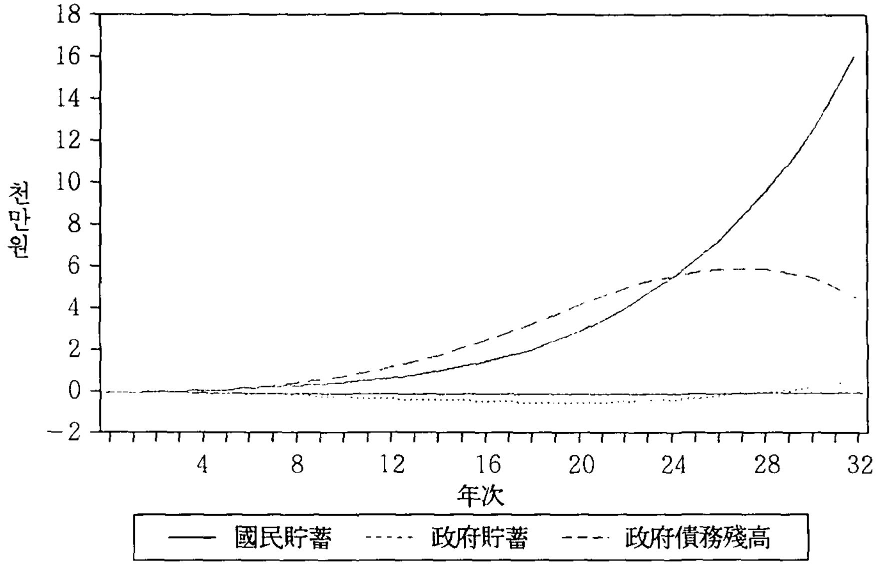
(單位：年, 萬원)

| | $\tau$ | $\theta_1$ | $\theta_2$ | $\eta$ | $\lambda_{12}$ | $\lambda_{3+}$ | $\delta$ | 법인세 증가>소득세 감소 年次 | 債務反轉年次 | 35년간 운영에 따른 政府債務殘高[2] |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.9 | 0.9 | 0.0 | 24 | — | 6,422 |
| 2 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.8 | 0.8 | 0.0 | 17 | — | 2,334 |
| 3 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.7 | 0.7 | 0.0 | 11 | 22 | −1,754 |
| 4 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.9 | 0.9 | 0.11 | 24 | — | 5,025 |
| 5 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.8 | 0.8 | 0.11 | 17 | — | 1,043 |
| 6 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.7 | 0.7 | 0.11 | 11 | 23 | −2,940 |
| 7 | 0.3 | 0.1 | 0.1 | 0.15 | 0.9 | 0.9 | 0.11 | 21 | — | 1,099 |
| 8 | 0.3 | 0.1 | 0.1 | 0.15 | 0.8 | 0.8 | 0.11 | 17 | 26 | −2,850 |
| 9 | 0.3 | 0.1 | 0.1 | 0.15 | 0.7 | 0.7 | 0.11 | 11 | 22 | −6,799 |
| 10 | 0.3 | 0.1 | 0.05 | 0.15 | 0.9 | 0.9 | 0.11 | 21 | — | 3,062 |
| 11 | 0.3 | 0.1 | 0.05 | 0.15 | 0.8 | 0.8 | 0.11 | 17 | 30 | 904 |
| 12 | 0.3 | 0.1 | 0.05 | 0.15 | 0.7 | 0.7 | 0.11 | 11 | 22 | −4,870 |
| 13 | 0.2 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.9 | 0.9 | 0.11 | — | — | 11,973 |
| 14 | 0.2 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.8 | 0.8 | 0.11 | 28 | — | 7,489 |
| 15 | 0.2 | 0.1 | 0.0 | 0.15 | 0.7 | 0.7 | 0.11 | 18 | — | 3,005 |

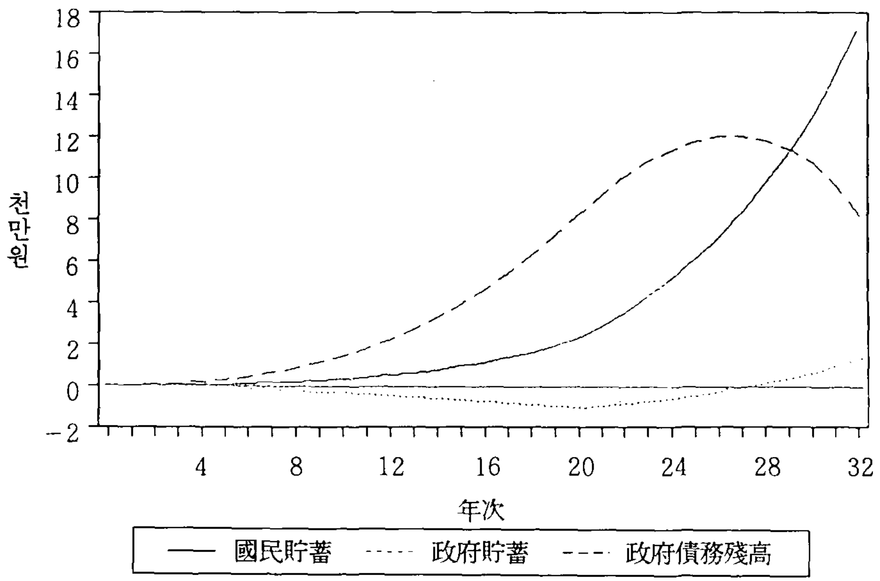
註：1) 〈表 2〉의 註 1) 참조. $\alpha$값이 1이라 함은 현행 세법이 허용하는 연간소득공제 한도인 0.4가 100%로 확대되는 경우를 가리킴.
2) 1$ = 750원으로 환산. $기준시 (1) 85,632 (2) 31,120 (3) −23,392 (4) 67,006 (5) 13,901 (6) −39,204 (7) 14,649 (8) −38,001 (9) −90,650 (10) 40,827 (11) 12,050 (12) −64,927 (13) 159,640 (14) 99,851 (15) 40,064임.

資料：筆者 計算.

〔圖 1〕 **國民貯蓄, 政府債務殘高(〈表 2〉의 5)**

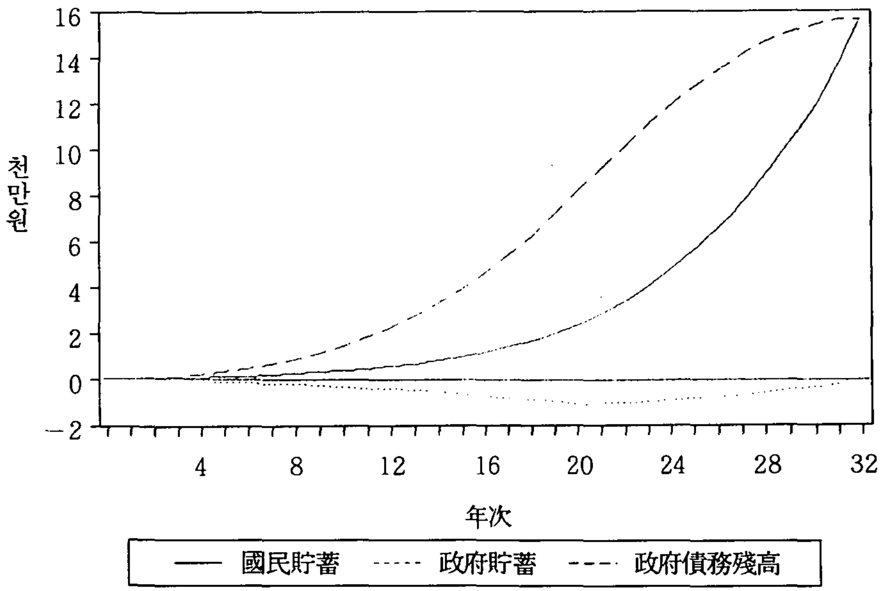



〔圖 2〕 **國民貯蓄, 政府債務殘高(〈表 3〉의 8)**



원)에서 100%까지 확대시킬 경우의 政府債務殘高에 미치는 效果를 제시하고 있다. 사례 7부터 9까지가 연금급부에 통상 과세하는 경우이고 사례 10부터 12까지가 低率課稅하는 경우이다. 이들로부터 얻어낸 결과는 실효세율이 근로소득 실효세율의 50%일 경우에는 현행 제도에서 정부채무잔고가 더 작고(〈表 2〉의 사례 5와 〈表 3〉의 사례 11을 비교), 연금에 적용되는 실효세율이 근로소득 실효세율과 동일할 경우에는 TDRP型에서 정부채무잔고가 크게 준다는 사실이다(〈表 2〉의 사례 5와 〈表 3〉의 사례 8을 비교).

〔圖 3〕 國民貯蓄, 政府債務殘高(〈表 3〉의 11)




## V. 結　　論

우리의 個人年金은 寄與段階에서 寄與金의 상당분이 비과세되고 급부단계에서 年金額 全額이 비과세되어 一生에 걸쳐 소득세가 비과세되고 있다. 이같은

문제점으로 인해 個人年金 저축 중 신규저축이 일정 비율을 넘지 못할 경우 현행 제도를 유지하는 것이 장기적인 政府財政에 커다란 마이너스 요인으로 작용할 것이 우려되고 있다.

本稿에선 이같은 문제에 대한 定量的인 해답을 얻기 위해 개인연금의 국민경제적 효과를 부분균형의 틀 내에서 분석하는 모형을 이용하고 있다. 분석결과는 연금소득에 근로소득의 실효세율과 동일한 10% 세율을 부과할 경우, 政府債務殘高가 연금가입자 1인당 2,984만원이 주는 것으로 나타나고 있다.

또 法人稅率의 인하는 정부채무잔고를 크게 늘리는 효과를 나타내고 있다. 장기적으로 법인세율을 所得稅率 水準으로 인하하는 것이 검토되고 있는바, 이는 개인연금의 증가에 따라 政府債務가 늘어날 수 있음을 의미하는 것이다. 〈表 2〉의 사례 5와 14의 경우를 비교하여 알 수 있듯이 법인세율이 30%에서 20%로 인하될 경우 1인당 추가적으로 4,094만의 정부채무잔고가 늘어난다[11].

이상의 분석을 통해 우리는 개인연금이 국민저축과 정부채무잔고에 미치는 파급효과를 가장 크게 만드는 변수가 λ와 法人稅率임을 알았다. 個人年金 貯蓄 중 신규저축이 17.2%[12] 미만이거나 법인세율이 20%대로 낮아질 경우 정부채무잔고가 크게 늘어난다. 요컨대 현행 稅制가 지속되고 개인연금이 신규저축을 끌어들이는 기능이 약할 경우 개인연금은 정부채무를 늘려 國民貯蓄을 增大시키는 효과가 작을 것으로 전망된다. 또 최악의 경우 個人年金은 정부채무의 끝없는 증가를 유발할 수도 있다.

정리하면 우리의 分析結果는 개인연금 기여금의 40%(연 72만원 한도)를 소득공제해주는 현행 제한적 소득공제를 일정한도 내의 기여금 100% 소득공제로 전환하고 대신 年金給付에 대해선 근로소득 실효세율과 차이가 없는 所得課稅를 도입하여 개인연금 과세체계를 TDRP형으로 전환시키는 것이 장기적으로 국민저축을 증대시키고 정부재정을 건전하게 운영하는 政策代案일 수 있음을

11) 소비세가 고려되는 경제인 〈표 2〉의 사례 5와 소비세가 없는 同 表의 사례 2를 비교하면 소비세가 고려되는 사례 5의 경우에 정부채무가 1,023만원만큼 감소한다.

12) 〈표 2〉의 사례 4와 사례 5의 중간에서 정부채무잔고가 零(0)이 되는 점이 얻어지며 분석결과, 이 때의 λ값은 0.828로 확인되고 있음. 즉 개인연금 중 신규저축의 비중이 17.2% 이상이라야만 정부채무잔고가 플러스로 바뀜.

암시하고 있다.

다만 이같은 정책전환을 고려함에 있어 간과해선 안될 사항은 國民貯蓄과 政府債務殘高가 우선적으로 배려해야 할 정책변수인가 라는 점이다. 따라서 이 문제에 대한 처방을 모색함에 있어선 좀 더 체계적이고 포괄적인 분석이 요구된다. 이 점에서 본 연구는 이같은 분석의 필요성을 촉발하는 문제제기 성격의 연구로서의 의미를 지닌다고 할 수 있다.

# 參 考 文 獻

裵埈晧, 「個人年金의 國民經濟的 파급효과 : Feldstein(1995)의 檢討」, 『社會保障硏究』, 제12권, 1996.

孫元翼 外, 『大韓敎員共濟會 關聯稅制의 問題點 및 改善方案』, 한국조세연구원, 1995.

韓道淑 外, 『外國의 老後所得保障制度와 關聯稅制』, 한국조세연구원, 1995.

Carroll, C. and L. H. Summers, "Why Have Private Savings Rates in the United States and Canada Diverged?," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20, No. 2, September 1987, pp. 259~283.

Engen, E., W. Gale, and J. Scholz, "Do Saving Incentives Work?," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1994, pp. 85~180.

Feenberg, D. and J. Skinner, "Sources of IRA Saving," *Tax Policy and the Economy*, Vol. 3, 1989, pp. 25~46.

Feldstein, M., "The Effects of Tax-based Saving Incentives on Government Revenue and National Saving," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, 1995, pp. 475~494.

_____, "Fiscal Policies, Capital Formation and Capitalism," *European Economic Review*, Vol. 39, April 1995.

Feldstein, M. and S. C. Tsiang, "The Interest Rate, Taxation and the Personal Saving Incentives," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 82, August 1968, pp. 419~434.

Gale, W. G. and J. K. Scholz, "IRAs and Household Saving," *American Economic Review*, Vol. 84, No. 5, 1994, pp. 1233~1260.

Gold, R. B., "Tax Deductions for Individual Retirement Saving," *National Tax Journal*, Vol. 25, No, 4, 1972, pp. 585~593.

Gravelle, J. G., "Do Individual Retirement Accounts Increase Savings?," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 5, No. 2, Spring 1991, pp. 133～148.

_____, "Tax Treatment of Retirement Savings: Pensions, IRAs, and Other Tax–Deferred Savings," *The Economic Effects of Taxing Capital Income*, MIT Press, 1994.

Skinner, J. and D. Feenberg, "The Impact of the 1986 Tax Reform on Personal Saving," in J. Slemrod(ed.), *Do Taxes Matter? The Impact of the Tax Reform Act of 1986*, MIT Press, 1990, pp. 50～79.

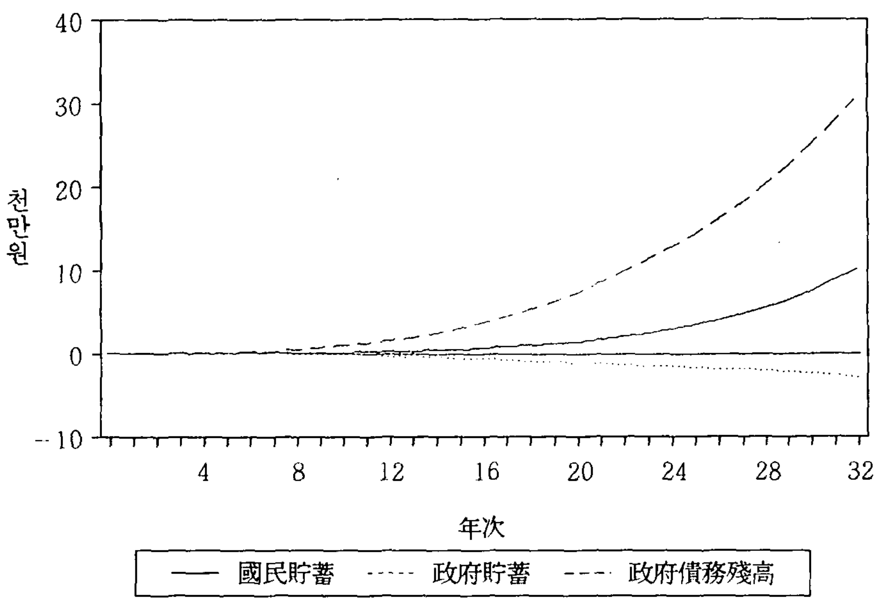
Summers, L., "Capital Taxation and Accumulation in a Life Cycle Growth Model," *American Economic Review, Vol.* 71, 1981, pp. 533～544.

Venti, S. F. and D. A. Wise, "Tax–Deferred Accounts, Constrained Choice and Estimation of Individual Saving," *Review of Economic Studies,* Vol. 53, 1986, pp. 579～601.

_____, "Have IRAs Increased U.S. Saving? Evidence from the Consumer Expenditures Surveys," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, 1990, pp. 661～698.

_____, "Government Policy and Personal Retirement Saving," *Tax Policy and the Economy*, Vol. 6, 1992, pp. 1～41.

〔附圖 1〕 國民貯蓄, 政府債務殘高



財政金融研究 第3卷 第1號(1996年 6月)

# 在庫資產에 대한 稅制가 生產에 미치는 效果
## – 美國의 경우 –

孫 元 翼*

要 約

本 論文은 在庫資產에 대한 稅制가 기업의 생산에 미치는 효과를 분석하고 있다. 실질소득이 아닌 명목소득에 대한 과세는 인플레이션이 있는 경우에 기업의 최적행위를 심각하게 왜곡시키게 된다. 인플레이션이 존재할 때 在庫資產評價方法의 선택(후입선출법 : *LIFO* 또는 선입선출법 : *FIFO*)이 課稅標準의 차이를 유발하고 그로 인해서 현금흐름의 심각한 괴리가 야기된다. 이와 같은 문제가 기업의 최적생산량까지 왜곡시키는 결과를 초래한다. 本 論文은 기존의 재고소진모형에 租稅變數를 가미한 이론적 분석을 시도하였다. 인플레이션이 있을 때 후입선출법으로 변경한 기업이 변경하지 않았을 경우보다 생산을 더 많이 한다는 결과가 이론적으로 도출되었다.

## I. 序 論

在庫資產과 관련된 경제학 분야에서의 연구는 생산과 판매의 변동성을 비교하는 데 그 초점을 맞추어 왔다. 生產安定化模型(the production-smoothing model)은 기업이 완제품재고를 보유하는 이유가 단지 수요의 변동이 클 때 생산량을 안정화하기 위함이라고 주장한다. 그러므로 이 모형이 의미하는 바는 在庫資產은 생산량을 안정화하기 위한 것이기 때문에 판매의 변동성보다 생산의

* 本院 專門研究委員

변동성이 더 작다는 것이며 이와 같은 내용이 1960年代에 실제로 관측되었다.

그러나 1970年代 以後부터는 생산안정화모형이 주장하는 것과 정반대의 사실이 관측되었다. 즉, 생산의 변동성이 오히려 판매의 변동성보다 더 크다는 사실이 관측되었으며, 많은 硏究(Blinder(1981), Blanchard(1983), West(1986), Kahn(1987))가 이 사실을 확인하고 있다.

이러한 현실을 설명하기 위하여 기존의 생산안정화모형으로부터 변형·발전된 것이 재고소진모형(stock-out model)이다. 기업이 생산을 초과하는 주문을 받았을 때 기업의 재고는 바닥이 나게 되어 부족한 만큼 판매의 손실을 입게 된다는 것이 재고소진모형이 갖고 있는 새로운 내용이다. 여기서 판매의 손실은 재고부족에 대한 벌칙성비용(penalty cost)이라 해석할 수 있으므로 기업은 재고부족을 피하기 위하여 생산을 증대할 유인을 갖게 된다는 것이다.

경제학 분야의 재고모형 중에서 租稅를 모형에 도입한 연구는 없었다. 租稅를 재고모형에 도입하게 되면 회계항목이 모형에 추가되는데 기업이 세액계산을 위하여 사용하는 항목으로 매출원가(cost of goods sold : COGS)가 있다. 매출원가는 기업이 선택하는 在庫資産評價方法에 의하여 결정되며 本 論文에서는 서로 正反對의 평가방법인 선입선출법(FIFO: first-in first-out)과 후입선출법(LIFO : last-in first-out)을 고려의 대상으로 한다.

선입선출법(*FIFO*)은 제품이 생산된 순서대로 판매된다는 가정에 기초를 두고 있는 방법으로 판매된 在庫資産의 原價가 그 자산의 實際取得價額이 된다. 그러므로 인플레이션 기간중에는 在庫資産의 단위당 평가가 과거의 낮은 가격으로 이루어진다.

후입선출법(*LIFO*)은 가장 최근에 생산된 상품이 먼저 판매된다는 가정을 기초로 하고 있어서 판매된 재고자산의 원가가 그 자산의 대체원가가 되는 평가방법이다. 따라서 인플레이션 기간중에는 在庫資産의 단위당 평가는 최근의 높은 가격으로 이루어지게 된다.

미국에서 1939年까지는 在庫資産評價方法으로 선입선출법(*FIFO*)만이 허용되었다. 후입선출법(*LIFO*)은 원재료에 대한 선물시장이 존재하지 않는 기업들이 인플레이션시에 발생하는 가공이익(inventory profit 또는 phantom profit)

에 대하여 과세되는 것을 방지하여 형평성을 재고하기 위한 수단으로 1939년에 도입되었다. 선입선출법(*FIFO*)과 후입선출법(*LIFO*)은 각각 과세표준에 미치는 효과가 크게 다르기 때문에 기업의 현금흐름에 커다란 차이를 유발시킬 수 있다.

인플레이션이 있을 때 후입선출법(*LIFO*)에 의한 매출원가(*COGS*)가 선입선출법(*FIFO*)에 의한 매출원가(*COGS*)보다 크게 되므로 과세표준(taxable income)은 후입선출법(*LIFO*)의 경우 선입선출법(*FIFO*)의 경우보다 작게 산출된다.

1973年 末 현재 뉴욕증권시장에 등록된 2,600개의 기업 중에서 후입선출법(*LIFO*)을 사용하는 기업은 단지 262개뿐이었다. 그런데 높은 인플레이션이 있었던 1974年에 추가로 약 250개의 기업이 후입선출법(*LIFO*)을 선택한 것이 관측되었다. Shoven and Bulow(1975)에 의하면 1974年의 변화로 인하여 선입선출법(*FIFO*) 때문에 발생하는 전체 가공이익의 약 15%, 금액으로 약 52억달러가 감소되었다고 한다. 이상에서 보는 바와 같이 在庫資產의 評價方法에 따라 稅負擔이 크게 좌우되므로 평가방법의 선택이 기업의 현금흐름에 매우 중요한 영향을 미치게 된다.

本 論文은 재고자산에 대한 稅制가 기업의 생산에 미치는 영향을 분석하려는데 그 목적이 있기 때문에 在庫資產評價方法을 선입선출법(*FIFO*)에서 후입선출법(*LIFO*)으로 전환한 기업을 분석의 대상으로 하고 있다. 만약 선입선출법(*FIFO*)에서 후입선출법(*LIFO*)으로 전환한 기업이 최적생산량의 변화를 보인다면, 이는 稅制가 중립적이지 못하여 기업의 생산을 왜곡시키고 있다고 할 수 있다. 즉 在庫資產에 대한 稅制가 기업의 최적생산량을 변화시켰다고 해석할 수 있다. 이와 같은 세제의 효과를 분석하기 위하여 기존의 재고소진모형(stock-out model)에 매출원가(*COGS*)의 회계항목을 추가한 이론적 모형의 개발을 시도하였다.

이론적 분석으로부터 도출된 결과는 인플레이션이 있는 기간에 선입선출법(*FIFO*)으로부터 후입선출법(*LIFO*)으로 전환한 기업의 경우 생산을 더 많이 한다는 것이다. 이 결론이 의미하는 바는 인플레이션이 있는 기간에 동일한 기

업의 경우에도 선입선출법(*FIFO*)을 사용할 때보다는 후입선출법(*LIFO*)을 사용할 때 더 많은 생산을 하게 된다는 것을 의미한다.

후입선출법(*LIFO*)을 사용하는 기업은 선입선출법(*FIFO*)을 사용하는 기업에 비하여 매출원가(*COGS*)가 높게 평가되어 과세표준이 적게 산출되므로 인플레이션이 있는 경우에 세제상의 혜택이 주어진다. 그러나 예상보다 큰 수요때문에 재고가 바닥이 났을 경우 낮은 가격에 생산된 제품의 판매원가가 매출원가(*COGS*)에 반영되기 때문에 과세표준이 급격히 증가하여 큰 세부담을 안게 되는 위험이 존재한다. 따라서 이와 같은 위험을 피하기 위하여 후입선출법(*LIFO*)을 사용하는 기업은 재고부족을 피하려는 유인을 갖게 되므로 선입선출법(*FIFO*)을 사용할 때보다 더 많은 생산을 하게 된다.

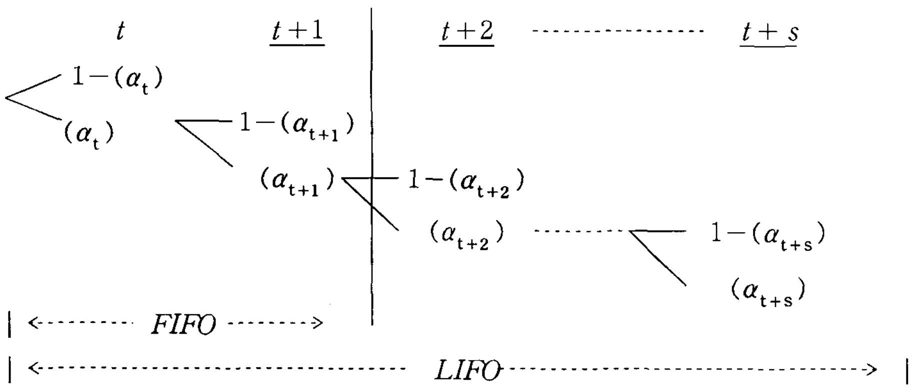
## II. 問題의 性格

本 硏究에서 논의되는 문제는 일반적인 동학문제(dynamic problem)와는 차이가 있는데 수요의 불확실성이 모형에 추가되기 때문이다. 우리가 직면한 문제의 성격은 다음과 같이 〔圖 1〕로 표현할 수 있다. 여기서 $1-\alpha_t$는 재고가 모두 소진(stock-out)될 가능성이고, $\alpha_t$는 재고가 모두 소진되지 않을(non-stock-out) 가능성이다. 다음의 그림에서 $1-\alpha_t$와 $\alpha_t$는 재고소진(stock-out)과 재고비소진(non-stock-out)의 확률을 표현한 것이다.

만일 $t$期에 기업의 재고가 모두 소진된다면, 즉 〔圖 1〕에서 $1-\alpha_t$가 실현되었다면, $t$期 以後는 문제의 解와는 상관이 없게 된다. $t$期에 기업의 재고가 모두 소진되지 않았다면 즉 〔圖 1〕에서 $\alpha_t$가 실현되었다면, $t$期 以後의 상황이 문제의 解와 관련이 있게 된다. $t$期에 $\alpha_t$가 발생하면 $t+1$期에는 $1-\alpha_{t+1}$ 또는 $\alpha_{t+1}$의 상황에 직면하게 되고 $t+1$期에 $1-\alpha_{t+1}$이 발생하면 $t+1$期에서 문제가 종결된다. 그러나 $\alpha_{t+1}$이 발생하면 $t+1$期 以後의 상황이 포함되며 문제의 이러한 성격은 $t+s-1$期까지 재고의 소진(stock-out)이 발생하지 않는 한 $t+s$期까지 이어지게 된다.

선입선출법(*FIFO*)의 경우, 만약 $t$期에 재고가 모두 소진되면 문제는 $t$期에서 종결되고 만약 $t$期에 재고가 소진되지 않으면 $t+1$期까지의 상황이 고려되어야 하는데 그 이유는 $t$期에서 넘어온 $q_t$의 재고분이 $t+1$期에 먼저 판매되기 때문이며 또한 $q_t$의 재고분이 $t+1$期 以後로는 이월되지 않는 것을 가정하기 때문이다[1]. 따라서 선입선출법(*FIFO*)을 사용하는 기업은 $t+1$期까지만 고려하여 문제의 解를 구하면 되는 것이다.

〔圖 1〕




가장 최근에 생산된 것이 가장 먼저 판매된다고 보는 후입선출법(*LIFO*)의 경우는 상황이 다르다. 만약 $t$期에 재고소진(stock-out)이 발생하면 단지 $t$期만이 문제의 解와 관련이 있으므로 후입선출법을 사용하는 경우와 선입선출법을 사용하는 경우에 문제의 解가 같아지게 된다. 왜냐하면 매출원가(*COGS*)의 표현이 두 경우에 같아지기 때문이다. 그러나 만일 $t$期에 재고소진(stock-out)이 발생하지 않고 $t+1$期에 발생하면, $t+1$期도 문제의 解에 관련이 있게 되며 $t+s-1$期까지 stock-out이 발생하지 않고 $t+s$期에 발생하면 기업은 $t+s$期까지 모든 기대수요를 고려하여 $q_t$를 결정하게 되므로 $t+s$期까지의 관련 항목들이 문제의 解와 관련이 있게 된다.

---

1) $t$期의 수요가 $t-1$期로부터 이월된 재고보다는 크다는 가정으로 재고자산의 회전율(turn-over ratios)을 통하여 실증적으로 확인되고 있다.

# III. 理論的 模型

## 1. IRS 規程

이론적 모형의 개발에 앞서 在庫資産評價方法과 관련된 현실적 규정들을 알아본다. 실제로 기업은 在庫資産評價方法 선택에 있어서 다음과 같은 IRS의 규제를 받고 있다.

1) 일단 후입선출법(*LIFO*)을 선택하면, IRS의 승인 없이는 변경할 수 없다.
2) 후입선출법(*LIFO*)으로 변경한 기업은 6年間 다시 변경하는 것이 금지된다.
3) 후입선출법 동일적용규칙(*LIFO* Conformity Rule)

이러한 규정은 회계처리방법의 선택을 제한할 수 있는데 선입선출법(*FIFO*)에서 후입선출법(*LIFO*)으로의 변경은 제한이 없으나 다시 선입선출법(*FIFO*)으로 변경하는 것은 IRS의 승인 대상이 되며 후입선출법(*LIFO*)에서 다시 선입선출법(*FIFO*)으로 변경하려면 최소한 6年間 사용해야 한다. 또한 후입선출법(*LIFO*)을 사용하는 기업이 주주 또는 채권자를 위한 보고서에 후입선출법(*LIFO*)이 아닌 다른 평가방법을 사용하여 재고자산의 가치를 평가하는 것을 금지하는 규정도 있다.

Johnson과 Dhaliwal(1988)은 기업이 선입선출법(*FIFO*)으로 재변경하는 행위에 대한 연구에서 이러한 변경은 드물게 일어나며, 선입선출법(*FIFO*)으로 재변경하는 기업은 통상 재정적 어려움을 겪고 있는 기업들이라는 사실을 밝히고 있다. 本 論文에서는 $t-1$期까지 선입선출법(*FIFO*)을 사용한 기업이 $t$期에 후입선출법(*LIFO*)으로 변경할 것인지 또는 선입선출법(*FIFO*)을 그대로 사용할 것인지에 대한 결정에 초점을 두고 있다.

## 2. 模 型

기업이 직면한 문제는 순이익의 현재할인가치를 극대화하는 것으로서 기업은 생산량과 在庫資産評價方法의 선택을 통하여 이를 달성한다. $t>0$期에 기업은 어떤 在庫資産評價方法이 순이익의 현재가치를 더 높이는 방법인가의 분석에 따라 후입선출법(*LIFO*)으로 변경할 것인지 혹은 계속 선입선출법(*FIFO*)을 사용할 것인지를 결정한다.

$X_t$는 $t$期의 수요를 나타내고 수요는 每期 末에 큰 수요 $X_t^H$와 작은 수요 $X_t^L$의 두 가지 비연속적인 값으로 실현된다고 가정한다. $X_t^H$와 $X_t^L$이 발생할 확률은 각각 $1-\alpha_t$와 $\alpha_t$이고, $X_t^H$는 재고소진(stock-out)을 야기하는 반면 $X_t^L$은 재고비소진(non-stock-out)을 야기하며 수요는 시간에 독립적이라고 가정한다.

기업은 $t-1$期 末의 제품재고자산 $I_{t-1}$과 $t$期의 기대수요 $E_{t-1}X_t$를 기초로 하여 $t$期의 생산량 $q_t$를 $t$期 初에 결정한다. 생산제품은 生産期間 때문에 $t$期 末에 판매가 가능하다. 따라서 $t$期에 판매 가능한 제품은 $I_{t-1}$과 $q_t$의 합계가 된다.

기업은 수요가 판매 가능한 제품의 양을 초과할 경우, 판매 가능한 모든 재고자산을 판매하며, 충족되지 못한 수요는 다음 期로 이월될 수 없다고 가정한다.

그러면 $t$期의 매출 $S_t$는

$$S_t=\min(I_{t-1}+q_t,\ X_t)\text{와 같이 표현되고,} \qquad (1)$$

재고자산 축적식은

$$I_t=I_{t-1}+q_t-S_t\text{가 되며} \qquad (2)$$

$t$期의 기대매출(expected sales)은 다음과 같다.

$$E_{t-1}S_t=(1-\alpha_t)(I_{t-1}+q_t)+\alpha_t X_t^L \qquad (3)$$

$1-\alpha_t$의 확률로 全體在庫資産만큼의 매출이 발생하고, $\alpha_t$의 확률로 작은 수요 $X_t^L$만큼의 매출이 발생하는 것을 의미한다.

세액산출 함수는 $T_t^i = \tau_t[P_t S_t - COGS_t^i]$, $i = LIFO, FIFO$와 같이 표현된다. 즉 $t$期에 있어서 기업의 납세액은 매출액에서 매출원가($COGS$)를 뺀 명목이익에 한계세율을 곱하여 산출하며 $COGS_t$는 $t$期에 세액산출을 위하여 기업이 사용하는 원가를 나타낸다. $COGS_t$는 기업이 선택한 在庫資産評價方法($FIFO$ 또는 $LIFO$)에 좌우되므로 납세액 역시 在庫資産評價方法에 영향을 받는다. 한계세율 $\tau$는 이익과 손실에 대칭적으로 적용된다고 가정한다[2].

판매된 제품의 원가는 在庫資産評價方法에 좌우된다. 만일 기업이 $t$期에 선입선출법($FIFO$)을 선택하면 $E_{t-1}COGS_t^F$는 다음과 같다.

$$E_{t-1}COGS_t^F = (1-\alpha_t)\{bm_{t-1}I_{t-1} + bm_t q_t\} + \alpha_t\{bm_{t-1}I_{t-1} + bm_t(X_t^L - I_{t-1})\} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

선입선출법($FIFO$)을 선택한 기업은 前期에서 이월된 在庫資産으로 수요를 먼저 충족시키고 부족한 부분은 當該期에 생산된 것으로 충족시킨다고 가정한다.

$COGS_t$ 式에서 첫번째 항목은 재고소진(stock-out)이 발생하여 기업의 모든 제품을 판매한 표현으로 $t-1$期에서 이월된 在庫資産은 $bm_{t-1}$로 평가되고 $t$期의 생산품은 $bm_t$로 평가된다. 여기서 $bm$은 판매된 상품의 명목생산비용을 의미하며 式 (6)의 생산함수를 설명할 때 자세히 정의된다.

$COGS_t$ 式에서 두번째 항목은 수요가 판매가능한 제품보다 작은 경우를 나타낸다. 만일 후입선출법($LIFO$)를 선택하면 $E_{t-1}COGS_t^L$는 다음과 같이 표현된다.

2) 현재 稅體系는 이익과 손실을 비대칭적으로 처리하고 있다. 즉 모든 이익이 한계세율 $\tau$로 課稅되는 반면, 손실은 $\tau$와 같은 비율로 완전히 공제되지 않는다. 분석의 단순성을 위하여 대칭된 稅體系를 가정한다.

$$E_{t-1} COGS_t^L = (1-\alpha_t)\ \{bm_{t-1} I_{t-1} + bm_t q_t\} +$$
$$\alpha_t [\delta_t bm_t X_t^L + (1-\delta_t)\{bm_t q_t + bm_{t-1}(X_t^L - q_t)\}] \quad \cdots\cdots (5)$$

$COGS_t$ 式에서 첫번째 항목은 재고소진(stock-out)이 발생한 경우의 표현으로서 재고소진(stock-out)이 발생하면 기업은 모든 생산품을 판매하게 되므로 선입선출법(*FIFO*)의 경우와 표현이 같아지게 된다.

$COGS_t$ 式에서 두번째 항목은 수요($X_t$)와 생산량($q_t$)의 크기에 따라 두 가지로 표현되는데 표시함수(indicator function) $\delta_t$는 $X_t^L$이 $q_t$보다 작을 경우 1의 값을 갖고, $X_t^L$이 $q_t$보다 클 경우 0의 값을 갖는다. 즉 $X_t^L$이 $q_t$보다 작으면, $t$期에 생산한 $q_t$가 $X_t^L$을 충족하고도 남기 때문에 前期에서 이월된 $I_{t-1}$중에서는 판매된 것이 없게 된다. 반대로 $X_t^L$이 $q_t$보다 크면, $t$期에 생산된 $q_t$는 모두 판매되고 수요를 충족하기 위하여 부족한 부분을 $I_{t-1}$으로부터 판매한 것으로 표현된다.

$t$期의 총명목생산비용(nominal total cost of production)은 다음과 같이 표현된다.

$$C(q_t,\ m_t) = m_t \varphi(q_t) \quad \cdots\cdots (6)$$

여기서 $\varphi(q_t)$는 실질비용함수로서 $\varphi(q_t) = bq_t$와 같이 선형으로 가정한다. 선형비용함수는 2차 비용함수가 갖고 있는 생산안정화(production-smoothing)의 동기를 제거할 수 있는 형태로 Kahn(1987)과 Blanchard and Fisher (1989)의 재고소진모형(stock-out model)에서도 사용되고 있다. $m_t$는 생산품 한 단위당 생산비용의 명목가치로서 인플레이션을 반영하는데 $m_t = k \cdot P_t$라 가정한다. 여기서 $k$는 $0<k<1$을 만족하는 상수이며 $P_t$는 $t$期의 제품가격을 나타낸다. 제품가격의 인플레이션은 $\theta_t$로 표현한다. 즉, $P_t = (1+\theta_t)P_{t-1}$

으로 정의되는데 분석의 단순화를 위하여 $\theta_t=\theta$ $\forall t$라 가정한다.

재고자산보관비용(inventory holding cost)은 2차 함수로 $H(I_t)=(\frac{1}{2})h\cdot I_t^2$와 같이 가정한다. 수요가 每期의 末에 실현되기 때문에 $I_{t-1}$을 보관하고 있는 기업은 $X_t$가 실현되는 $t$期 末까지 $I_{t-1}$을 보관해야 하며 그에 따른 보관비용 $H(I_{t-1})$을 부담해야 한다. 즉 $t-1$期로부터 이월된 재고자산의 보관비용이 $t$期의 이윤을 계산할 때 적용된다는 것이다.

기업은 제품형태의 在庫資産만을 갖고 다른 형태(반제품 또는 원료)의 在庫資産은 없는 것으로 가정한다. 이 가정은 在庫資産에 관한 대부분의 연구에서 채택하고 있는 정형화된 가정(stylized assumption)으로 분석을 단순화시켜 준다.

이상의 내용을 종합하면, 기업은 순이익의 현재할인가치를 극대화하기 위하여 다음의 문제를 푼다고 할 수 있다.

$$\underset{q_t}{Max} \quad E_{t-1}\sum_{s=t}^{\infty}\beta^{s-t}\Pi_s^i$$

$$\text{subject to } I_t=I_{t-1}+q_t-S_t \ \forall t \quad \cdots\cdots (7)$$

where

$$\Pi_t^i=P_tS_t-C(q_t,\ m_t)-T_t^i-H(I_{t-1})\ \forall t$$

$$T_t^i=\tau\{P_tS_t-COGS_t^i\}$$

$$i=LIFO,\ FIFO$$

$$\beta=\text{discount factor},\ 0<\beta<1$$

## Ⅳ. 最適生産量

### 1. 先入先出法(*FIFO*)의 경우

最適生産量을 구하기 위하여 목적함수식 (7)을 $q_t$로 미분하면 다음과 같은

1차 조건을 얻는다.

$$\frac{\partial C(q_t, m_t)}{\partial q_t} = (1-\tau)P_t\frac{\partial E_{t-1}S_t}{\partial q_t} + \tau\frac{\partial E_{t-1}COGS_t^F}{\partial q_t}$$

$$+(1-\tau)P_{t+1}\beta\frac{\partial E_{t-1}S_{t+1}}{\partial q_t} + \tau\beta\frac{\partial E_{t-1}COGS_{t+1}^F}{\partial q_t} - \beta\frac{\partial E_{t-1}H(I_t)}{\partial q_t} \tag{8}$$

1차조건식 (8)로부터 선입선출법(*FIFO*)을 사용한 경우의 최적생산량, $q_t^F$를 구하면 다음과 같다[3].

$$\begin{aligned} q_t^F = & [\{(1-\tau)P_t(1-\alpha_t)\}/(\beta h\alpha_t^2)] + [(bm_t)/(\beta h\alpha_t^2)] \\ & + [\{\tau(1-\alpha_t)bm_t\}/(\beta h\alpha_t^2)] + [\{(1-\tau)P_{t+1}(1-\alpha_{t+1})\}/(h\alpha_t)] \\ & + (X_t^L - I_{t-1}) + [\tau(bm_t - bm_{t+1}\alpha_{t+1})/(h\alpha_t)] \end{aligned} \tag{9}$$

## 2. 後入先出法(*LIFO*)의 경우

후입선출법을 사용한 경우의 1차조건은 다음과 같다.

$$\frac{\partial C(q_t, m_t)}{\partial q_t} = (1-\tau)P_t\frac{\partial E_{t-1}S_t}{\partial q_t} + \tau\frac{\partial E_{t-1}COGS_t^L}{\partial q_t}$$

$$+(1-\tau)P_{t+1}\beta\frac{\partial E_{t-1}S_{t+1}}{\partial q_t} + \tau\beta\frac{\partial E_{t-1}COGS_{t+1}^L}{\partial q_t} - \beta\frac{\partial E_{t-1}H(I_t)}{\partial q_t} \tag{10}$$

1차조건식 (10)으로부터 다음과 같은 후입선출법(*LIFO*)을 사용한 경우의 최

3) 계산과정은 부록 참조.

적생산량, $q_t^L$을 얻는다[4].

$$q_t^L = [\{(1-\tau)P_t(1-\alpha_t)\}/(\beta h\alpha_t^2)] - [(bm_t)/(\beta h\alpha_t^2)]$$
$$+[\{\tau(1-\alpha_t)bm_t\}/(\beta h\alpha_t^2)] + [\{\tau(1-\delta_t)b(m_t - m_{t-1})\}/(\beta h\alpha_t)]$$
$$+[\{(1-\tau)P_{t+1}(1-\alpha_{t+1})\}/(h\alpha_t) + (X_t^L - I_{t+1})]$$
$$+[\{\tau bm_t(1-\alpha_{t+1})\}/(h\alpha_t)] \quad \cdots\cdots (11)$$

## 3. 最適生產量의 比較

선입선출법(*FIFO*)하에서의 최적생산량 $q_t^F$와 후입선출법(*LIFO*)하에서의 최적생산량 $q_t^L$로부터 在庫資產에 대한 稅制가 기업의 생산결정을 왜곡시키는 효과가 있는가를 분석하기 위하여 최적생산량간의 크기를 비교한다. 즉 $D=q_t^L - q_t^F$를 구하여 $D_t=0$이면 세제의 왜곡효과는 없는 것이 되며, $D_t \neq 0$이면 세제 때문에 생산이 왜곡되었음을 알 수 있다.

式 (9)와 式 (11)로부터 다음과 같은 결론을 얻을 수 있다.

$$D_t = q_t^L - q_t^F = \{\tau b\alpha_{t+1}kP_t\theta\}/(h\alpha_t)$$
$$+\{\tau(1-\delta_t)bkP_{t-1}\theta\}/(\beta h\alpha_t)$$
$$=[\tau bkP_{t-1}\theta\{\beta(1+\theta)\alpha_{t+1}+1\}]/(\beta h\alpha_t) \text{ if } \delta_t=0$$
$$=\{\tau b\alpha_{t+1}kP_t\theta\}/(h\alpha_t) \text{ if } \delta_t=1 \quad \cdots\cdots (12)$$

인플레이션이 존재하는 한, 즉 $\theta>0$ 이면 $D_t>0$가 항상 만족된다. 인플레이션이 있는 한 후입선출법(*LIFO*)하에서의 생산이 선입선출법(*FIFO*)하에서의 생산보다 항상 큰 것을 알 수 있다. 물론 디플레이션이 있으면 반대의 결과가 발생하게 된다. 따라서 인플레이션이 존재하는 한 기업이 선입선출법(*FIFO*)

4) 계산과정은 부록 참조.

에서 후입선출법($LIFO$)으로 변경할 경우 그 기업의 생산이 증가하게 됨을 알 수 있다. 결국 인플레이션이 있을 때 在庫資産에 대한 稅制가 기업의 생산결정을 왜곡시키는 효과를 갖고 있음을 의미한다. 式 (12)로부터 $\theta>0$이라도 $\tau=0$이면 $D_t=0$ 즉 최적생산량간의 차이가 없어짐을 알 수 있으며, 이는 稅制가 기업의 생산에 영향을 미치고 있음을 의미한다고 이해할 수 있다. 式 (12)로부터 $\tau>0$이라도 $\theta=0$일 경우는 역시 $D_t=0$을 만족한다. 즉 인플레이션이 없을 경우 최적생산량에는 차이가 나지 않게 되는데, 이는 인플레이션 때문에 선입선출법($FIFO$)과 후입선출법($LIFO$)의 매출원가($COGS$)가 달라져서 과세소득(taxable income)과 과세부담(tax liabilities)이 달라지게 되기 때문이다.

式 (12)가 의미하는 바는 후입선출법($LIFO$)을 사용하는 기업의 재고가 소진되었을 경우 낮은 가격에 생산된 제품의 판매원가가 매출원가($COGS$)에 반영되어 큰 세부담을 안게 될 위험이 존재하므로, 후입선출법($LIFO$)을 사용하는 기업은 재고소진(stock-out)을 피하려는 유인을 갖게 되어 더 많은 생산을 하게 된다는 것이다.

## 4. 比較靜學分析

本 節에서는 선입선출법($FIFO$)하에서의 최적생산량과 후입선출법($LIFO$)하에서의 최적생산량의 차이가 주요변수의 변화에 따라 어떻게 영향을 받는가를 분석한다[5].

### 가. 한계세율($\tau$)의 변화

$$\frac{\partial D_t}{\partial \tau}=(b\alpha_{t+1}kP_t\theta)/h\alpha_t>0$$

한계세율($\tau$)이 증가할수록 在庫資産의 評價方法($FIFO$ 또는 $LIFO$)에 상관없이 늘어나는 稅負擔 때문에 생산을 축소할 동기를 갖게 될 것이다. 그러나 在

5) 분석의 단순화를 위하여 $\delta=1$인 경우의 결과를 가지고 분석한다. $\delta=0$인 경우의 결과를 사용하여도 분석의 결과(qualitative results)에는 변함이 없다.

庫資産評價方法에 따라 생산을 축소하는 정도가 달라지게 된다. 즉 선입선출법(*FIFO*)을 사용하는 경우보다 후입선출법(*LIFO*)을 사용하는 경우 생산축소의 정도가 작아지게 되는데 그 이유는 후입선출법(*LIFO*)을 사용할 경우 한계세율($\tau$)이 증가할 때 세제상의 혜택(tax savings)도 같이 증가하기 때문이다. 따라서 최적생산량의 차이($D_t$)는 한계세율($\tau$)이 증가할수록 더욱 커지게 된다.

나. 인플레이션($\theta$)의 변화

$$\frac{\partial D_t}{\partial \theta} = (b\alpha_{t+1} kP_t \tau)/h\alpha_t > 0$$

인플레이션($\theta$)이 증가하면 제품단위당 이익이 증가하게 되므로 在庫資産評價方法과 상관없이 생산을 증가할 동기가 발생한다. 그러나 후입선출법(*LIFO*)을 사용하는 경우 인플레이션($\theta$)이 증가할 때 세제상 혜택(tax savings)도 동시에 증가하므로 생산을 더욱 증가하게 되는 반면, 선입선출법(*FIFO*)을 사용하는 경우는 인플레이션($\theta$)이 증가할수록 稅負擔이 증가하게 되므로 오히려 생산을 줄이려는 동기가 동시에 발생하게 된다. 따라서 최적생산량의 차이($D_t$)는 인플레이션($\theta$)이 증가할수록 더욱 커지게 된다.

## V. 要約 및 結論

本 論文에서는 在庫資産에 대한 租稅制度가 기업의 생산에 미치는 영향에 대하여 이론적으로 고찰하였다. 분석을 위하여 기존의 재고소진모형(stock-out model)을 조세관련 항목을 추가하여 확장하였다. 추가된 조세항목이 在庫資産評價方法에 의하여 좌우되기 때문에 인플레이션이 존재하는 한 재고자산에 대한 稅制가 기업의 행위에 영향을 미칠 수 있게 된다. 稅制의 효과를 분석하기 위하여 前期까지 선입선출법(*FIFO*)을 사용한 기업이 當該期에 선입선출법(*FIFO*)을 그대로 사용할 경우의 최적생산량($q_t^F$)과 후입선출법(*LIFO*)으로 변경할 경우의 최적생산량 ($q_t^L$)을 도출하여 최적생산량간의 차이 ($D_t$)를 구하였다.

도출된 결과는 기업이 在庫資產評價方法을 후입선출법(*LIFO*)으로 바꿀 경우 선입선출법(*FIFO*)을 그대로 사용할 경우보다 더 많은 생산을 한다는 것이다. 이 결과가 의미하는 바는 在庫資產評價와 관련된 稅制 때문에 기업의 최적 행위가 왜곡되고 있다는 것이다. 따라서 기업의 在庫資產과 관련된 稅制가 인플레이션이 있는 경우 기업의 행위에 비중립적이라는 것과 이로 인하여 자원배분의 왜곡과 같은 비효율성이 야기되고 있다는 결과를 도출하였다.

본 연구는 재고자산과 관련된 세제가 인플레이션이 존재할 때 기업의 생산행위에 비중립적(non-neutral)으로 작용한다는 것을 이론적으로 보였다. 구체적으로 선입선출법(*FIFO*)에서 후입선출법(*LIFO*)으로 변경한 기업이 선입선출법(*FIFO*)을 유지하였을 때보다 생산을 더 많이 한다는 것을 보였는데 이는 후입선출법(*LIFO*)을 사용하는 기업이 선입선출법(*FIFO*)을 사용하는 유사한 기업보다 재고자산을 더 많이 보유한다는 관측에 대한 설명이 된다고 할 수 있다. 우리나라의 경우도 후입선출법(*LIFO*)과 선입선출법(*FIFO*)을 모두 허용하고 있으므로 인플레이션이 있는 경우 기업의 생산이 왜곡될 소지가 존재한다. 따라서 본 논문에서 도출된 결과가 재고자산과 관련된 세제에 시사하는 바가 크다고 생각한다. 이와 같은 재고자산에 대한 세제의 비중립성을 제거하여 효율성을 제고하기 위하여는 인플레이션에 영향 받지 않는 재고자산평가방법의 개발이 요구된다.

## 參 考 文 獻

Abel, A.B., "Inventories, Stock-outs and Production Smoothing," *Review of Economic Studies,* Vol. LII, 1985, pp. 283～293.

Biddle, G.C., "Accounting Methods and Management Decisions : The Case of Inventory Costing and Inventory Policy," *Journal of Accounting Research,* Vol. 18, 1980, pp. 235～295.

Blanchard, O.J., "The Production and Inventory Behavior of the American Automobile Industry," *Journal of Political Economy,* Vol. 91, 1983, pp. 365～400.

Blinder, Alan S., "Retail Inventory Behavior and Business Fluctuations," *Brookings Papers on Economic Activity,* Vol. 2, 1981, pp. 443～505.

Feldstein, M. and L. Summers, "Inflation and the Taxation of Capital Income in the Corporate Sector," *Inflation, Tax Rules, and Capital Formation,* University of Chicago Press, pp. 116～150.

Holt, C., F. Modigliani, J. Muth, and H. Simon, *Planning Production, Inventories, and Work Force,* Englewood Cliffs : Prentice-Hall, 1960.

Johnson, W.B., D.S. Dhaliwal, "LIFO Abandonment," *Journal of Accounting Research,* Vol. 26, 1988, pp. 236～272.

Kahn, J.A., "Inventories and the Volatility of Production," *American Economic Review,* Vol. 77, September 1987, pp. 667～679.

Shoven, J.B. and J.I. Bulow, "Inflation Accounting and Nonfinancial Corporate Profits : Physical Assets," *Brookings Papers on Economic Activity,* Vol. 3, 1975, pp. 557～611.

West, K.D., "A Variance Bounds Test of the Linear Quadratic Inventory Model," *Journal of Political Economy,* Vol. 94, April 1986, pp. 374～401.

## 附錄：最適生産量의 導出

### 1. 先入先出法(*FIFO*)

1차조건식 (8)을 式 (附 1)이라 하자.

$$\frac{\partial C(q_t, m_t)}{\partial q_t} = (1-\tau)P_t \frac{\partial E_{t-1} S_t}{\partial q_t} + \tau \frac{\partial E_{t-1} COGS_t^F}{\partial q_t}$$

$$+ (1-\tau)P_{t+1}\beta \frac{\partial E_{t-1} S_{t+1}}{\partial q_t} + \tau\beta \frac{\partial E_{t-1} COGS_{t+1}^F}{\partial q_t} - \beta \frac{\partial E_{t-1} H(I_t)}{\partial q_t} \quad \text{(附 1)}$$

각 항목을 계산하면

$C(q_t, m_t) = m_t b q_t$이므로

$$\frac{\partial C(q_t, m_t)}{\partial q_t} = bm_t \text{가 되고} \quad \text{(附 2)}$$

$E_{t-1} S_t = (1-\alpha_t)(I_{t-1} + q_t) + \alpha_t X_t^L$이므로

$$\frac{\partial (E_{t-1} S_t)}{\partial q_t} = (1-\alpha_t)\text{가 된다.} \quad \text{(附 3)}$$

$E_{t-1} COGS_t^F = (1-\alpha_t)\{bm_{t-1} I_{t-1} + bm_t q_t\} +$

$\alpha_t \{bm_{t-1} I_{t-1} + bm_t (X_t^L - I_{t-1})\}$이므로

$$\frac{\partial E_{t-1} COGS_t^F}{\partial q_t} = (1-\alpha_t) bm_t \text{가 되고} \quad \text{(附 4)}$$

$E_{t-1} S_{t+1} = (1-\alpha_{t+1})(E_{t-1} I_t + q_{t+1}) + \alpha_{t+1} X_{t+1}^L$ 이고

여기서 $E_{t-1} I_t = I_{t-1} + q_t - E_{t-1} S_t$

$= I_{t-1} + q_t - [(1-\alpha_t)(I_{t-1} + q_t) + \alpha_t X_t^L]$

$= \alpha_t (I_{t-1} + q_t - X_t^L)$ 이므로

$$\frac{\partial E_{t-1} S_{t+1}}{\partial q_t} = (1-\alpha_{t+1})\alpha_t \text{가 된다.} \quad \text{(附 5)}$$

$$E_{t-1}COGS^{F}_{t+1}=(1-\alpha_{t+1})\{bm_t E_{t-1}I_t+bm_{t+1}q_{t+1}\}+$$
$$\alpha_{t+1}\{bm_t E_{t-1}I_t+bm_{t+1}(X^{L}_{t+1}-E_{t-1}I_t)\}$$ 이므로

$$\frac{\partial E_{t-1}COGS^{F}_{t+1}}{\partial q_t}=bm_t\alpha_t-bm_{t+1}\alpha_t\alpha_{t+1}$$
$$=bm_t\alpha_t\{1-(1+\theta)\alpha_{t+1}\}$$ 이 된다. (附 6)

$$E_{t-1}H(I_t)=E_{t-1}\frac{1}{2}hI_t^2$$ 이고

$$E_{t-1}I_t=\alpha_t(I_{t-1}+q_t-X^{L}_t)$$ 이므로

$$\frac{\partial E_{t-1}H(I_t)}{\partial q_t}=h\alpha_t^2(I_{t-1}+q_t-X^{L}_t)$$ 이 된다. (附 7)

式 (附 2)~式 (附 7)을 式 (附 1)에 대입하면 아래와 같은 최적생산량을 구할 수 있다.

$$q_t^F=[\{(1-\tau)P_t(1-\alpha_t)\}/(\beta h\alpha_t^2)]-[(bm_t)/(\beta h\alpha_t^2)]$$
$$+[\{\tau(1-\alpha_t)bm_t\}/(\beta h\alpha_t^2)]+[\{(1-\tau)P_{t+1}(1-\alpha_{t+1})\}/(h\alpha_t)]$$
$$+(X^{L}_t-I_{t-1})+[\tau(bm_t-bm_{t+1}\alpha_{t+1})/(h\alpha_t)] \qquad (附\ 8)$$

## 2. 後入先出法(*LIFO*)

1차조건식 (10)을 式 (附 9)라 하자.

$$\frac{\partial C(q_t,m_t)}{\partial q_t}=(1-\tau)P_t+\frac{\partial E_{t-1}S_t}{\partial q_t}+\tau\frac{\partial E_{t-1}COGS^{L}_t}{\partial q_t}$$

$$+(1-\tau)P_{t+1}\beta\frac{\partial E_{t-1}S_{t+1}}{\partial q_t}+\tau\beta\frac{\partial E_{t-1}COGS^L_{t+1}}{\partial q_t}-\beta\frac{\partial E_{t-1}H(I_t)}{\partial q_t} \quad (\text{附 } 9)$$

선입선출법(*FIFO*)의 경우와 다른 항목이 매출원가(*COGS*)이므로 그 표현을 구하면

$$E_{t-1}COGS^L_t=(1-\alpha_t)\{bm_{t-1}I_{t-1}+bm_tq_t\}+$$

$$\alpha_t\{\delta_t bm_tX^L_t+(1-\delta_t)[bm_tq_t+bm_{t-1}(X^L_t-q_t)]\}$$이므로

$$\frac{\partial E_{t-1}COGS^L_t}{\partial q_t}=(1-\alpha_t)bm_t+\alpha_t(1-\delta_t)b(m_t-m_{t-1})$$이 된다.

(附 10)

$$E_{t-1}COGS^L_{t+1}=(1-\alpha_{t+1})\{bm_tE_{t-1}I_t+bm_{t+1}q_{t+1}\}+$$

$$\alpha_{t+1}\{\delta_{t+1}bm_{t+1}X^L_{t+1}+(1-\delta_{t+1})[bm_{t+1}q_{t+1}+bm_t(X^L_{t+1}-q_{t+1})]\}$$

이라 표현되므로

$$\frac{\partial E_{t-1}COGS^L_{t+1}}{\partial q_t}=\alpha_t(1-\alpha_{t+1})bm_t$$가 되고 (附 11)

式 (附 2), (附 3), (附 5), (附 7), (附 10), (附 11)을 式 (附 9)에 대입하면 다음과 같은 최적생산량을 구할 수 있다.

$$q^L_t=[\{(1-\tau)P_t(1-\alpha_t)\}/(\beta h\alpha_t^2)]-[(bm_t)/(\beta h\alpha_t^2)]$$

$$+[\{\tau(1-\alpha_t)bm_t\}/(\beta h\alpha_t^2)]+[\{\tau(1-\delta_t)b(m_t-m_{t-1})\}/(\beta h\alpha_t)]$$

$$+[\{(1-\tau)P_{t+1}(1-\alpha_{t+1})\}/(h\alpha_t)+(X^L_t-I_{t+1})]$$

$$+[\{\tau bm_t(1-\alpha_{t+1})\}/(h\alpha_t)] \quad (\text{附 } 12)$$

財政金融研究 第3卷 第1號(1996年 6月)

# 租稅政策의 變化가 담배需要에 미치는 效果分析

安 鍾 錫*

요 약

본 연구에서는 우리나라 담배需要의 價格彈力性과 1996년 7월부터 시행되는 담배 관련 稅制改編이 담배需要 및 정부의 財政收入에 미치는 효과를 추정하였다. 주민 1인당 담배수요의 가격탄력성은 단기 −0.4553, 장기 −0.3322인 것으로 추정되었는데 단기적인 변화가 장기적 변화보다 큰 것은 담배소비가 습관을 형성하기 때문인 것으로 판단된다. 담배價格이 인상되면 많은 흡연자들이 흡연량을 줄이거나 아예 금연을 시도하지만 습관성 흡연자들은 이를 장기간 지속하지 못하고 다시 과거의 흡연수준으로 돌아가게 되므로 단기적인 소비량 변화가 장기적인 변화보다 크게 된다. 所得과 다른 消費財 價格에 변화가 없다면 담배消費稅를 40% 인상할 경우 시행 후 첫해에 담배消費量은 6.1~7.7% 감소하고, 담배消費稅 收入은 32.3~33.9% 증가할 것으로 예상된다. 두번째 해부터는 담배소비량과 세수입의 增加率이 같으며, 두번째 해에는 1.3~1.4%, 3~5차연도에는 인구증가로 인한 자연증가율을 약간 웃도는 수준의 증가율을 보여줄 것으로 전망된다.

---

* 本院 專門硏究委員
本 論文은 1995년에 韓國담배人蔘公社 용역사업(金裕燦 外;1995)의 일환으로 추정한 담배需要函數의 모형을 발전시키고 최근 자료를 추가하여 다시 분석한 것이다. 용역사업 수행시 자료제공 등 여러 가지 협조를 아끼지 않았던 韓國담배人蔘公社 임직원 여러분과 최근 자료를 추가하는 데 도움을 주신 영업촉진국의 황의만 부장님, 영업기획국의 강동수님, 영업촉진국의 장 고님께 깊은 감사를 드린다. 또한 자세한 논평을 해 주신 두 명의 論文評價者와 統計分析 및 原稿整理를 성실하게 도와준 金正紘 硏究員, 趙明熙 硏究助員에게 사의를 표한다.

# I. 序 論

담배需要가 價格變化에 대해 非彈力的이라면 담배관련 세부담의 증가는 담배소비에 전혀 영향을 주지 않고 정부수입의 증가만을 가져올 것이다. 그러나 담배需要가 價格變化에 대해 彈力的이라면 담배소비세의 인상에 따른 조세수입 증가효과는 적은 반면 담배소비를 줄이는 효과를 기대할 수 있다.

그러므로 정부가 稅收入 確保 또는 담배消費의 減少 중 어느 쪽에 목표를 두고 담배關聯 稅制를 改編하든 간에 세부담을 변화시키기에 앞서 담배需要의 價格彈力性을 먼저 검토하여야 한다. 그럼에도 불구하고 우리나라 담배수요의 가격탄력성에 대한 추정사례는 거의 없는 실정이다. 특히 1995년에는 교육세법을 개정하여 1996년 7월부터 담배판매액에 대해 현행 담배소비세의 40%에 해당하는 敎育稅를 추가로 부과하기로 결정하였음에도 불구하고 이러한 개정이 담배소비 및 정부의 稅收에 미치는 효과에 대한 신뢰할 만한 분석이 아직 나오지 않고 있다. 그러므로 본 연구에서는 담배소비의 가격탄력성을 추정함으로써 우리나라 정부의 담배關聯 稅制改編에 대한 기초자료를 제공하고, 1996년 7월부터 적용되는 담배관련 세제개편의 효과를 분석해 보고자 한다.

담배가격 변화가 담배수요에 미치는 효과에 대한 분석은 이용된 자료에 따라 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 하나는 집계된 統計資料를 이용하여 시계열 또는 횡단면 분석을 실시함으로써 담배가격 변화에 대한 담배수요의 반응을 분석하는 것이고 두번째는 設問調査를 통해 얻은 자료를 근거로 담배需要의 價格彈力性을 추정하는 것이다. 전자가 總量指標를 이용한 비교적 巨視的인 분석이라면 후자는 微視的인 분석이 가능한 방법이라 할 수 있다.

본 연구에서는 신뢰성 있는 자료의 입수 가능성, 연구의 목적 등을 고려하여 總量指標를 이용한 담배需要의 價格彈力性 추정을 시도한다. 먼저 담배가격 변동이 담배수요에 미친 효과에 대한 선행연구들의 연구방법, 연구결과 등을 검토하고 그 다음에 韓國담배人蔘公社에서 제공한 국내 담배판매 통계를 이용하여 우리나라의 담배가격 변화가 담배수요에 미친 효과를 평가해 본다. 그리고

담배需要函數 推定結果와 우리나라의 담배關聯 租稅政策 變化가 담배가격에 미치는 효과를 종합하여 1996년 7월부터 담배소비세에 부가되는 教育稅가 우리나라의 담배수요 및 정부수입에 어떤 영향을 주는지 검토해 본다. 마지막 節에서는 연구결과를 요약하고 정책시사점을 제시한다.

## Ⅱ. 文獻調査

담배需要의 價格彈力性은 어떤 자료를 이용하는가 그리고 어떤 통계방법을 사용하는가에 따라서 달라질 수 있다. Zimring and Nelson(1995)은 1980년부터 1993년까지 발표된 담배수요의 가격탄력성 추정에 대한 연구를 조사하여 그 결과를 비교·검토하였는데 조사대상에 포함된 29개 연구의 硏究對象, 硏究方法論이 매우 다양할 뿐만 아니라 대부분의 중요한 연구결과들을 모두 포괄하고 있다. 그러므로 Zimring and Nelson(1995)에 제시된 연구결과를 중심으로 과거의 연구들을 정리해 본다.

〈表 1〉 담배需要의 價格彈力性 推定事例

| 參考文獻 | 對象地域/階層 | 價格彈力性 推定値 | 備　考 |
|---|---|---|---|
| Fujii(1980) | 미국 | −0.45 | 시계열 1929~1973 |
| Walsh(1980) | 아일랜드 | −0.79(1961년 이전)<br>−0.38(1961년 이후) | 시계열 1953~1976 |
| Schneider et al.(1981) | 미국 | −1.23 | 시계열 1930~1978 |
| Witt and Pass(1981) | 영국 | −0.32 | 시계열 1955~1975 |
| Lewit et al.(1981) | 미국(10대) | −1.44 | 건강진단조사 1966~1970 |
| Lewit and Coate(1982) | 미국(성인) | −0.42 | 1976년 건강면접조사를 통해 연령별·성별 탄력성 추정 |
| Young(1983) | 미국 | −0.33(가격이 인상되는 경우)<br>−0.61(가격이 하락하는 경우) | Fujii의 모형을 이용 |
| Lue(1984) | 스위스 | −0.50 | 시계열 1954~1981 |
| Quan(1984) | 캐나다 | −0.70 | 패널 1971~1981 |
| Bishop and Yoo(1985) | 미국 | −0.45 | 시계열 1954~1980 |

〈表 1〉의 계속

| 參考文獻 | 對象地域/階層 | 價格彈力性 推定値 | 備　　考 |
|---|---|---|---|
| ACIR(1985)[1] | 미국 | −0.45 | 패널 1981~1983 |
| Mullahy(1985) | 미국 | −0.47 | 1979년 성별 건강면접조사 |
| Radfar(1985) | 영국 | −0.23(단기)<br>−0.39(장기) | 시계열(분기) 1965~1980 |
| Baltagi and Levin(1986) | 미국 | −0.14 | 패널 1963~1980 |
| Porter(1986) | 미국 | −0.27 | 시계열 1947~1982 |
| Godfrey(1986) | 영국 | −0.56 | 시계열 1956~1984 |
| Worgotter and Kruze(1986) | 오스트리아 | −0.54 | 시계열 1955~1983 |
| Chaloupka(1988) | 미국 | −0.26(단기)<br>−0.40(장기) | HANES 2 건강조사;연령, 성, 인종, 교육수준별 |
| Becker et al.(1987) | 미국 | −0.30(단기)<br>−0.75(장기) | 패널 1956~1985 |
| WHO(1987) | 유럽 | −0.38 | 횡단면 |
| Chaloupka and Saffer(1988) | 미국 | −0.28 | 패널 1975~1985 |
| Pekurinen and Valtonen (1987) | 핀란드 | −0.35 | 시계열 1952~1984 |
| Townsend(1987) | 영국, 사회계층에 따라(1~5 그룹 중 1 그룹이 가장 높음) | +0.15(1그룹)<br>−0.34(2그룹)<br>−0.54(3그룹)<br>−0.87(4그룹)<br>−1.26(5그룹) | 시계열 1961~1977 |
| Godfrey and Maynard(1988) | 영국 | −0.56 | 시계열 1956~1984 |
| Becker et al.(1993) | 미국 | −0.40(단기)<br>−0.75(장기) | 시계열 1955~1985 |
| Canadian Tobacco Manufacturer's Council(1990) | 캐나다 | −0.74 | 시계열 1973~1988 |
| Wasserman et al.(1991) | 미국 | −0.23(성인)<br>NS(10대)[2] | NHIS 건강조사자료 1970~1985;10대의 담배소비와 가격변화는 유의적인 상관관계가 없음. |
| Flewelling et al.(1992) | 캘리포니아 | −0.25에서 −0.35 | 다중시계열 1980~1990; 1989~1990에 중점을 둠. |
| Peterson et al.(1992) | 미국 | −0.49 | 시계열 1955~1988 |
| Keeler et al.(1993) | 캘리포니아 | −0.3에서 −0.5(단기)<br>−0.5에서 −0.6(장기) | 시계열(월별) 1980~1990 |
| Department of Finance, Canada(1993) | 캐나다 | −0.89(단기)<br>−0.71(장기) | 시계열 1968~1991 |

註 : 1) ACIR: Advisory Commission on Intergovernmental Relations, U.S.
　　2) NS = Non−significant

資料 : Zimring and Nelson(1995).
　　Department of Finance, Canada(1993).

〈表 1〉에는 1980년 이후 1993년까지 발표된 총 31개 연구의 46개 추정치를 정리하였는데 추정된 彈力性은 0.15～－1.44의 범위에 분포되어 있고 平均値는 －0.5이다. 약 절반 정도가 －0.34～－0.6의 범위 내에 있으며 中位數(median)는 －0.45이다.

연구결과들을 추정에 이용된 자료에 따라 발표된 통계자료를 이용한 것과 설문조사자료를 이용한 것으로 구분하여 보면 設問調査를 이용한 연구의 탄력성 추정치 평균은 －0.46이며 統計資料를 이용한 것 중에서 횡단면 또는 패널자료를 이용한 연구의 추정치 평균은 －0.45, 시계열자료를 이용하여 추정한 탄성치의 평균은 －0.52이다. 각각의 경우에 대한 中位數는 －0.38～－0.5의 범위 내에 분포되어 있다(〈表 2〉 참조).

〈表 2〉 利用된 統計資料에 따른 推定値의 特性

| 算出方法 \ 特性 | | 標本數 | 推定値의 範圍 | 平 均 | 中 位 數 |
|---|---|---|---|---|---|
| 設 問 調 査 | | 7 | －1.44/NS[1] | －0.46 | －0.40 |
| 總量分析 | 時 系 列 | 33 | －1.26/0.15 | －0.52 | －0.50 |
| | 橫斷面 및 패널 | 6 | －0.75/－0.14 | －0.45 | －0.45/－0.38 |

註：1) NS ＝ Non－significant

추정된 결과를 對象國家別로 구분하여 平均値를 구해 보면 〈表 3〉과 같다. 표본의 반 이상이 미국에 대한 것이지만 미국 이외에 오스트리아, 캐나다, 핀란드, 아일랜드, 유럽 전체, 스위스, 영국에 대한 추정결과도 포함하고 있다. 이들 각국에 대한 추정치의 평균을 보면 캐나다에 대한 추정치가 －0.76으로 캐나다의 담배需要가 價格變化에 대해 가장 彈力的인 것으로 나타났으며 그 다음이 아일랜드 －0.59, 오스트리아 －0.54의 순이다. 英國의 彈力性 推定値 平均은 －0.49이고, 美國의 경우에는 －0.47, 핀란드는 －0.35로 가장 낮다. 캐나다 담배需要의 價格彈力性이 다른 국가보다 특히 높은 이유는 캐나다에서 담배가격

이 인상될 경우 미국으로 가서 담배를 사오는 캐나다인이 증가하기 때문이다.

〈表 3〉 推定對象國別 담배需要의 價格彈力性 推定値의 特性

| 國　　家 | 標本數 | 推定値 平均 |
|---|---|---|
| 미　　국 | 26 | −0.47 |
| 영　　국 | 10 | −0.49 |
| 아 일 랜 드 | 2 | −0.59 |
| 스　위　스 | 1 | −0.50 |
| 오스트리아 | 1 | −0.54 |
| 핀　란　드 | 1 | −0.35 |
| 캐　나　다 | 4 | −0.76 |
| 유　　럽 | 1 | −0.38 |

이상의 결과를 종합해 보면 추정된 탄성치는 대상지역, 추정에 이용된 자료의 성격에 따라 다소 차이를 보이긴 하나 대체로 −0.3∼−0.7 수준에 집중되어 있음을 알 수 있다. 그러나 위 표에 나타난 분석은 대부분 政府에서 발표한 統計資料를 근거로 한 것으로 年齡別, 性別 또는 社會階層別 담배需要의 價格彈力性에 대한 연구는 부족한 형편이다. 설문조사를 통해서 이러한 검토가 가능하나 연구결과는 희박하다.

Lewit et al.(1981)은 1966년부터 1970년까지 미국의 12∼17세 청소년을 대상으로 실시된 吸煙性向에 대한 設問調査 결과를 바탕으로 10대들의 담배消費의 價格彈力性을 구하였다. 이들은 담배가격지수와 금연광고 방송회수 등 광범위한 獨立變數를 이용하여 10대들의 흡연량 및 흡연·비흡연 여부를 설명하는 모형을 추정하였는데 두 모형에서 모두 −1.4의 價格彈力性을 구하였다. 또한 Lewit and Coate(1982)는 1976년의 設問調査資料를 이용하여 20세 이상 성인들의 담배소비성향을 분석하였는데 그 결과에 따르면 성인들의 담배消費의 價格彈力性은 −0.42인 것으로 나타났다. 이 두 연구는 10대들의 경우 所得水準이 낮아 담배소비가 그들의 총 소득에서 차지하는 비중이 크며, 아직 중독이

덜 되어 있어 담배소비의 가격탄력성이 담배에 많이 중독되어 있는 성인들의 경우보다 더 크다는 점을 시사한다. Townsend(1987)의 영국에 대한 연구에서도 이와 유사한 결과가 나타났다. Townsend는 영국의 사회계층을 다섯 개로 구분하여 각 계층의 담배消費의 價格에 대한 탄력성을 분석하였는데, 사회적으로 가장 높은 계층의 價格彈力性은 +0.15이며 사회계층이 낮아질수록 그 수치가 낮아져 중간계층인 세번째 계층의 彈性値는 −0.54이고, 가장 낮은 사회계층의 경우 담배需要의 價格彈力性은 −1.26인 것으로 나타났다. 이 결과는 높은 사회계층의 사람들은 고급담배를 선호하는 경향이 있으며 그들에게는 담배가 일종의 사치재적인 성격을 갖고 있어서 담배가격이 높아질수록 더 많은 담배를 수요하는 반면 低所得層의 경우 담배가격 인상이 담배수요를 크게 감소시키는 효과를 가져온다는 것을 의미한다. 그러나 아직 다른 유사한 연구결과가 많지 않아 이 세 연구결과만 가지고는 단정적인 결론을 제시하기 어렵다. 미국의 건강에 관한 設問調査를 바탕으로 담배需要의 價格彈力性을 추정한 Wasserman et al.(1991)의 연구에서는 성인의 담배소비의 가격탄력성이 −0.23인 데 비하여 10대의 경우에는 담배소비와 가격간에 유의적인 상관관계가 없다는 결론이 나왔다.

많지는 않지만 일부 연구에서는 단기와 장기로 구분하여 담배수요의 가격탄력성을 구하였는데[1] Radfar(1985), Chaloupka(1988), Becker et al.(1993)의 연구에서는 短期的인 彈力性이 −0.23∼−0.4의 범위에 걸쳐 분포되어 있는 반면 長期的인 價格彈力性은 −0.39∼−0.75로 장기적인 탄력성이 단기적인 탄력성보다 높은 것으로 나타났다. 한편 캐나다의 財務省에서 연구한 결과(Department of Finance, Canada ; 1993)에 따르면 단기적인 彈力性이 −0.89로 장기적인 彈力性 −0.71보다 높다. 이 논문은 이러한 결과에 대해서 담배가격이 인상되면 흡연자들은 短期的으로 흡연량을 줄이거나 아예 금연을 하려고 시도하지만 시간이 지남에 따라 과거의 習慣的인 吸煙이 되살아나게 되므로 價格變化에 대한 단기적인 반응이 장기적인 반응보다 크다고 설명하였다.

---

1) 단기, 장기 구분에 대하여는 본 연구 제Ⅲ장 제1절에서 자세하게 설명하였다.

Young(1983)은 「라쳇」(Rachet)모형을 이용하여 담배가격이 인상될 때와 인하될 때의 가격변화에 대한 담배소비의 반응을 살펴 보았는데 그 결과에 따르면 담배價格이 引上될 때는 탄력성이 −0.33인데 價格이 引下될 때의 탄력성은 −0.61이다. 이는 담배가격이 1% 인상될 경우 담배消費는 0.33% 減少하는 데 비하여 담배가격이 1% 인하될 경우 담배消費는 0.61% 增加된다는 것을 의미한다.

## Ⅲ. 우리나라의 담배價格 變化가 담배需要에 미치는 影響

앞 절에서 살펴 본 담배需要의 價格彈力性을 추정한 연구들은 여러 가지 다양한 자료와 다양한 모형을 이용하고 있다. 대부분 국내 총 담배수요의 가격탄력성을 추정하였고 일부 연구는 설문조사를 통해 얻은 자료를 바탕으로 담배수요를 추정하였다. 성별·연령별 담배수요함수를 추정하는 데는 設問調査를 이용하는 것이 바람직하나 전체 수요의 변화를 분석하는 데는 總量分析이 더 우월하다. 본 절에서는 總量分析方法을 이용하여 우리나라의 담배수요가 가격변화에 어떻게 반응하는지 살펴 본다.

總量分析은 다시 時系列 分析方法과 각국의 담배수요 또는 한 국가 내의 지역별 담배수요에 관한 자료를 이용한 橫斷面 分析方法으로 구분되는데, 여기서는 우리나라의 담배需要函數를 추정하는 데 그 목적이 있으며 우리나라의 담배需要市場이 單一化된 시장으로서 가격도 전국적으로 통일되어 있다는 점을 고려하여 時系列 分析에 한정한다. 먼저 추정모형을 설정한 후 추정에 이용된 자료에 대해서 설명하고 그 다음에 추정결과를 제시한다.

## 1. 담배需要函數 推定 模型

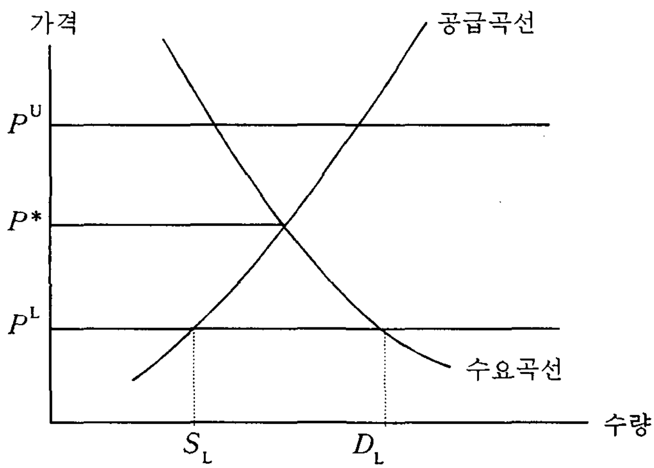
어떤 제품이든지 需要函數를 추정하기 위해서는 먼저 需要와 供給의 識別問題를 검토해 보아야 할 것이다. 소비자들의 수요량을 직접 측정할 수 없는 상태에서 需要函數의 추정은 시장에서 판매된 販賣量에 의존할 수밖에 없으며, 시장에서 판매된 판매량은 수요에 의해서만 결정된다기보다는 需要와 供給의 相互作用에 의해서 결정된다. 그러므로 이론적으로는 需要函數와 供給函數를 동시에 추정하는 것이 바람직하다. Bishop and Yoo(1985)는 이러한 방법을 이용하여 담배需要函數를 추정하였다. 그러나 담배수요함수 추정에서 보다 일반적으로 이용되는 방법은 供給이 價格에 대해 完全 彈力的이라는 가정하에서, 즉 공급자들은 주어진 가격하에서 담배수요를 완전히 충족시킬 수 있는 양의 담배를 공급한다는 가정하에서 需要函數를 추정하는 것이다. 이 경우 주어진 가격하에서 販賣量은 곧 그 가격하에서의 담배需要量을 의미한다.

우리나라 담배시장은 外産담배의 輸入이 허용되기 이전까지는 完全 獨占市場이었고, 外産담배의 輸入이 허용된 지 6년이 지난 1994년에도 國內 담배販賣量의 90% 정도를 韓國담배人蔘公社에서 공급하는 獨占的 構造를 갖고 있으며, 담배원료시장은 需要 獨占的인 性格을 띠고 있다. 그러므로 우리나라의 경우 담배공급이 가격에 대해 완전히 彈力的이라고 가정하는 것은 현실을 제대로 반영하지 못하는 것이라고 생각될 수 있다.

그러나 우리나라의 경우 담배가격이 政府에 의해서 統制되고 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 담배가격이 정부에 의해서 통제되는 경우 [圖 1]의 $P^U$와 같이 統制된 價格이 市場均衡價格($P^*$) 보다 높다면 市場에서의 販賣量이 곧 需要量이라고 보아도 무방하다. 그러나 市場均衡價格보다 낮은 수준($P^L$)으로 가격이 통제되고 공급자가 赤字를 보면서는 담배를 공급하지 않는다면 販賣量은 수요보다는 供給을 대표한다고 할 수 있다. 그러므로 우리나라의 통제된 담배가격이 [圖 1]의 $P^U$에 가까운가 아니면 $P^L$에 가까운가에 대한 판단여부와 $P^L$에 가까운 경우 담배제조회사가 적자를 감수하면서도 수요를 충족시킬 수

있을 만큼 담배를 공급하는지 여부에 따라 담배수요함수 추정에 사용되는 모형이 달라지게 된다.

[圖 1]




韓國담배人蔘公社의 製品別 販賣利益에 대한 推定値에 따르면 고급담배의 가격은 $P^U$에 가까우며 저급담배의 경우에는 販賣損失이 발생하므로 $P^L$에 가깝다고 할 수 있다[2]. 여기서 한 가지 유의해야 할 점은 韓國담배人蔘公社는 민간기업과는 달리 赤字가 발생함에도 불구하고 낮은 가격대의 담배를 계속 생산하고 있다는 점이다. 즉, 일단 價格이 결정되면 주어진 가격하에서 需要가 있는 한 채산성이 맞지 않더라도 그 담배에 대한 수요가 소진될 때까지 계속 담배를 供給한다. 청자 등 200원짜리 담배가 계속되는 赤字에도 불구하고 20년이 넘도록 지속적으로 공급되고 있는 것이 그 예이다. 이러한 관점에서 우리나라의 경우 獨占的 市場構造에도 불구하고 담배공급이 가격에 대해 無限 彈力的이라

2) 韓國담배人蔘公社의 추정에 의하면 대체로 담배價格이 800원 이상인 경우에는 販賣利益이 발생하나 價格이 700원 이하인 담배의 경우에는 販賣損失이 발생한다. 金裕燦 外 (1995) 참조.

고 가정하여도 큰 무리가 없다.

담배需要函數 推定 模型을 설정하기 위해서 두번째로 고려하여야 할 점은 담배製品의 多樣性이다. 담배제품은 궐련, 씹는 제조담배, 파이프담배 등 여러 가지 형태로 판매되고 있다. 뿐만 아니라 한 가지 종류의 담배제품에도 여러 가지 브랜드가 있다. 궐련의 경우 1972년부터 1994년까지 韓國담배人蔘公社에서 시판한 적이 있는 브랜드가 40개를 넘으며 1994년 말 현재 판매하고 있는 브랜드 수만 해도 15개 정도가 된다. 또한 같은 브랜드라 하더라도 포장규모, 크기 등이 다른 경우가 많다. 그러므로 브랜드별, 크기별 또는 포장규모별 담배수요함수를 추정하는 것은 거의 불가능하다고 할 수 있으며 부득이 이들 모두를 포괄하는 需要函數를 추정할 수밖에 없다. 앞 절에서 제시한 연구논문들도 이러한 이유 때문에 거의 예외없이 總量分析에 중점을 두고 있다.

또한 담배需要函數를 추정하는 목적에 따라서는 總量分析이 브랜드별 분석보다 더 우수할 수도 있다. 예를 들면 본 논문에서와 같이 租稅政策이 담배수요에 미치는 효과를 파악하기 위해서 담배수요함수를 추정한다면 총량분석이 브랜드별 분석보다 우수하다. 왜냐하면 브랜드별 분석을 종합하여 總量의 變化를 파악할 경우 브랜드간 대체효과를 어떻게 처리하여야 할 것인가 하는 문제가 발생할 수 있는데 總量分析은 브랜드별 代替效果를 모두 內在化(internalize)하여 담배 전체에 대한 需要變化를 파악하므로 한 브랜드의 가격만 변화하는 것이 아니라 담배 전체의 平均的인 價格이 變化할 때 수요가 어떻게 반응하는가를 파악하기가 훨씬 용이하기 때문이다.

담배需要函數를 추정하기 전에 고려하여야 할 세번째 문제는 담배需要에 영향을 미치는 요인이 무엇인가 하는 점이다. 〈表 1〉에 제시된 논문들은 대부분 실질소득과 담배가격, 그리고 담배판촉광고 및 흡연의 부정적인 효과에 대한 公益廣告를 담배수요의 결정요인으로 가정하였다. 여기에 더하여 일부 논문에서는 습관성 흡연의 효과를 파악하기 위하여 전기의 從屬變數를 설명변수에 포함시키고 있다. 본 논문에서는 담배판촉광고 및 흡연의 부정적인 효과에 대한 公益廣告를 제외한 모든 요인들을 獨立變數로 하는 모형을 추정한다. 담배의 판촉광고와 흡연의 부정적인 효과에 대한 公益廣告를 독립변수에서 제외한 이

유는 우리나라의 경우 이러한 광고들이 흡연에 큰 영향을 주지 않았다는 판단에 근거한다. 外產담배의 輸入이 허용되기 이전까지 우리나라에서는 담배판촉광고가 거의 이루어지지 않았으며, 外產담배가 輸入되기 시작한 이후에도 국내에서의 담배販促廣告는 극히 제한되어왔기 때문에 광고가 담배 전체의 수요를 변화시키는 데 큰 효과를 발휘하였다고 보기 어렵다. 또한 흡연의 부정적인 측면에 대한 公益廣告도 전혀 없다고는 할 수 없으나 미국 등 선진국의 경우처럼 밀도 있게 행해졌다고 보기 어렵다.

광고를 제외한 다른 모든 요인을 포함한 모형은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$Q = f(Y, P, Q_{-1}) \quad \cdots\cdots (1)$$

여기서 $Q$는 住民 1人當 담배需要量을 나타내며, $Y$는 1人當 實質所得을, $P$는 담배의 相對價格을, $Q_{-1}$은 前期의 담배需要量을 나타낸다. 즉, 式 (1)은 담배수요가 소득과 담배의 상대가격 그리고 前期의 담배소비량에 의해서 결정된다는 것을 의미한다.

마지막으로 모형을 정확하게 규명하기 위해서는 函數形態에 대해서 검토해 보아야 할 것이다. 본 연구에서는 담배需要函數 推定에 일반적으로 사용되는 「로그-리니어」(log-linear)模型을 이용하였으며[3], 습관적인 흡연효과에 따라 장기 수요함수와 단기 수요함수로 구분하여 추정하였다.

장기 수요함수는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\log Q = a + b \log Y + c \log P + u \quad \cdots\cdots (2)$$

여기서 $u$는 오차항을 나타낸다. 이 식은 앞의 式 (1)을 구체적인 함수형태로 표시한 것인데, 단 한 가지 차이점은 전기의 從屬變數인 $Q_{-1}$이 獨立變數에 포함되지 않았다는 점이다. 따라서 式 (2)에 의하면 가격 또는 소득에 변화가 발

3) 「로그-리니어」모형은 需要의 價格彈力性이 고정되어 있다는 것을 기본 전제로 하고 있다. 수요의 가격탄력성이 고정되어 있는지의 여부는 통계적인 문제로서 이를 검토하기 위하여 線形模型 등 여러 가지 다른 형태의 需要函數를 추정하여 보았으나 추정계수의 신뢰성, 모형의 설명력 등의 관점에서 「로그-리니어」모형이 가장 우수하였다.

생하였을 때 담배수요가 변화하게 되는데, 주어진 價格($P^*$)과 所得水準($Y^*$) 하에서의 最適需要量이 $Q^*$이고 전기의 소비량 $Q_{-1}$이 $Q^*$와 다르다면 소비자들은 현재의 소비량($Q$)을 변화시켜 $Q^*$에 도달하도록 할 것이다. 경제학에서는 일반적으로 이러한 조정이 순간적으로 이루어진다고 가정한다. 그러나 담배 소비와 같이 消費行爲가 습관 또는 중독을 형성하는 경우 소비자는 가격 등 여건이 변화하더라도 소비량을 단기간 내에 조절하지 못하고 오랜 시간에 걸쳐서 점진적으로 조정해 나가게 된다. 앞의 式 (2)는 이러한 조정과정을 모두 거친 후의 價格 및 所得과 消費量과의 관계를 나타낸 長期的인 담배需要函數이다.

단기 수요함수는 소비자가 현재의 소비량 $Q$를 최적소비량 $Q^*$로 조정해 나가는 과정에서 가격, 소득 및 전기의 소비량과 현재의 소비량과의 관계를 나타낸 식으로 다음과 같이 표현된다.

$$\log Q = a' + b' \log Y + c' \log P + d' \log Q_{-1} + u \cdots (3)$$

이 식은 다음과 같은 과정을 통해서 도출되었다. 式 (2)로부터 價格이 $P^*$, 所得水準이 $Y^*$로 주어졌을 때 長期的인 담배需要量 $Q^*$는 다음과 같이 표현된다.

$$\log Q^* = a + b \log Y^* + c \log P^* + u \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

전기의 소비량 $Q_{-1}$이 $Q^*$와 다를 때 소비자는 소비량을 단숨에 변화시켜 $Q^*$에 도달하기보다는 오랜 시간을 두고 조금씩 변화시킨다. 이는 吸煙의 習慣性에서 기인하는 것으로 目標量 $Q^*$에 도달하기까지 흡연자는 다음과 같은 과정을 거쳐 흡연량을 조정한다고 가정한다.

$$\frac{Q}{Q_{-1}} = \left(\frac{Q^*}{Q_{-1}}\right)^{\alpha}, \quad 0 \leq \alpha \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

만약 습관적 흡연이 전혀 없다고 가정하면 $\alpha=1$이 될 것이며, $Q=Q^*$가 될 것이다. 그러나 $\alpha$가 매우 작다면 이는 가격과 소득의 변화로 볼 때 소비량을 변화시켜야 함에도 불구하고 습관성이 매우 강하여 소비량을 쉽게 조정하지 못함

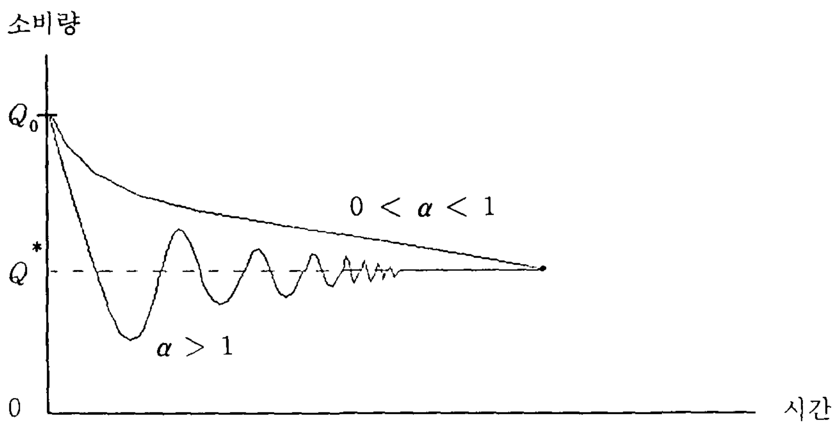
을 의미한다. 이 식은 전형적인 部分調整過程(partial adjustment process)과 매우 유사하다. 종속변수의 시차변수를 모형에 포함시키는 방법에는 여러 가지가 있으나 습관성 흡연을 설명하는 데는 이 모형이 가장 많이 사용되고 있다[4].

式 (5)와 전통적인 부분조정모형간의 유일한 차이점은 調整係數라고 할 수 있는 $\alpha$의 범위에 있다. 전통적인 부분조정모형에서는 $\alpha$를 0과 1 사이로 제한하고 있다. 이는 목표소비량($Q^*$)과 전기의 소비량($Q_{-1}$)이 다를 때 소비자들은 消費量을 조금씩 변화시켜 長期的으로 $Q^*$에 도달한다는 개념에 근거한 제한이다. 그러나 式 (5)에서는 $\alpha$가 1보다 클 수도 있도록 허용하고 있다. 消費行爲가 습관을 형성하는 경우 소비자는 環境變化에 대해 변화 직후에는 민감하게 반응하나 시간이 지남에 따라 과거의 습관적 성향이 되살아나고 변화된 환경에 대해서는 둔감해져서 다시 과거의 소비와 같은 방향으로 소비량을 변화시킬 수도 있기 때문이다. 이러한 경우 $\alpha$가 1보다 크게 된다. 이와 같은 과정을 그림으로 나타낸 것이 [圖 2]이다.

현재 시점에서의 소비량이 $Q_0$인데 環境變化에 의해 適正消費量이 $Q^*$로 줄어든다면 $\alpha=1$인 경우 소비량이 즉시 $Q^*$로 변할 것이다. 그러나 $0<\alpha<1$이라면 [圖 2]에서 보는 바와 같이 소비량이 조금씩 변화하여 오랜 시간이 지난 후 $Q^*$에 도달하게 된다. 만약 $\alpha>1$이라면 환경변화가 발생한 바로 다음 期에는 소비량이 $Q^*$보다 작은 수준으로 떨어진다. 이는 소비자가 느끼는 適正消費量이 $Q^*$보다 작음을 의미한다. 그러나 습관을 형성하는 재화의 소비량은 일반적

4) Department of Finance, Canada(1993) 참조. 習慣的 吸煙을 설명하는 모형은 部分調整模型(partial adjustment model)과 狀況調整模型(state adjustment model), 合理的 中毒模型(rational addiction model)으로 구분된다. Houthakker and Taylor(1970)의 연구를 시발점으로 하는 狀況調整模型은 종속변수인 담배수요를 가격, 소득 등 독립변수와 전기의 종속변수, 그리고 가격 등 다른 독립변수의 시차변수에 회귀분석하는 것으로서 이론적인 우수성에도 불구하고 실증연구에서는 많이 이용되지 않고 있다. 이는 추정시 직면하는 추정상의 어려움(오차항의 自己相關 등)에 기인하는 것으로 판단된다. 실제로 캐나다에서는 이 방법을 이용한 연구가 두 번 시행되었는데 추정결과는 이론적으로 예측되는 것과는 다르게 나타났다. 담배소비가 과거의 담배소비뿐만 아니라 미래의 소비량에 의해서도 영향을 받는다는 合理的 中毒模型은 비교적 최근에 연구되기 시작하였으나(Becker, Grossman and Murphy, 1987) 모형이 복잡하고 추정이 어려워 많이 사용되지 않고 있다.

[圖 2]




으로 이 상태에 머물러 있지 않는다. 왜냐하면 과거의 소비습관이 되살아나기 때문이다. 따라서 다음 期에는 消費量이 다소 증가하였다가 그 후 다시 감소하게 된다. 이러한 調整過程을 거쳐 오랜 시일이 지난 후 최종적으로 $Q^*$에 도달하게 된다.

式 (5)의 양변에 자연대수를 취하여 정리하면 다음과 같다.

$$\log Q^* = \frac{1}{\alpha}\log Q - \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)\log Q_{-1} \quad \cdots\cdots (6)$$

이 식을 式 (4)에 대입하여 정리하면 다음과 같은 短期 需要函數가 도출된다[5].

$$\log Q = a\alpha + b\alpha\log Y + c\alpha\log P + (1-\alpha)\log Q_{-1} + u \quad \cdots (7)$$

이 식의 계수들을 式 (3)과 비교하여 보면 다음과 같은 관계를 구할 수 있다.

$$a' = a\alpha,\ b' = b\alpha,\ c' = c\alpha,\ d' = 1-\alpha \quad \cdots\cdots (8)$$

式 (3)과 式 (7)의 오차항 $u$는 式 (2)의 오차항 $u$와 같으므로 전기의 종속변

5) 式 (4)의 左邊을 式 (6)의 右邊으로 대체한 후 양변에 $\alpha$를 곱하였으며, 관계식을 일반화하기 위하여 $Y$와 $P$의 위첨자 *를 생략하였다.

수가 독립변수에 포함되지 않는 式 (2)의 오차항이 一般回歸分析(ordinary least square)에 필요한 조건들을 만족시킨다면 式 (3) 또는 式 (7)의 추정시 전기의 종속변수가 독립변수에 포함되어 있음에도 불구하고 自己相關에 대해 염려하지 않고 일반회귀분석방법을 이용할 수 있다.

본 연구에서는 분기별 자료를 이용하여 式 (3)을 추정하고 추정된 결과로부터 담배수요의 價格彈力性을 단기와 장기로 구분하여 도출한다. 式 (3)의 추정으로부터 얻어지는 $\log P$의 계수추정치 $\hat{c}'$를 短期 彈力性을 나타내며, 長期 彈力性($\hat{c}$)를 式 (8)에 나타난 관계를 이용하여 구할 수 있다. 즉 $\hat{c}' = \hat{c}\hat{\alpha}$, $\hat{d}' = 1-\hat{\alpha}$이므로 式 (3)에서 구한 $\hat{d}'$를 이용하여 $\hat{\alpha} = 1-\hat{d}'$를 구하고, 이 값과 역시 式 (3)을 추정한 결과 나타난 $\hat{c}'$를 이용하여 $\hat{c} = \hat{c}'/\hat{\alpha}$를 구하면 된다.

오차항 $u$의 자기상관 여부는 「더빈」(Durbin)의 $h$통계량을 이용하여 검정한다[6]. 「더빈」의 $h$통계량은 다음과 같이 정의되는데, 표본이 충분히 클 때 分散은 1이고 平均은 0인 정규분포를 한다.

$$h = \left(1-\frac{1}{2}\hat{w}\right)\sqrt{\frac{N}{1-N[Var(\hat{d}')]}} \quad \cdots\cdots (9)$$

여기서 $\hat{w}$는 「더빈－왓슨」(Durbin－Watson) 통계량을 의미한다. 「더빈」의 $h$ 검정에서 오차항에 자기상관이 있는 것으로 나타나면 「코크란－오커트」(Cochrane－Orcutt)방법을 이용하여 자기상관을 제거한 후 추정한다.

## 2. 資 料

추정에 이용된 자료는 1972년부터 1995년까지의 분기별 時系列資料이다. 從

6) 前期의 從屬變數가 獨立變數에 포함될 때 「더빈－왓슨」 통계량은 自己相關 여부를 검정하는 지표로 적절하지 않으며, 「더빈」의 $h$통계량을 이용하는 것이 바람직하다. Gujarati(1988), pp. 525~527 참조.

屬變數인 담배소비량은 우리나라의 총 담배판매량을 인구수로 나눈 것으로 住民 1人當 담배消費量을 의미한다. 총 담배판매량은 국산담배의 국내 판매량과 외산담배의 국내 판매량의 합계로 국산 및 외산 담배판매량은 韓國담배人蔘公社에서 제공한 자료를 이용하였으며, 인구수에 대한 통계는 統計廳에서 발간한 『1960～2000 시도별 추계인구』에서 연도별 자료를 구한 다음 인구가 매일 $\{(1+\text{연평균증가율})^{1/365}-1\}$만큼씩 증가한다고 보는 통계청의 추계방법을 이용하여 분기별 자료를 추정하였다.

獨立變數 중 所得은 우리나라의 1인당 실질GNP를 이용하였으며 韓國銀行에서 발간한 「국민계정」(1994)과 統計廳이 제공하는 통계정보시스템(KOSIS: Korean Statistical Information System)에서 구하였다. 價格은 담배판매액을 담배판매량으로 나누어서 구한 평균 담배판매가격[7]을 다시 국내 소비자물가지수로 나눈 것으로서 다른 소비재 가격에 대한 담배의 相對價格指數를 나타낸다. 消費者物價指數도 통계청의 통계정보시스템에서 구하였다.

## 3. 推定結果

추정은 분기별 모형을 기본모형으로 하여 수행하였으며, 참고로 연도별 모형도 추정하여 비교하였다[8]. 推定結果는 〈表 4〉에 요약하여 정리하였다. 먼저 오차항에 자기상관이 없다는 가정하에서 분기별 모형을 추정하였으나 「더빈」의 $h$통계량이 3.1842로 自己相關(autocorrelation)이 있는 것으로 나타났다[9]. 이

7) 이와 같이 구한 담배가격은 브랜드별 담배가격을 판매량을 가중치로 하여 加重平均한 것으로서 통상적인 價格指數의 개념과는 다르다. 가중평균치를 사용하는 경우 담배판매가격 자체에는 변화가 없더라도 담배소비가 고급화되면 평균 판매가격이 상승할 수 있다는 문제점이 있다.

8) 연도별 모형은 金裕燦 外(1995)에서 추정한 모형에다 최근 자료를 추가하여 再推定한 것이다. 연도별 모형의 경우 標本數(24개)가 적어 大標本推定에 이용되는 「더빈」의 $h$ 검정을 이용할 수 없으며, 자기상관이 있을 경우 「코크란-오커트」방법에 의한 추정치가 불일치 추정치(inconsistent estimator)가 될 수 있다는 문제점이 있다. Johnston (1984), pp. 366～368 참조. 金裕燦 外(1995)에서는 1972년부터 1994년까지의 자료를 이용하여 연도별 모형만 추정하였다.

9) 추정결과는 〈附表 1〉에 정리하였다.

문제를 해결하기 위하여 오차항이 전기의 오차 및 4분기 전의 오차와 다음과 같은 관계를 갖는다는 가정하에서 自己回歸模型(autoregress model)을 추정하였다.

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varphi u_{t-4} - \varphi\rho u_{t-5} + e_t \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (10)$$

여기서 $e_t$는 자기상관식의 오차항을 나타내는 것으로 단순회귀분석에 필요한 가정들을 만족시킨다고 가정하였으며, $\rho$는 오차가 전기의 오차와 갖는 상관관계를 나타내는 계수이다. 오차가 4분기 전의 오차항과 상관관계를 갖는다는 가정은 이 모형이 分期模型임에 의한 것으로 계절적 변동을 반영하는 것이며 $\varphi$는 오차의 계절적인 변동과정을 나타내는 계수이다[10].

〈表 4〉 담배需要函數 推定結果[1]

| | 分期別 模型 | 年度別 模型 |
|---|---|---|
| 상수 | 6.0767 ( 6.138) | 3.6309 ( 2.035) |
| $\log Y$ | 0.2791 ( 2.883) | 0.3300 ( 4.458) |
| $\log P$ | −0.4553 (−4.293) | −0.4198 (−2.412) |
| $\log Q_{-1}$ | −0.3707 (−2.701) | 0.0974 ( 0.386) |
| AR(1)[2] | 0.2732 ( 1.738) | 0.7236 ( 4.862) |
| SAR(4)[2] | 0.8295 ( 15.256) | − |
| Adj.$R^2$ | 0.9088 | 0.9505 |
| 표본수 | 96 | 24 |

註 : 1) ( ) 안의 수치는 t값이다.
2) AR(1)의 추정계수는 위 式 (10)의 $\rho$에 대한 추정치를, SAR(4)의 추정계수는 $\varphi$에 대한 추정치를 나타낸다.

10) 分期別 模型의 경우 가장 문제가 되는 季節的 變化를 처리하는 대표적인 방법으로 「더미」(dummy)변수를 이용하는 방법, 移動平均을 이용하는 방법, 오차가 前年 同期의 오차와 상관관계가 있다는 가정하에서 이를 추정식에 반영하는 방법을 들 수 있다. 本論文에서는 세번째 방법을 사용하였다. 연구진행과정에서 앞의 두 가지 방법도 사용하여 추정하여 보았으나 추정계수의 신뢰성, 설명력 등의 측면에서 세번째 방법이 가장 우수하였다.

분기별 모형의 추정결과를 보면 추정계수의 부호가 모두 이론적인 예측과 일치하며, 추정계수의 신뢰성도 높고 수정된 $R^2$도 연도별 모형보다는 낮으나 비교적 높은 편이다. 이 추정결과에 의하면 所得이 증가함에 따라 1인당 담배需要도 증가하며, 담배의 相對價格이 인상되면 담배需要는 감소한다. 담배수요의 단기적 가격탄력성($\varepsilon_s$)은 $-0.4553$이다.

여기서 한 가지 관심을 끄는 결과는 前期의 담배消費에 대한 추정계수가 陰數라는 점이다. 이는 習慣性 需要를 설명하는 데 이용되는 部分調整模型의 일반적인 가설과 반대되는 결과이다. 부분조정모형에 의하면 담배수요는 그 습관적 성격(또는 중독성)으로 인하여 價格 또는 所得變化에 대해 단기적으로 민감하게 반응하지 않는다. 즉, 아직 습관이 형성되지 않은 흡연자는 價格引上 등의 변화시 흡연량을 빠른 시간 내에 변화시키나 습관성 흡연자는 빠른 시일 내에 수요를 변화시키지 못하고 상당한 기간에 걸쳐서 장기적으로 조정해 나가는데 前期의 담배需要量에 대한 正(+)의 계수는 이러한 조정과정을 설명해 준다.

이러한 부분조정모형의 설명은 논리적으로 설득력이 있지만, 그것이 곧 〈表 4〉에 나타난 負(−)의 계수가 현실을 제대로 설명하지 못할 것이라는 점을 의미하는 것은 아니다. Department of Finance, Canada(1993)에서도 前期의 담배需要量에 대해 負(−)의 추정계수를 얻었는데 이 논문은 이에 대해 다음과 같이 설명하고 있다.

> "價格이 인상되면 많은 흡연자들은 담배수요량을 줄이거나 아예 흡연을 포기하기도 한다. 그러나 習慣性 吸煙者들은 흡연량의 감소 또는 금연을 오랫 동안 지속하지 못하고 다시 과거의 흡연수준으로 되돌아가게 된다. 그러므로 담배需要의 단기적인 價格彈力性이 장기적인 價格彈力性보다 크며, 前期의 담배需要에 대한 負(−)의 推定係數는 이러한 특성을 설명하는 것이다[11]."

11) Department of Finance, Canada(1993), p. 51.

전통적인 部分調整模型의 가설과 Department of Finance, Canada(1993)의 習慣性 吸煙에 대한 설명은 모두 어느 정도의 설득력을 갖는다. 그러므로 이 두 가지 설명 중 어느 쪽이 더 우세한지는 실증분석의 문제라고 할 수 있다. 〈表 4〉의 추정결과에 의하면 우리나라의 경우 담배수요의 前期 담배需要量에 대한 推定係數는 연도별 자료의 경우 零(0)보다 크다고 이야기하기 어렵고 분기별 자료의 경우에는 陰(−)인 것으로 나타났는데, 이는 우리나라의 담배수요가 Department of Finance, Canada(1993)의 설명에 더 가깝다는 것을 의미한다.

분기별 모형에서 추정한 담배수요의 短期的 價格彈力性과 前期의 담배需要量에 대한 추정계수를 이용하여 式 (8)에 나타난 관계에 따라 長期的 價格彈力性($\varepsilon_L$)을 구하면 다음과 같다.

$$\varepsilon_L = \frac{-0.4553}{1-(-0.3707)} = -0.3322$$

여기서 분자의 −0.4553은 단기적 價格彈力性을 나타내며 분모의 −0.3707은 전기의 담배수요량에 대한 推定係數이다.

연도별 자료를 사용한 추정의 경우 추정계수의 신뢰성도 높고 수정된 $R^2$도 높으나 표본수가 비교적 적어 「더빈」의 $h$검정 등 통계적 기법을 적용할 수 없다는 문제점이 있다[12].

12) 年度別 模型에서는 分期別 模型에 비해 담배需要가 價格變化에 대해 덜 탄력적인 것으로 나타났는데 이는 1년이라는 기간이 分期에 비해 오랜 調整過程을 허용하기 때문인 것으로 판단된다. 이 결과는 담배需要의 價格變化에 대한 단기적인 반응이 장기적인 반응보다 크다는 Department of Finance, Canada(1993)의 설명과 맥을 같이하는 결과라고 할 수 있다. 또한 연도별 모형에서는 前期의 담배需要가 중요한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

# Ⅳ. 租稅政策 變化가 담배需要 및 政府의 稅收入에 미치는 效果

## 1. 담배消費稅와 담배販賣價格

앞에서 추정한 담배가격 변화에 대한 1인당 담배수요량 변화의 추정치를 이용하여 租稅政策이 담배需要에 미치는 效果를 파악하기 위해서는 먼저 조세정책이 담배가격 변화에 어떠한 영향을 주는지 분석해 보아야 할 것이다. 담배消費稅가 1% 상승할 때 담배價格이 몇 퍼센트 변하는가를 나타내는 지표를 $\eta_p$ 라고 하면 $\eta_p$는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\eta_p = \frac{\partial P}{\partial T} \cdot \frac{T}{P} = \frac{\partial \log P}{\partial \log T}$$

여기서 $T$는 담배 한 단위당 稅負擔을 나타내며, $P$는 앞 절에서와 같이 담배의 相對價格을 나타내는 지수로서 평균 담배가격을 소비자물가지수로 나눈 것이다. 平均 담배價格을 $P_T$, 消費者物價指數를 $P_C$ 라고 하면 $P$는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$P = \frac{P_T}{P_C} \text{ 또는 } \log P = \log P_T - \log P_C$$

그러므로 담배消費稅가 1% 변화할 때 이에 상응하는 담배의 相對價格 $P$의 변화 $\eta_p$는 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned}
\eta_p &= \frac{\partial \log P}{\partial \log T} \\
&= \frac{\partial \log P_T}{\partial \log T} - \frac{\partial \log P_c}{\partial \log T} \\
&= \frac{\partial \log P_T}{\partial \log T} - \frac{\partial \log P_c}{\partial \log P_T} \cdot \frac{\partial \log P_T}{\partial \log T} \\
&= \left(1 - \frac{\partial \log P_c}{\partial \log P_T}\right) \cdot \frac{\partial \log P_T}{\partial \log T} \qquad \cdots\cdots (11)
\end{aligned}$$

즉, 담배消費稅 變化가 담배의 相對價格에 미치는 효과는 담배소비세의 변화가 담배의 平均價格에 미치는 효과에서 담배소비세의 변화가 消費者物價指數에 주는 영향을 뺀 것과 같다. 이는 다시 담배소비세의 변화가 담배의 평균가격에 미치는 효과에 $(1 - \frac{\partial \log P_C}{\partial \log P_T})$를 곱한 것과 같다. 여기서 $\frac{\partial \log P_C}{\partial \log P_T}$는 평균 담배가격의 변화가 消費者物價指數에 미치는 효과를 나타낸다.

담배소비세 변화가 담배의 평균가격에 미치는 효과가 실제로 어느 정도 되는지는 과거의 자료를 가지고 추정해 보아야 하는데, 우리나라의 경우 담배소비세 운용역사가 짧아 과거의 자료를 이용하여 담배消費稅 變化에 대한 담배價格의 變化를 파악하기가 어렵다. 1993년 말 政府는 일부 低價製品을 제외한 대부분의 제품에 대해 담배消費稅를 引上하였으며, 이에 따라 담배販賣價格이 크게 변화하였다. 그러나 그 이외에는 담배소비세 변화와 평균적인 담배가격 변화를 연결시킬 수 있는 좋은 사례가 없다.

그러므로 본 연구에서는 다음과 같은 두 가지 가정하에서 담배소비세가 담배가격에 미치는 효과를 분석해 본다. 첫째, 정부가 담배消費稅를 變化시킬 경우 그 변화가 그대로 價格에 반영된다고 가정한다. 둘째, 1994년부터 시행된 담배소비세 인상이 담배가격에 미친 효과를 추정하여 그것이 장기적인 우리나라 담배판매가격과 담배소비세 변화의 관계를 나타낸다고 가정한다[13].

담배消費稅 인상분만큼 담배販賣價格이 인상되면 $\frac{\partial P_T}{\partial T} = 1$이 되며, 담배소비세 1% 변화에 대해 담배판매가격이 몇 퍼센트 변하는가는 담배판매가격에서 담배消費稅가 차지하는 비중이 얼마나 되는가에 의해서 결정된다. 즉,

$$\frac{\partial \log P_T}{\partial \log T} = \frac{\partial P_T}{\partial T} \cdot \frac{T}{P_T} = 1 \times \frac{T}{P_T} = \frac{T}{P_T}$$

13) 金裕燦 外(1995)에서는 1994년의 담배소비세 인상에 대한 韓國담배人蔘公社의 가격대응이 경영이익을 극대화시키는 가격전략과 거의 일치함을 입증하였다.

만약 담배의 消費者價格에서 담배소비세가 차지하는 비중이 20%라면 담배消費稅가 1% 인상될 때 담배의 消費者價格은 0.2% 인상된다.

〈表 5〉 담배販賣價格과 單位當 담배消費稅

| | 1993 | 1994 | 증가율(%) |
|---|---|---|---|
| 담배판매량(A) (억갑) | 53.14 | 48.28 | |
| 담배판매액(B) (억원) | 31,386 | 34,694 | |
| 담배소비세(C) (억원) | 17,454 | 20,450 | |
| 소비자가격($P_T = \frac{B}{A}$) | 590.6 | 718.6 | 21.67 |
| 단위당 담배소비세(T = $\frac{C}{A}$) | 328.5 | 423.6 | 28.95 |
| $\frac{T}{P_T}$ | 0.556 | 0.589 | |

資料 : 韓國담배人蔘公社.
內務部, 『地方稅政年鑑』, 各 年度.

〈表 5〉에서는 1993년과 1994년의 우리나라 담배판매량, 판매액 및 담배소비세 통계를 이용하여 담배販賣價格과 단위당 담배消費稅를 구하였다. 1994년의 경우 담배販賣量은 48억 2,800만갑이었으며 담배販賣額은 3조 4,694억원, 담배消費稅는 2조 450억원이었다. 따라서 평균 담배價格은 한 갑당 718.6원, 단위당 평균 담배消費稅는 423.6원으로 담배가격에서 담배소비세가 차지하는 비중은 58.9%였다. 이는 담배소비세 변화가 그대로 가격에 반영될 경우 담배消費稅 1% 인상은 0.589%의 담배價格 인상을 가져온다는 것을 의미한다.

다음으로 1994년부터 시행된 담배消費稅 引上에 대해 우리나라 담배販賣價格이 실제로 어떻게 반응하였는지 추정해 보았다. 〈表 6〉은 1994년부터 시행된 담배消費稅 改編內譯을 정리한 것이다.

〈表 6〉 담배消費稅의 課稅對象, 課稅標準 및 稅額

| 課 稅 對 象 | | | 課稅標準 | 稅 額 | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | | 1993년 이전 | 1994년 이후 |
| 흡연용의 제조담배 | 궐련 | 판매가격이 200원을 초과하는 것 | 20개비당 | 360원 | 460원 |
| | | 판매가격이 100원 초과 200원 이하의 것 | 20개비당 | 40원 | 40원 |
| | | 판매가격이 100원 이하의 것 | 20개비당 | 0원 | 0원 |
| | 파이프담배 | | 50그램당 | 700원 | 910원 |
| | 엽궐련 | | 50그램당 | 2,000원 | 2,600원 |
| | 각련 | 판매가격이 100원을 초과하는 것 | 50그램당 | 700원 | 910원 |
| | | 판매가격이 100원 이하의 것 | 50그램당 | 0원 | 0원 |
| 씹는 제조담배 | | | 50그램당 | 800원 | 1,040원 |
| 냄새맡는 제조담배 | | | 50그램당 | 500원 | 650원 |

資料 : 삼일회계법인, 『지방세편람』, 1994.

궐련의 경우 판매가격이 200원을 초과하는 것에 대한 담배消費稅는 360원에서 460원으로 27.8% 증가하였으나 판매가격이 200원 이하인 경우에는 변함이 없었다. 파이프담배에 賦課하는 稅率은 50그램당 700원에서 910원으로 30% 인상되었고, 엽궐련은 50그램당 2,000원에서 2,600원으로 역시 30% 引上되었으며, 각련의 경우에는 販賣價格이 100원을 초과하는 경우에만 50그램당 700원에서 910원으로 30% 인상되었다. 씹는 제조담배와 냄새맡는 제조담배의 消費稅도 각각 50그램당 800원, 500원에서 30% 인상된 1,040원, 650원이 되었다. 이와 같이 品種에 따라 稅率 引上의 정도가 다를 뿐만 아니라 각각의 담배소비세 변화에 대응하는 브랜드별 담배가격의 변화도 다양하다. 궐련의 경우 담배消費稅가 360원에서 460원으로 증가된 브랜드에 대해서는 대부분 담배가격을 200원씩 증가시켜 담배소비세 증가분보다 담배가격이 더 크게 증가하였으나, 솔의 경우에는 500원 하던 담배가격이 200원으로 인하되었다.

이러한 다양한 변화를 종합하는 방법으로 〈表 5〉에 나타난 담배의 平均 消費者價格과 단위당 담배消費稅의 增加率을 비교해 보았다. 1993년과 1994년 사

이에 단위당 담배소비세는 28.95% 인상된 데 비해 평균 담배가격은 21.67% 인상되었다. 그러므로 다른 요인에 의한 價格 引上을 무시할 경우[14] 1%의 담배消費稅 引上이 0.749%[15]의 담배가격 인상을 초래하였다고 할 수 있다.

## 2. 담배消費稅와 담배消費量

지금까지 추정된 수치들을 이용하여 $\frac{\partial \log P_c}{\partial \log P_T}$ 가 0, 0.005, 0.01, 0.015인 경우에 대해 각각 담배소비세 변화가 담배의 상대가격 및 1인당 담배소비에 미치는 효과를 구해 보면 〈表 7〉과 같다[16].

〈表 7〉 담배消費稅 變化가 담배의 相對價格指數에 미치는 效果

| $\frac{\partial \log P_c}{\partial \log P_T}$ (A) | $1-\frac{\partial \log P_c}{\partial \log P_T}$ (B) | $\frac{\partial \log P_T}{\partial \log T}$ (C) | $\frac{\partial \log P}{\partial \log T}$ (D=B×C) | 담배消費稅 40% 인상 후 P의 增加率 (E=0.4×D) |
|---|---|---|---|---|
| 0 | 1.000 | 0.589 | 0.5890 | 0.2356 |
| 0.005 | 0.995 | 0.589 | 0.5861 | 0.2344 |
| 0.010 | 0.990 | 0.589 | 0.5831 | 0.2332 |
| 0.015 | 0.985 | 0.589 | 0.5802 | 0.2321 |
| 0 | 1.000 | 0.749 | 0.7490 | 0.2996 |
| 0.005 | 0.995 | 0.749 | 0.7453 | 0.2981 |
| 0.010 | 0.990 | 0.749 | 0.7415 | 0.2966 |
| 0.015 | 0.985 | 0.749 | 0.7378 | 0.2951 |

14) 〈表 5〉에 나타난 平均 담배價格은 판매된 담배가격의 加重平均을 의미하므로 담배소비의 고급화로 인해 가격이 상승되었을 수도 있고 그 이외의 다른 요인에 의해 영향을 받았을 수도 있으나 이러한 요인들의 영향을 구분해내는 데에는 많은 시간과 노력이 필요하므로 본 논문에서는 이를 분석하지 못하였다. 본문에서 설명한 담배消費稅 變化에 따른 브랜드별 價格變化와 이 表에 나타난 담배價格 引上率을 비교해 볼 때 1994년에 담배가격이 21.67% 증가한 것은 대부분 담배소비세 변화에 의한 것으로 추측된다.

15) 21.67÷28.95=0.749

16) 담배가격 변화가 소비자물가지수에 미치는 효과에 대한 가정의 타당성에 대해서는 뒤에서 자세히 설명하였다.

앞의 式 (11)에 의하여 담배消費稅 1% 변화가 담배의 상대가격에 주는 영향을 구한 것이 〈表 7〉의 D열에 나타나 있으며, 이를 이용하여 담배소비세 40% 인상시 담배의 相對價格이 얼마나 증가되는지를 계산한 결과가 E열에 나타나 있다. 이 결과를 이용하여 담배소비세 40% 인상 후 5년간의 담배消費量을 예측하여 보면 〈表 8〉, 〈表 9〉와 같다.

〈表 8〉과 〈表 9〉는 분기별 담배소비량을 예측한 후 이를 합하여 연도별 소비량을 계산한 것으로 消費者物價指數의 담배가격 변화에 대한 彈性値가 0.01인 경우의 결과만을 정리하였다. 우리나라의 소비자물가지수 바스켓에서 담배의 加重値가 0.89%(1990년)이며, GDP에서 담배消費額이 차지하는 비중이 1.28%(1994년)라는 점을 고려할 때 앞의 〈表 7〉에서 제시한 0, 0.005, 0.01, 0.015의 네 가지 탄력성 중 0.01이 가장 현실적인 것으로 판단된다. 소비자물가지수의 담배가격에 대한 탄력성이 0.01과 다른 세 가지 경우에 대한 추정결과는 〈附表 2〉~〈附表 7〉에 정리하였다.

분기별 소비량은 다음 式 (12)에 의하여 추정하였는데, 이 式은 앞의 단기 수요함수 모형(式 (3))에 오차항의 관계식(式 (10))을 대입하여 정리한 것이며 ∧는 추정치를 의미한다.

$$
\begin{aligned}
\widehat{\log Q_t} = {} & \hat{a}'(1-\hat{\rho}-\hat{\varphi}+\varphi\rho) \\
& + \hat{b}'(\log Y_t - \hat{\rho}\log Y_{t-1} - \hat{\varphi}\log Y_{t-4} + \hat{\varphi}\hat{\rho}\log Y_{t-5}) \\
& + \hat{c}'(\log P_t - \hat{\rho}\log P_{t-1} - \hat{\varphi}\log P_{t-4} + \hat{\varphi}\hat{\rho}\log P_{t-5}) \\
& + \hat{d}'(\log Q_{t-1} - \hat{\rho}\log Q_{t-2} - \hat{\varphi}\log Q_{t-5} + \hat{\varphi}\hat{\rho}\log Q_{t-6}) \\
& + \hat{\rho}\log Q_{t-1} + \hat{\varphi}\log Q_{t-4} - \hat{\varphi}\hat{\rho}\log Q_{t-5} \quad \cdots\cdots (12)
\end{aligned}
$$

基準年度는 1995년으로 하였으며, 基準年度 이후에는 1人當 GNP와 담배를 제외한 다른 消費財 價格이 변화하지 않는다고 가정하였다[17]. 그러므로 〈表 8〉

17) 물론 정확한 추정을 위해서는 GNP와 소비자물가지수도 변한다는 가정하에 分期別 GNP와 消費者物價指數 豫測値를 추정에 이용하는 것이 더 바람직하겠으나 분기별 소비자물가지수와 GNP에 대한 신뢰성 있는 예측치를 찾을 수가 없었다.

과 〈表 9〉의 결과는 다른 경제환경의 변화 없이 담배소비세만 변하였을 때 담배소비량의 변화를 추정한 것이다. 인구는 매년 0.89%씩 증가한다고 가정하였다[18]. 아래 두 개의 表에 나타난 담배소비량은 式 (12)에 의한 1인당 담배소비량 추정치에 해당 시기의 인구수를 곱하여 구한 것이다.

〈表 8〉 담배消費稅 40% 引上에 따른 담배消費量 變化(Ⅰ)

$$\left(\frac{\partial \log P_T}{\partial \log T}\right) = 0.589 \qquad \left(\frac{\partial \log P_c}{\partial \log P_T}\right) = 0.01$$

(單位：百萬本, %)

| | | 1分期 | 2分期 | 3分期 | 4分期 | 合計 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | 數 量 | 增加率[1] |
| 基準年度 | | 20,608 | 25,869 | 27,823 | 26,243 | 100,543 | |
| 施行後 | 1次年度 | 19,567 | 24,397 | 25,733 | 24,704 | 94,401 | −6.11 |
| | 2次年度 | 20,692 | 24,357 | 25,726 | 24,887 | 95,662 | 1.34 |
| | 3次年度 | 21,261 | 24,548 | 25,685 | 25,104 | 96,598 | 0.98 |
| | 4次年度 | 21,769 | 24,749 | 25,688 | 25,324 | 97,530 | 0.96 |
| | 5次年度 | 22,233 | 24,954 | 25,730 | 25,547 | 98,464 | 0.96 |

註：1) 前年對比 增加率.

〈表 9〉 담배消費稅 40% 引上에 따른 담배消費量 變化(Ⅱ)

$$\left(\frac{\partial \log P_T}{\partial \log T}\right) = 0.749 \qquad \left(\frac{\partial \log P_c}{\partial \log P_T}\right) = 0.01$$

(單位：百萬本, %)

| | | 1分期 | 2分期 | 3分期 | 4分期 | 合計 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | 數 量 | 增加率[1] |
| 基準年度 | | 20,608 | 25,869 | 27,823 | 26,243 | 100,543 | |
| 施行後 | 1次年度 | 19,126 | 24,049 | 25,287 | 24,303 | 92,765 | −7.74 |
| | 2次年度 | 20,348 | 23,955 | 25,300 | 24,476 | 94,079 | 1.42 |
| | 3次年度 | 20,909 | 24,142 | 25,261 | 24,689 | 95,001 | 0.98 |
| | 4次年度 | 21,409 | 24,339 | 25,264 | 24,906 | 95,918 | 0.97 |
| | 5次年度 | 21,866 | 24,542 | 25,305 | 25,125 | 96,838 | 0.96 |

註：1) 前年對比 增加率.

18) 1991～1995년의 年平均 人口增加率이 0.89%였다.

이 추정결과에 따르면 담배소비세 인상이 담배소비에 미치는 효과는 담배소비세 인상분이 가격에 어느 만큼 반영되는가에 따라 달라진다. 담배消費稅 1% 인상시 담배價格이 0.589% 인상되고 담배價格 1% 증가는 消費者物價指數를 0.01% 증가시키는 경우에 담배消費稅 40% 인상은 시행 후 1년 동안 담배消費量을 6.11% 감소시키고 그 다음 해에는 前年에 비해 1.34% 증가시킨다. 3次年度의 담배소비량은 前年度에 비해 0.98% 증가하며 그 다음 해에는 0.96% 증가한다. 만약 담배消費稅 1% 인상에 대해 담배價格을 0.749% 인상시킨다면 첫 해에 담배消費量은 7.74% 감소할 것이며, 그 다음 해에는 前年에 비해 1.42% 증가할 것이다. 이 경우 3~5차년도의 담배消費量은 前年에 비해 각각 0.98%, 0.97%, 0.96%씩 증가한다. 이 추정에서 연평균 人口增加率을 0.89%로 가정하였다는 점을 고려한다면, 담배소비세 인상시 이로 인한 담배가격의 변화에 대한 담배소비량 조정은 대부분 2년 이내에 이루어지며 그 이후의 消費量 變化는 주로 인구변화 또는 이 추정에서 고려하지 않은 다른 변수들의 변화에 의해서 주도된다고 할 수 있다.

## 3. 담배消費稅 變化와 政府의 收入

정부의 담배消費稅 收入($R$)은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$R = Q^* \times T \qquad (13)$$

여기서 $Q^*$는 국내 총 담배소비량을, $T$는 앞에서 언급한 바와 같이 단위당 담배소비세를 의미한다. 式 (13)의 양변에 대수를 취하여 $\log T$로 미분하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial \log R}{\partial \log T} = \frac{\partial \log Q^*}{\partial \log T} + 1 \qquad (14)$$

이 式을 이용하여 담배消費稅 40% 인상 후 첫 해의 담배소비세 收入의 變化를 구하면 다음과 같다.

$$\triangle R = 0.4 \times \frac{\partial \log Q^*}{\partial \log T} + 0.4 \qquad (15)$$

式 (15)의 右邊 첫째 항은 앞의 〈表 8〉과 〈表 9〉에 나타난 1차년도의 담배소비량 증가율과 같다. 2차년도부터는 담배소비세 부담의 변화가 없으므로 담배消費量 增加率과 政府의 담배消費稅 收入 增加率이 일치한다. 이와 같은 증가율을 이용하여 〈表 8〉과 〈表 9〉에 상응하는 정부의 담배소비세 수입의 변화를 추정해 보면 〈表 10〉, 〈表 11〉과 같다.

〈表 10〉 담배消費稅 40% 引上에 따른 담배消費稅 收入의 變化( I )

$$\left(\frac{\partial \log P_T}{\partial \log T}\right) = 0.589 \qquad \left(\frac{\partial \log P_C}{\partial \log P_T}\right) = 0.01$$

(單位 : %, 百萬원)

| | | 前年對比 增加率 | 담배消費稅 收入 |
|---|---|---|---|
| 基準年度 | | | 2,222,345[1] |
| 施行後 | 1次年度 | 33.89 | 2,975,498 |
| | 2次年度 | 1.34 | 3,015,370 |
| | 3次年度 | 0.98 | 3,044,921 |
| | 4次年度 | 0.96 | 3,074,152 |
| | 5次年度 | 0.96 | 3,103,664 |

註 : 1) 1994년도 담배販賣額에 대한 담배消費稅 收入의 比率(0.589)을 1995년 담배販賣額에 적용하여 추정하였다.

〈表 11〉 담배消費稅 40% 引上에 따른 담배消費稅 收入의 變化( II )

$$\left(\frac{\partial \log P_T}{\partial \log T}\right) = 0.749 \qquad \left(\frac{\partial \log P_C}{\partial \log P_T}\right) = 0.01$$

(單位 : %, 百萬원)

| | | 前年對比 增加率 | 담배消費稅 收入 |
|---|---|---|---|
| 基準年度 | | | 2,222,345[1] |
| 施行後 | 1次年度 | 32.26 | 2,939,274 |
| | 2次年度 | 1.42 | 2,981,012 |
| | 3次年度 | 0.98 | 3,010,226 |
| | 4次年度 | 0.97 | 3,039,425 |
| | 5次年度 | 0.96 | 3,068,603 |

註 : 1) 1994년도 담배販賣額에 대한 담배消費稅 收入의 比率(0.589)을 1995년 담배販賣額에 적용하여 추정하였다.

이 추정결과에 의하면 담배消費稅 1% 인상시 담배價格이 0.589% 인상되고 담배價格 1% 증가에 따른 消費者物價指數 增加率이 0.01%인 경우 담배消費稅 40% 인상은 시행 후 첫 해의 담배소비세 수입을 基準年度의 33.89%인 7,532억원 증가시키고, 그 다음 해에는 前年度 담배消費稅 收入의 1.34%인 399억원 증가시킬 것으로 예상된다. 아울러 3~5차년도에는 담배소비세 수입이 매년 290억원 이상 증가할 것으로 기대된다. 담배消費稅 1% 인상에 대하여 담배價格이 0.749% 증가하는 경우 시행 첫 해에는 담배消費稅 收入이 기준년도의 32.26%인 7,169억원 증가하고 2차년도에는 전년도 담배소비세 수입의 1.42%인 417억원 정도 증가할 것으로 예상된다. 그 후 3~5차년도에는 담배소비세 수입이 매년 290억원 정도씩 증가할 것이며, 이는 역시 人口增加에 의한 자연증가분을 약간 웃도는 수준이다.

## V. 要約 및 結論

본 논문에서는 지난 20여년간의 국내 담배판매자료를 이용하여 담배需要函數를 추정하고 그 추정결과를 바탕으로 1996년 7월부터 담배판매액에 대해 현행 담배소비세의 40%에 해당하는 教育稅를 징수하기로 한 정책이 담배소비 및 정부의 세입에 미치는 효과를 추정하였다.

추정결과에 의하면 1인당 담배消費의 價格彈力性은 단기의 경우 −0.4553이고 장기적으로는 −0.3322인 것으로 나타났으며, 담배소비에 대해 담배소비세의 40%에 해당하는 教育稅를 부과할 경우 담배소비세 인상분이 담배판매가격에 반영되는 정도에 따라 시행 후 1차년도에는 소비량이 6.11~7.74% 감소하였다가 2차년도에는 前年度에 비해 1.34~1.42% 회복되고, 그 후 3~5차년도에는 인구증가에 의한 자연증가분을 약간 웃도는 수준의 消費量 增加가 있을 것으로 예측되었다. 이에 따른 담배소비세 수입의 변화를 살펴 보면 1차년도에는 전년도 담배소비세액의 32.26~33.89%에 해당하는 7,169~7,532억원 정도의 稅收가 추가적으로 확보될 것으로 전망된다. 2차년도에는 총 담배관련 세수

입이 前年度에 비해 1.34~1.42% 증가할 것으로 예상되는데, 그 규모는 399~417억원에 이르는 것으로 나타났다. 3~5차년도에는 매년 290억원 이상의 세수증가가 예상되는데 이는 인구증가에 의한 자연증가분을 약간 웃도는 규모이다.

그러나 이와 같은 연구결과를 정책에 반영하기 전에 먼저 다음과 같은 몇 가지 점을 고려해야 한다. 첫째, 본 논문의 담배消費量 및 政府의 稅收入 變化規模에 대한 推定은 인구의 증가만 허용하였을 뿐 담배를 제외한 다른 재화의 가격, 소득 등 기타 변수에는 전혀 변화가 없다는 가정하에서 수행한 것이다. 이러한 변수에 변화가 있을 경우 결과는 상당히 달라질 수 있다. 예를 들면 國民所得이 매우 빠른 속도로 증가할 경우 담배消費量의 감소폭은 줄어들 수 있으며, 따라서 政府의 稅收入이 더 큰 폭으로 증가할 수도 있다. 또한 예정된 담배消費稅 引上과 이에 따른 價格引上에 대비하여 소비자 또는 소매상들이 가격인상 직전에 담배 사재기를 할 경우 가격을 인상한 바로 다음 期의 효과에 대한 추정치가 예상했던 것보다 작아질 수 있다. 또한 公共場所에서의 금연이나 公益性 禁煙廣告의 강화 등 社會政策의 변화로 인해 담배수요가 영향을 받을 수도 있다[19]. 둘째, 본 논문은 담배需要의 價格彈力性에 대한 하나의 추정사례일 뿐이며 앞으로 보다 다양한 모형을 통해 추정치의 정당성이 입증되어야 할 것이다. 셋째, 본 논문의 추정결과가 담배판매에 대해 敎育稅를 부과하여 敎育財源을 확보하겠다는 정부정책의 정당성을 입증하는 것은 아니다. 단지 결정된 정책의 효과를 추정하였을 뿐이다. 朴釘洙·安鍾錫(1996)에 의하면 담배소비에 대해 敎育目的稅를 부과하는 것은 바람직하지 않으므로 단순하게 담배消費稅率을 引上하여 일반재원을 확보하거나 다른 목적의 目的稅를 賦課하고 그 목적으로 이용되고 있는 재원의 일부를 교육재원으로 활용하도록 하는 방안이 강구되어야 할 것이다.

19) 論文評價者 중 1명이 담배 사재기 및 公共政策의 變化에 따른 需要變化의 가능성을 지적하였다.

# 參 考 文 獻

金裕燦·成明宰·安鍾錫·李斗熙, 『國産담배의 競爭力 提高方案 : 租稅制度와 價格戰略을 中心으로』, 韓國租稅硏究院, 1995. 12.

朴釘洙·安鍾錫, 『敎育財政의 構造와 財源擴充方案』, 硏究報告書 96-02, 韓國租稅硏究院, 1996.

三逸會計法人, 『地方稅便覽』, 1994.

統計廳, 『1960～2000 市道別 推計人口』, 1994.

韓國銀行, 『國民計定』, 1994.

Baltagi, B. H. and D. Levin, "Estimating Dynamic Demand for Cigarettes Using Panel Data : The Effects of Bootlegging, Taxation and Advertising Reconsidered," *The Review of Economics and Statistics,* 1986.

Becker, G., M. Grossman and K. Murphy, "An Empirical Analysis of Cigarette Addiction," Working Paper No. 3322, Cambridge, M. A.: National Bureau of Economic Research, 1987.

Bishop, J. A. and J. H. Yoo, "Health Care, Excise Taxes and Advertising Ban in the Cigarette Demand and Supply," *Southern Economic Journal,* 1985.

Department of Finance, Canada, *Tobacco Taxes and Consumption,* June 1993.

Gujarati, Damodar N., *Basic Econometrics,* 2nd ed., New York : McGraw-Hill, 1988.

Houthakker, H. S. and L. D. Taylor, *Consumer Demand in the United States : Analysis and Projections,* Cambridge, Massachusetts : Harvard University Press, 1970.

Johnston, J., *Econometric Methods,* 3rd ed., New York : McGraw-Hill, 1984.

Leu, R. E. and T. Schaub, "Economic Aspects of Smoking," *Effective Health Care,* 1984.

Lewit, E. M. and D. Coate "The Potential for Using Excise Taxes to Reduce Smoking," *Journal of Health Economics,* 1982.

Lewit, E. M., D. Coate, and M. Grossman, "The Effects of Government Regulation on Teenage Smoking," *Journal of Health Economics,* 1981.

Lyon, H. M. and J. L. Simon, "Price Elasticity of the Demand for Cigarettes in the United States," *American Journal of Agricultural Economics,* November 1968.

Radfar, M., "The Effect of Advertising on Total Consumption of Cigarettes in the U. K.(Comment)," *European Economic Review,* 1985.

Stoddart, G. L. et al., "Tobacco Taxes and Health Care Costs : Do Canadian Smokers Pay Their Ways?," *Journal of Health Economics,* 1986.

Thompson, M. E. and W. F. Forbes, "The Methodology of Estimated Economic Benefits and Losses Associated with Cigarette Smoking," *Mathematical Scientist,* 1983.

Tollison, Robert D. and Richard E. Wagner, *The Economics of Smoking,* Boston : Kluwer Academic Publishers, 1992.

Townsend, J. L., "Cigarette Tax, Economic Welfare and Social Class Patterns of Smoking," *Applied Economics,* 1987.

______, "Price and Income Elasticity of Demand, Taxation and the Smoking Epidemic," Paper presented at the Seventh World Conference on Tobacco and Health, Perth, Australia, 1990.

Urban, G. L., P. L. Johnson and J. R. Hauser, "Testing Competitive Market Structure," *Marketing Science,* 1986.

U. S. Department of Health and Human Service, "Preventing Tobacco Use among Young People," A Report of the Surgeon General, 1994.

Walsh, B. G. M., "Health Education and the Demand for Tobacco in Ireland, 1953～76 : A Note," *Economic and Social Review,* 1980.

Witt, S. F. and C. L. Pass, "The Effects of Health Warnings and Advertising on the Demand for Cigarettes," *Scottish Journal of Political Economy,* 1981.

Zimring, F. E. and W. Nelson, "Cigarette Taxes as Cigarette Policy," *Tobacco Control.* 1995.

〈附表 1〉 OLS에 의한 담배需要函數 推定結果(分期別 模型)

| | 推 定 係 數 | t 값 |
|---|---|---|
| 상수 | 4.5871 | 8.9708 |
| logY | 0.3047 | 9.0796 |
| logP | 0.0603 | 0.7694 |
| $\log Q_{-1}$ | −0.0516 | −0.5655 |
| Adj.$R^2$ | 0.7849 | |
| D.W[1] | 1.7003 | |
| h[2] | 3.1842 | |

註：1) D.W.는 「더빈－왓슨」 통계량을 의미한다.
2) h는 「더빈」의 *h*통계량을 의미한다.

〈附表 2〉 담배消費稅 40% 引上에 따른 담배消費量 變化(Ⅲ)

$$\left(\frac{\partial \log P_T}{\partial \log T}\right) = 0.589 \qquad \left(\frac{\partial \log P_c}{\partial \log P_T}\right) = 0$$

(單位：百萬本, %)

| | | 1分期 | 2分期 | 3分期 | 4分期 | 合 計 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | 數 量 | 增加率[1] |
| 基準年度 | | 20,608.29 | 25,869.18 | 27,823.26 | 26,242.82 | 100,543.55 | |
| 施行後 | 1次年度 | 19,550.50 | 24,383.70 | 25,715.71 | 24,688.29 | 94,338.20 | -6.171803 |
| | 2次年度 | 20,678.21 | 24,340.98 | 25,708.87 | 24,870.82 | 95,598.88 | 1.336341 |
| | 3次年度 | 21,246.85 | 24,531.99 | 25,668.19 | 25,087.80 | 96,534.83 | 0.979039 |
| | 4次年度 | 21,754.63 | 24,732.52 | 25,671.85 | 25,307.92 | 97,466.92 | 0.965548 |
| | 5次年度 | 22,218.40 | 24,937.82 | 25,713.67 | 25,530.51 | 98,400.40 | 0.957740 |

註: 1) 前年對比 增加率.

〈附表 3〉 담배消費稅 40% 引上에 따른 담배消費量 變化(Ⅳ)

$$\left(\frac{\partial \log P_T}{\partial \log T}\right) = 0.589 \qquad \left(\frac{\partial \log P_c}{\partial \log P_T}\right) = 0.005$$

(單位：百萬本, %)

| | | 1分期 | 2分期 | 3分期 | 4分期 | 合計 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | 數量 | 增加率[1] |
| 基準年度 | | 20,608.29 | 25,869.18 | 27,823.26 | 26,242.82 | 100,543.55 | |
| 施行後 | 1次年度 | 19,559.15 | 24,390.49 | 25,724.44 | 24,696.11 | 94,370.19 | -6.139986 |
| | 2次年度 | 20,684.94 | 24,348.81 | 25,717.18 | 24,878.85 | 95,629.78 | 1.334733 |
| | 3次年度 | 21,253.71 | 24,539.91 | 25,676.48 | 25,095.90 | 96,566.00 | 0.979005 |
| | 4次年度 | 21,761.65 | 24,740.51 | 25,680.14 | 25,316.09 | 97,498.39 | 0.965547 |
| | 5次年度 | 22,225.57 | 24,945.87 | 25,721.97 | 25,538.76 | 98,432.17 | 0.957739 |

註：1) 前年對比 增加率.

〈附表 4〉 담배消費稅 40% 引上에 따른 담배消費量 變化(Ⅴ)

$$\left(\frac{\partial \log P_T}{\partial \log T}\right) = 0.589 \qquad \left(\frac{\partial \log P_c}{\partial \log P_T}\right) = 0.015$$

(單位：百萬本, %)

| | | 1分期 | 2分期 | 3分期 | 4分期 | 合計 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | 數量 | 增加率[1] |
| 基準年度 | | 20,608.29 | 25,869.18 | 27,823.26 | 26,242.82 | 100,543.55 | |
| 施行後 | 1次年度 | 19,575.76 | 24,403.52 | 25,741.19 | 24,711.13 | 94,431.60 | -6.078908 |
| | 2次年度 | 20,697.84 | 24,363.86 | 25,733.13 | 24,894.26 | 95,689.09 | 1.331641 |
| | 3次年度 | 21,266.88 | 24,555.12 | 25,692.39 | 25,111.45 | 96,625.84 | 0.978952 |
| | 4次年度 | 21,775.14 | 24,755.84 | 25,696.05 | 25,331.78 | 97,558.81 | 0.965549 |
| | 5次年度 | 22,239.34 | 24,961.33 | 25,737.91 | 25,554.58 | 98,493.16 | 0.957730 |

註：1) 前年對比 增加率.

〈附表 5〉 담배消費稅 40% 引上에 따른 담배消費量 變化(VI)

$$\left(\frac{\partial \log P_T}{\partial \log T}\right) = 0.749 \qquad \left(\frac{\partial \log P_c}{\partial \log P_T}\right) = 0$$

(單位：百萬本, %)

| | | 1分期 | 2分期 | 3分期 | 4分期 | 合計 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | 數 量 | 增加率[1] |
| 基準年度 | | 20,608.29 | 25,869.18 | 27,823.26 | 26,242.82 | 100,543.55 | |
| 施行後 | 1次年度 | 19,106.11 | 24,033.42 | 25,266.35 | 24,285.31 | 92,691.19 | -7.809909 |
| | 2次年度 | 20,331.86 | 23,937.12 | 25,280.81 | 24,457.26 | 94,007.05 | 1.419617 |
| | 3次年度 | 20,893.38 | 24,123.93 | 25,241.21 | 24,670.49 | 94,929.01 | 0.980735 |
| | 4次年度 | 21,392.75 | 24,321.11 | 25,244.81 | 24,886.94 | 95,845.61 | 0.965564 |
| | 5次年度 | 21,848.81 | 24,523.00 | 25,285.93 | 25,105.83 | 96,763.57 | 0.957749 |

註：1) 前年對比 增加率.

〈附表 6〉 담배消費稅 40% 引上에 따른 담배消費量 變化(VII)

$$\left(\frac{\partial \log P_T}{\partial \log T}\right) = 0.749 \qquad \left(\frac{\partial \log P_c}{\partial \log P_T}\right) = 0.005$$

(單位：百萬本, %)

| | | 1分期 | 2分期 | 3分期 | 4分期 | 合計 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | 數 量 | 增加率[1] |
| 基準年度 | | 20,608.29 | 25,869.18 | 27,823.26 | 26,242.82 | 100,543.55 | |
| 施行後 | 1次年度 | 19,116.16 | 24,041.38 | 25,276.54 | 24,294.45 | 92,728.53 | -7.772771 |
| | 2次年度 | 20,339.71 | 23,946.28 | 25,290.52 | 24,466.64 | 94,043.15 | 1.417708 |
| | 3次年度 | 20,901.39 | 24,133.19 | 25,250.89 | 24,679.95 | 94,965.42 | 0.980688 |
| | 4次年度 | 21,400.96 | 24,330.45 | 25,254.50 | 24,896.49 | 95,882.40 | 0.965594 |
| | 5次年度 | 21,857.19 | 24,532.40 | 25,295.63 | 25,115.46 | 96,800.68 | 0.957715 |

註：1) 前年對比 增加率.

〈附表 7〉 담배消費稅 40% 引上에 따른 담배消費量 變化(Ⅷ)

$$\left(\frac{\partial \log P_T}{\partial \log T}\right) = 0.749 \qquad \left(\frac{\partial \log P_c}{\partial \log P_T}\right) = 0.015$$

(單位 : 百萬本, %)

| | | 1分期 | 2分期 | 3分期 | 4分期 | 合計 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | 數 量 | 增加率[1] |
| 基準年度 | | 20,608.29 | 25,869.18 | 27,823.26 | 26,242.82 | 100,543.55 | |
| 施行後 | 1次年度 | 19,136.31 | 24,057.32 | 25,296.96 | 24,312.78 | 92,803.37 | -7.698336 |
| | 2次年度 | 20,355.46 | 23,964.64 | 25,309.98 | 24,485.44 | 94,115.52 | 1.413903 |
| | 3次年度 | 20,917.46 | 24,151.74 | 25,270.31 | 24,698.93 | 95,038.44 | 0.980625 |
| | 4次年度 | 21,417.42 | 24,349.15 | 25,273.92 | 24,915.63 | 95,956.12 | 0.965588 |
| | 5次年度 | 21,873.99 | 24,551.27 | 25,315.08 | 25,134.77 | 96,875.11 | 0.957719 |

註 : 1) 前年對比 增加率.

財政金融硏究 第3卷 第1號(1996年 6月)

# 國際通貨制度에 대한 改編論議와 展望

金 宗 萬*

要 約

先進國들이 變動換率制度로 이행한 후 換率의 短期變動性이 증가하고 換率이 때때로 적정한 均衡水準으로부터 큰 폭으로 이탈하고 있기 때문에 國際去來에 따르는 外換危險이 증가하고 投資가 위축되어 經濟成長이 둔화되는 등 많은 문제가 야기되고 있다는 비판이 대두되었다. 이와 같은 문제를 해소하기 위해서는 換率을 일정한 範圍에서 안정적으로 관리할 수 있는 새로운 國際通貨制度로의 개편이 필요하다는 인식이 점차 확산되고 있다. 그러나 현재 先進國들의 經濟狀況을 고려할 때 빠른 시일 내에 國際通貨制度의 改編이 단행되기는 어려울 것으로 판단된다. 특히 주요국들은 높은 失業率과 막대한 규모의 財政赤字로 인하여 通貨政策의 목표를 對內均衡의 달성에 둘 수밖에 없는 상황이며 金利나 通貨量 등 通貨政策의 수단들을 換率을 안정시키기 위하여 적절하게 관리할 여유가 없는 상황이다. 또한 先進國들의 貿易收支에 큰 격차가 있고 주요 통화간 換率이 적정한 수준에서 큰 폭으로 이탈한 상태이기 때문에 換率의 目標範圍를 설정함에 있어서 선진국들의 합의를 이끌어내기도 어려울 것이다.

## Ⅰ. 序 論

주요 先進國들이 變動換率制度로 이행한 1973년 3월 이후 주요 通貨間 換率의 短期變動性(short term variance)이 급격하게 증가하고 換率이 때때로 적

* 本院 硏究委員

정한 均衡水準으로부터 큰 폭으로 離脫(misalignment)하고 있다. 換率의 短期變動性 증가로 인하여 輸出入 등 國際的인 經常去來와 海外投資 등 資本去來에 따르는 外換危險(foreign exchange risk)이 증가하게 되었다. 그 결과 國際去來가 萎縮되고 國際的인 資源配分이 왜곡됨에 따라 世界全體의 經濟成長에 지장을 초래하게 되었다는 주장이 대두되었다.

또한 換率이 때때로 적정한 均衡水準으로부터 큰 幅으로 離脫함으로 인하여 交易財産業(tradable goods industry)으로부터 非交易財産業(nontradable goods industry)으로 혹은 반대 방향으로의 産業構造調整 問題가 발생하게 되었으며 이에 따른 費用의 負擔과 失業이 증가하는 등 問題가 발생하게 되었다는 주장이 강력하게 대두었다. 게다가 未來의 換率이 적정한 水準으로부터 離脫하는 방향에 대한 不確實性의 증가로 인하여 企業의 營業活動에 따르는 危險이 증가하게 되었기 때문에 製造業 등 投資資金의 回收에 장기간이 소요되는 製造業에 대한 投資가 감소하게 되어 産業이 空洞化(disindustrialization)되고 전반적인 生産能力이 감소하게 되었으며 失業이 증가하는 등 문제가 발생하게 되었다는 주장이 있다[1].

이러한 문제들을 시정하기 위하여 주요 통화간 換率을 적정한 水準에서 安定的으로 관리할 수 있는 새로운 國際通貨制度로의 改編이 필요하다는 認識이 확산되고 있으며 國際通貨制度의 改編과 관련하여 많은 提案들이 여러 學者들과 國際團體에 의하여 提起되었다.

이와 같은 상황에서 國際通貨制度의 改編에 대한 論議가 대두된 背景에 대하여 검토하고 어떤 방향으로의 改編이 論議되고 있으며 실제로 改編이 가능한지에 대하여 檢討해 볼 필요가 있다. 이러한 필요성에 부응하여 本 論文에서는 先進國들이 變動換率制度로 이행한 후 換率變動의 特性과 主要國 經濟狀況의 변동을 분석해 봄으로써 國際通貨制度 改編論議가 대두된 背景을 살펴보고, 改編과 관련된 여러 提案들을 점검해 보기로 보았다. 또한 國際通貨制度 改編이 단행될 수 있는지에 대한 檢討와 함께 實現이 가능한 時期에 대하여서도 展望

1) Williamson(1985) 참조.

해 보았다.

美國, 獨逸 등 주요 先進國들의 높은 失業率과 이들 국가 政府의 財政赤字 및 美國, 日本, 獨逸 등 선진국간 貿易不均衡 등을 고려할 때 國際通貨制度의 改編이 즉각적으로 단행되기는 어려울 것으로 판단된다. 또한 이와 같은 先進國 經濟의 문제들이 短期間에 해결되지는 않을 것으로 전망되기 때문에 빨라도 2000년 이전에 國際通貨制度의 개편이 단행되기는 어려울 것이라는 結論에 도달하게 되었다.

本 論文의 구성은 다음의 第II章에서 變動換率制度로 이행하기 전후의 기간에 있어서 주요 先進國 通貨間 換率變動의 特性과 經濟成長, 失業率 등 주요국 經濟狀況을 비교해 보았으며, 第III章에서는 國際通貨制度의 改編에 관한 여러 提案들을 소개하였다. 第IV章에서는 主要國들의 失業, 財政, 貿易收支 등 經濟狀況에 대하여 검토하고 國際通貨制度 改編의 可能性과 時期에 대하여 展望해 보았으며, 第V章에는 論議된 사항들을 要約하고 結論을 정리하였다.

## II. 主要 通貨間 換率變動의 特性 및 主要國 經濟狀況 變動

### 1. 主要 換率의 短期變動性

주요 先進國들이 變動換率制度로 이행한 1973년 이후 이들 國家 通貨間 換率의 短期變動性이 큰 폭으로 증가하였다. 〈表 1〉에는 國際的으로 固定換率制度가 유지된 기간 중 마지막 10년간과 變動換率制度로 이행된 후 美國 달러貨와 다른 主要國 通貨間 換率의 分期間 變動率의 標準偏差가 비교되어 있다[2].

이 表에서 固定換率制度 마지막 10년간과 비교할 때 變動換率制度 初期 10

2) 브레튼우즈(Bretton Woods) 固定換率體制는 1971년 8월 美國의 닉슨(Nixon) 大統領이 달러貨의 金兌換中止宣言으로 와해되었다. 같은 해 12월에 出帆한 스미소니언(Smithonian) 固定換率體制는 1972년 6월 파운드/달러 換率이 플로팅(floating)되고 1973년 2월에는 엔/달러 換率이 플로팅되었으며 같은 해 3월에는 마르크/달러 換率과 (프)프랑/달러 換率이 플로팅됨으로써 주요 通貨間 變動換率制度가 일반화되었다.

년간 주요 통화간 換率의 短期變動性이 2배 내지 4배 가까이 증가하였음을 알 수 있다. 엔/달러 換率과 마르크/달러 換率의 경우 分期間 變動率의 표준편차가 각각 1.48%와 1.42%에서 5.88%와 6.67%로 4배 가까이 증가하였으며 파운드/달러 換率과 프랑/달러 換率의 경우 각각 2.86%와 2.36%에서 5.19%와 6.24%로 2배 가까이 증가하였다[3].

〈表 1〉 分期間 換率變動率의 標準偏差 比較

(單位 : %)

| | 1963～1972 | 1973～1982 | 1983～1995.II |
|---|---|---|---|
| 엔/달러 換率 | 1.48 | 5.88 | 5.80 |
| 마르크/달러 換率 | 1.42 | 6.67 | 6.70 |
| 파운드/달러 換率 | 2.86 | 5.19 | 6.22 |
| (프)프랑/달러 換率 | 2.36 | 6.24 | 6.46 |
| 平 均 | 2.03 | 6.00 | 6.30 |

資料 : IMF, IFS tape.

變動換率制度가 導入된 후 10년이 경과한 1983년부터 1995년 2/4分期까지의 기간에 있어서도 주요 通貨間 換率의 短期變動性이 固定換率制度 마지막 10년간과 비교하여 크게 증가한 것으로 나타나고 있으며, 變動換率制度 初期 10년간과 비교하여서도 오히려 증가하였다.

換率의 短期變動性이 증가할 경우 같은 규모의 外換포지션(foreign exchange position)을 취함에 따르는 外換危險이 증가하게 된다. 따라서 輸出入 등 國際的인 經常去來나 海外投資 등 資本去來가 위축될 우려가 있다. 이와 같은 外換危險을 先物換契約 등을 통하여 回避할 수 있는 경우도 있다. 그러나 이때 추가적인 費用을 부담하게 되는 문제가 있다. 또한 國際的인 投資나 營業에 따르는 外換危險은 露出의 정도를 정확하게 산출할 수 없기 때문에 先物換

3) 파운드/달러 換率과 프랑/달러 換率의 경우 固定換率制度 마지막 10년간 分期間 變動率의 標準偏差가 상대적으로 컸던 이유는 基準換率(parity rate)의 조정이 있었기 때문이다.

契約 등을 통하여 완전히 回避할 수 없는 경우도 있다[4]. 따라서 輸出入과 國際投資가 萎縮되고 國際的인 資源의 最適分配에 지장을 초래하게 되었기 때문에 世界經濟에 악영향을 초래하게 되었다는 주장도 있다.

## 2. 主要 換率의 均衡離脫

美國 國際經濟硏究院(Institute for International Economics: IIE)의 윌리엄슨(Williamson) 博士는 先進國들이 變動換率制度로 移行하기 前後의 10년간에 있어서 換率이 均衡水準으로부터 離脫한 정도를 개략적으로 비교하기 위하여 生産者物價(都賣物價)基準 實質實效換率의 最大振幅(最高水準－最低水準)을 비교하였다[5]. 〈表 2〉에서 첫번째 열과 두번째 열에는 윌리엄슨 博士가 산출한 固定換率制度 마지막 10년간과 變動換率制度 初期 10년간 주요 通貨의 生産者物價基準 實質實效換率의 最大振幅이 정리되어 있으며 세번째 열에는 筆者가 산출한 1983년부터 1992년까지 10년간 각 通貨의 生産者物價基準 實質實效換率의 最大振幅이 정리되어 있다.

이 表에서 英國 파운드貨의 경우 生産者物價基準 實質實效換率의 最大振幅이 固定換率制度 마지막 10년간 17%에서 變動換率制度로 이행된 후 初期 10년간에는 60%로 확대된 것으로 나타나고 있다. 따라서 10년간 實質實效換率의 最高水準과 最低水準의 중간을 적정한 水準이었던 것으로 가정할 경우 파운드貨가 적정한 수준으로부터 최대로 離脫한 정도는 固定換率制度 마지막 10년간의 약 8.5%에서 變動換率制度 初期 10년간에는 약 30%로 확대된 것으로 해석할 수 있다.

美國 달러貨와 日本 엔貨의 경우에도 變動換率制度로 移行된 生産者物價基準 實質實效換率의 最大振幅이 2배 이상 확대된 것으로 나타나고 있다. 이에 대하여 獨逸 마르크貨의 경우 變動換率制度로 이행된 후 生産者物價基準 實質實效

4) McKinnon(1988) 참조.

5) Williamson(1985) 참조.

〈表 2〉 主要國 通貨 實質實效換率의 最大振幅

(單位 : %)

| 通　　貨 | 1963～1972[1] | 1973～1982[1] | 1983～1992[2] |
|---|---|---|---|
| 美國 달러 | 14 | 32 | 52 |
| 日本 엔 | 14 | 35 | 33 |
| 獨逸 마르크 | 13 | 22 | 12 |
| 英國 파운드 | 17 | 60 | 16 |
| 프랑스 프랑 | 27 | 19 | 12 |
| 平　　均 | 17 | 34 | 25 |

註 : 1) Williamson이 IMF, IFS의 生産者物價基準 實質實效換率을 기준으로 작성한 資料(Williamson(1985), p.17, Table 2 참조).
2) IMF, IFS의 生産者物價基準 實質實效換率(line 63ey)를 기준으로 筆者가 作成한 資料.

換率의 最大振幅이 소폭 확대되는 데 그쳤으며 프랑스 프랑貨의 경우 같은 基準 實質實效換率의 最大振幅이 오히려 축소되었다.

變動換率制度로 이행된 후 10년이 경과한 1983년부터 1992년까지 10년간에 있어서는 生産者物價基準 實質實效換率의 最大振幅이 美國 달러貨의 경우 53%로 확대되었으며 日本 엔貨의 경우 33%로 變動換率制度 初期 10년간과 거의 같았던 것으로 나타나고 있다. 이에 대하여 獨逸 마르크貨와 英國 파운드貨 및 프랑스 프랑貨의 경우 같은 기간 生産者物價基準 實質實效換率의 最大振幅이 變動換率制度 初期 10년간에 비하여 상당폭 縮小되었으며 固定換率制度 마지막 10년간에 비하여서도 작아진 것으로 나타나고 있다[6]. 이 기간에 있어서

6) 〈表 2〉에서 獨逸 마르크貨와 프랑스 프랑貨의 경우 1973년 이후에도 生産者物價基準 實質實效換率의 最大振幅이 다른 通貨의 경우에 비하여 상대적으로 작았던 이유는 유럽의 주요국 通貨間 換率의 變動을 제한하였던 스네이크(Snake)體制와 유럽通貨體制(European Monetary System : EMS) 때문인 것으로 판단된다. 즉 獨逸, 프랑스, 이탈리아 등 EC會員國들은 1973년 3월 스미소니언體制가 崩壞된 후에도 參與國 通貨 상호간 換率의 변동을 基準換率을 중심으로 上下 2.25% 이내로 제한하였다. 또한 1979년 3월에 발족한 EMS體制下에서도 參與國 通貨間 換率의 變動을 基準換率을 중심으로 일정폭 이내로 한정하고 있다. 유럽 國家들 상호간 貿易의 比重이 높기 때문에 域內 通貨間 換率이 안정될 경우 貿易比重을 加重値로 하여 算出한 實效換率을 안정시키는 효과가 큰 것으로 판단된다.

生產者物價基準 實質實效換率의 最大振幅이 유럽 주요 通貨의 경우 상당폭 축소되었음에도 불구하고 國際通貨로서 가장 큰 비중을 차지하고 있는 미국 달러貨의 경우 대폭 擴大되었기 때문에 世界全體의 通貨不安은 오히려 深化된 것으로 해석할 수도 있을 것이다.

換率이 때때로 적정한 水準보다 큰 幅으로 高評價 혹은 低評價될 경우 交易財產業과 非交易財產業間 構造調整의 문제가 발생하게 된다. 예를들어 國內通貨의 價値가 큰 폭으로 高評價될 경우 國內의 交易財產業은 國際競爭力을 잃게 됨에 따라 企業들은 非交易財產業으로 轉換하려 할 것이다. 반대로 國內通貨의 가치가 큰 폭으로 低評價될 경우에는 非交易財產業에서 交易財產業으로 轉換하려 할 것이다. 그런데 이와 같은 產業構造의 調整에는 막대한 費用이 따르게 된다. 게다가 產業構造의 조정은 단기간에 이루어지기 어렵기 때문에 일시적인 失業이 발생할 수도 있다.

또한 未來의 換率이 적정한 수준으로부터 어떤 방향으로 離脫할 것인지에 대한 不確實性이 증가하기 때문에 企業家들은 投資資金의 回收에 長期間이 소요되는 製造業에 대한 投資를 꺼리게 된다. 이에 따라 產業空洞化 문제가 발생하고 전반적인 生產能力이 축소되며 失業이 증가하는 등으로 인하여 世界經濟 전체의 成長速度가 둔화되는 결과를 초래할 수도 있다.

## 3. 變動換率制度로 移行한 後 主要國 經濟狀況의 變化

國際通貨制度의 改編을 主唱하는 사람들은 주요국들이 變動換率制度로 이행한 후 換率의 短期變動性이 급격하게 증가하고 換率이 때때로 適正한 수준으로부터 큰 폭으로 離脫하였기 때문에 주요국의 經濟成長이 鈍化되고 失業이 증가하는 등 經濟에 큰 악영향을 끼쳤다고 주장하고 있다.

이와 같은 주장의 眞僞를 확인하기 위하여 〈表 3〉과 〈表 4〉에서는 變動換率制度로 移行하기 以前과 以後의 기간에 있어서 주요국들의 年平均 實質 GDP 增加率과 失業率을 비교하여 보았다.

〈表 3〉에서 OECD 全體의 年平均 實質 GDP 增加率이 固定換率制度 마지막

10년간에는 약 4.8%에 달했던 것으로 나타나고 있다. 이에 대하여 變動換率制度로 移行한 初期 10년간에는 약 2.5%로 下落하였다. 또한 1983년부터 1994년까지의 기간에서는 OECD 全體의 年平均 實質 GDP 增加率이 약 2.7%로 나타나고 있어서 固定換率制度 마지막 10년간에 비하여 훨씬 낮았음을 알 수 있다.

같은 表에서 美國, 日本, 獨逸, 英國, 프랑스 등 주요국의 경우에도 變動換率制度로 移行한 이후 초기 10년간 實質 GDP의 年平均 增加率이 대폭 낮아진 것으로 나타나고 있다. 1983년 이후 年平均 實質 GDP 增加率이 美國, 獨逸, 英國 등의 경우 變動換率制度 초기 10년간에 비해 다소 높아졌으나 日本과 프랑스의 경우 오히려 낮아진 것으로 나타나고 있다. 固定換率制度 마지막 10년간과 비교할 때에는 같은 기간 이들 5개국 모두 경우 年平均 實質 GDP 增加率이 상당폭 下落하였음을 알 수 있다.

〈表 3〉 主要國 年平均 實質 GDP 增加率

(單位 : %)

| | 1963～1972 | 1973～1982 | 1983～1994 |
|---|---|---|---|
| OECD 全體 | 4.81[1] | 2.53 | 2.72 |
| 美國 | 3.85 | 1.97 | 2.98 |
| 日本 | 9.40 | 3.96 | 3.35 |
| 獨逸 | 4.56 | 1.92 | 2.96[2] |
| 英國 | 3.00 | 1.46 | 2.50 |
| 프랑스 | 5.29 | 2.77 | 1.96 |

註 : 1) 1964년부터 1972년까지 平均.
2) 1983년부터 1992년까지 平均(舊東獨地域 除外)
資料 : OECD, *Main Economic Indicator*.

〈表 4〉에서 주요국들이 變動換率制度로 이행한 후 OECD 全體와 주요국들의 平均 失業率이 대폭 상승한 것으로 나타나고 있다. OECD 전체의 年平均 失業率은 固定換率制度 마지막 9년간 약 2.9%에서 變動換率制度 初期 10년간

〈表 4〉 主要國 年平均 失業率 變動

(單位 : %)

| | 1964～1972 | 1973～1982 | 1983～1994 |
|---|---|---|---|
| OECD 全體 | 2.94 | 5.34 | 7.33 |
| 美國 | 3.98 | 6.89 | 6.33 |
| 日本 | 1.09 | 1.95 | 2.51 |
| 獨逸 | 0.71 | 3.30 | 7.48 |
| 英國 | 2.64 | 6.02 | 9.83 |
| 프랑스 | 1.96 | 5.15 | 10.11 |

資料 : OECD, *Main Economic Indicator.*

에는 5.3%로 2배 가까이 상승하였다. 變動換率制度로 이행한 후 初期 10년간 美國과 日本의 경우에도 年平均 失業率이 2배 가까이로 상승하였으며, 獨逸과 英國, 프랑스 등 유럽國家들의 경우에는 더욱 큰 폭으로 상승한 것으로 나타나고 있다.

같은 表에서 變動換率制度로 이행한 후 10년이 경과한 1983년부터 1994년까지의 기간에 있어서는 주요국들의 平均 失業率이 더욱 높아진 것으로 나타나고 있다. 이 기간 OECD 全體의 年平均 失業率은 약 7.3%로 上昇하였으며 美國을 제외한 日本, 獨逸, 英國 등 주요국들의 平均 失業率도 固定換率制度 마지막 9년간이나 變動換率制度 初期 10년에 비하여 상승한 것으로 나타나고 있다. 특히 프랑스의 경우 이 기간 年平均 失業率이 10%를 초과한 것으로 조사되었다.

이와 같이 볼 때 주요 先進國들이 變動換率制度로 이행한 1973년 이후 주요국들의 經濟成長이 鈍化되고 失業率이 상승였음은 사실인 것으로 보여진다. 그런데 이와 같은 經濟成長 鈍化와 失業率 上昇이 換率制度의 改編에 따른 換率의 短期變動性 증가와 換率의 適正水準 離脫로 인하여서만 야기되었다고 보기는 어려울 것으로 판단된다.

固定換率制度가 유지된 期間은 第2次 世界大戰 이후 美國을 제외한 주요 先進國들의 戰後復興期에 해당하는 기간이다. 經濟成長의 段階에서 볼 때 주요국들의 경제는 이 기간 跳躍段階에 있었던 것으로 해석할 수 있을 것이다. 따라

서 經濟成長의 속도가 빠르고 失業率이 낮았던 것으로 이해할 수 있다. 그러나 1973년은 第2次 世界大戰이 종료된 후 28년이 경과한 해로서 그간 주요국들의 戰後復舊가 거의 마무리되어 경제가 안정기에 진입한 것으로 해석할 수 있다. 따라서 經濟成長의 速度가 鈍化되고 失業率이 상승하게 된 것으로 설명할 수도 있을 것이다. 또한 1973년 이후 2次에 걸친 石油波動의 영향으로 世界 全體의 經濟成長이 鈍化되고 失業率이 상승하게 되었다는 설명도 가능할 것이다.

그러나 주요 선진국들이 變動換率制度로 이행한 1973년 이후 주요 通貨間 換率의 短期變動性과 均衡離脫의 폭이 증가됨과 동시에 주요국들의 經濟成長이 鈍化되고 失業率이 상승하였음을 감안할 때 이들 두 현상 사이에 相關關係가 전혀 없는 것으로 단정짓기도 어려운 것으로 판단된다.

# Ⅲ. 國際通貨制度 改編에 관한 諸構想

## 1. 目標換率帶制度

目標換率帶制度(Target Zone System)는 1983년 美國 國際經濟硏究院의(IIE) 윌리엄슨 博士가 著述한『換率制度(The Exchange Rate System)』라는 그의 册子에서 도입하기를 주창한 制度이다[7]. 윌리엄슨 博士는 새로운 國際通貨制度로서 目標換率帶制度를 도입하자는 제안을 함에 있어서 1979년에 創設되어 1992년 9월까지 유럽의 주요국 通貨間 換率을 안정시킴에 있어서 상당히 성공적이었다고 평가되는 유럽通貨體制(European Monetary System : EMS)를 많이 參考한 것으로 판단된다[8].

---

7) 윌리엄슨(Williamson) 博士는 1985년에 *The Exchange Rate System*의 改訂版을 내었다.

8) 유럽通貨體制(EMS)는 1979년 3월 獨逸, 프랑스, 이탈리아, 네덜란드, 벨기에, 룩셈부르크, 덴마크, 아일란드 등 8個國이 스네이크體制를 擴大 改編하여 創設하였다. 각 參與國의 中央銀行이 보유하고 있는 對外準備高(外換 및 金)의 20%를 유럽通貨協力基金(European Monetary Corporation Fund : EMCF)에 預託하여 유럽通貨單位(European Currency Unit : ECU)를 創出하고 ECU와 각 參與國 通貨間 基準換率을 설정하였

目標換率帶制度의 내용을 요약하면, 각 나라가 貿易收支나 經常收支 등 對外均衡(external balance)을 달성하기에 適合하고, 적정한 經濟成長이나 就業水準 등 對內均衡(internal balance)을 달성함에 있어서 장애가 되지 않는 (實質)根本均衡換率((real) fundamenat equilibrium exchange rate)을 推定한 다음 이를 기준으로 目標 또는 中心換率(target or central rate)을 정하고 實際 換率은 目標換率을 중심으로 일정한 範圍(target zone) 내에서 변동하도록 당사국들이 共同으로 管理하는 制度이다.

윌리엄슨 博士는 실제로 換率이 目標範圍를 벗어날 경우 관계국들이 반드시 적절한 조치를 취하여 이를 저지하여야 하는 強制性을 띤 硬性範圍(hard band)가 아니고 일시적인 離脫을 허용하는 軟性範圍(soft band)로 할 것을 제안하였다. 또한 國際外換市場의 攪亂 가능성과 根本均衡換率을 推定함에 있어서 誤差가 클 가능성이 있음을 감안하여 目標範圍를 넓게(上下 10% 정도) 잡을 것을 제안하였다. 각 나라 物價上昇率의 상대적인 차이 등에 따라 目標換率을 調整함에 있어서 調整要因이 일정한 수준에 이르기를 기다려서 일시에 大幅으로 조정할 경우 換投機로 인하여 外換市場이 혼란에 빠지게될 우려가 있음을 감안하여 계속적으로 小幅씩 調整해 가는 것이 바람직하다고 제안하였다.

換率을 目標帶 내에서 안정시키기 위한 政策手段(policy instruments)과 관련하여 윌리엄슨 博士는 通貨政策 手段 특히 利子率 조정을 통한 換率調整이 보다 效率的일 것이라고 주장하였다. 또한 中央銀行이 外換市場에 介入하여 換率을 調整할 경우 通貨量의 變動을 수반하는 中和되지 않은(nonsterilized intervention) 介入이 보다 效率的이라고 주장하였다.

目標換率帶制度는 1985년 9월 플라자(Plaza)協定 이후 1987년 2월 르아브

---

으며 實際換率은 基準換率을 중심으로 上下 2.25%(이탈리아 리라의 경우 上下 6%) 이내에서 변동할 수 있도록 허용하였다. 각 參與國 通貨 상호간의 換率은 각 通貨의 對ECU 換率을 기준으로 설정하였다. 스페인은 1989년 6월에, 英國과 포르투갈은 각각 1990년 10월과 1992년 4월에 EMS에 참여하였다. 그러나 1992년 9월에 발생한 유럽通貨危機 이후 英國과 이탈리아는 同 體制로부터 탈퇴하였다. 1993년 8월에는 獨逸 마르크貨와 네덜란드 길더貨를 제외한 다른 參與國 通貨의 경우 對ECU 換率變動의 許容範圍를 基準換率을 중심으로 上下 15%로 확대하였다.

르(Louvre)合議까지의 기간 동안 주요 先進國들이 주요 通貨間 換率을 적정한 수준에서 안정적으로 관리하기 위하여 共同으로 노력함에 있어서 많은 영향을 끼친 것으로 평가된다[9]. 그러나 새로운 國際通貨制度로서 目標換率帶制度를 공식적으로 도입하는 데 대하여 美國, 獨逸 등 주요국들이 유보적인 입장을 취하고 있는 것으로 알려지고 있다[10].

## 2. 매키논 敎授의 固定換率制度

目標換率帶制度는 일정한 範圍 내에서 換率의 변동을 許容하고 필요한 경우 目標換率의 調整도 허용하는 彈力性을 부여하고 있다. 그런데 目標換率의 조정이 예상될 경우 극심한 換投機로 인하여 外換市場이 혼란에 빠지게 되고 國際通貨制度가 瓦解될 우려가 있다[11]. 이와 같은 점을 감안하여 스탠포드 大學의 매키논(McKinnon) 敎授는 주요 通貨間 換率을 영원히 固定시키는 새로운 형태의 固定換率制度를 도입하자고 提案하였다[12].

주요 通貨間 換率을 固定시키기 위하여서는 결국 美國, 日本, 獨逸(유럽의 通貨統合이 이루어 질 경우 유럽聯合(EU))등 주요국의 中央銀行들이 共同의 基準에 의하여 通貨政策을 樹立·執行하여야 하기 때문에 MIT의 돈부쉬

9) Yoichi Funabashi(1988) 참조.

10) 프랑스의 경우 1985년 5월 본(Bonn) 頂上會談 이후 줄곧 目標換率帶制度의 導入을 적극적으로 지지하는 입장을 취해왔으며, 日本의 경우 1987년 2월 르아브르會議 당시 엔貨 가치의 上昇趨勢를 저지하기 위하여 目標換率帶制度의 도입을 반대하지 않았던 것으로 알려지고 있다(Yoichi Funabashi 前揭書 참조). 1995년 3월 멕시코 金融危機로 인하여 엔貨 가치가 급격하게 상승하는 상황에서 같은 해 4월 워싱턴에서 열린 G7 會議에서 日本은 目標換率帶制度를 도입하자고 공식적으로 제의하였다.

11) 각 나라의 物價上昇率 등이 상대적으로 다름에 따라 때때로 目標換率을 조정할 경우 일반인들도 目標換率의 調整時期를 어느정도 예측할 수 있을 것이다. 目標換率의 調整을 豫想하고 換投機를 할 경우 예상과 같이 目標換率의 調整이 실행되면 많은 利益을 올릴 수 있음에 대하여 目標換率의 조정이 이루어지지 않을 경우에도 큰 손실은 보지 않게 되기 때문에 안심하고 換投機를 할 수 있다. 이와 같은 현상을 'one way option'이라 한다.

12) McKinnon(1988) 참조. 주요 通貨間 換率의 變動을 영원히 허용하지 않기 때문에 매키논 敎授가 제안한 새로운 固定換率制度를 '金이 介入되지 않는 金本位制度(gold standard without gold)'라 칭한다.

(Dornbushi) 教授는 매키논 教授가 제안한 새로운 形態의 通貨主義를 世界全體의 通貨主義(world monetarism)라고 지칭하였다[13].

매키논 教授는 각 通貨의 購買力(purchasing power)을 기준으로 주요 通貨間 名目換率을 고정시키기 위한 目標換率를 정할 것을 제안하였다. 또한 주요국들은 通貨政策의 調整을 통하여 각국에 있어서 交易財의 價格을 同一한 수준으로 유지함으로써 世界全體의 物價를 안정시킴과 동시에 名目換率을 고정시키도록 노력하여야 한다고 주장하였다. 따라서 각 나라는 自國의 經濟成長率이나 失業率 및 物價 등을 조정하기 위하여 通貨政策을 調整하여서는 않되며 오로지 換率을 고정시키기 위하여 각국이 合議한 대로만 通貨政策을 執行하여야 한다고 주장하였다.

매키논 教授가 提案한 새로운 固定換率制度로 이행하기 위해서는 美國, 日本, 獨逸 등 주요국들은 通貨政策의 獨立性을 완전히 포기하고 世界政府의 입장에서 通貨政策을 공동으로 樹立·執行하여야 한다. 또한 換率을 固定시키기 위하여 필요한 경우[14] 각국의 財政政策도 조절하여야 하기 때문에 財政政策의 獨立性도 일부 상실하게 된다. 그런데 주요국들의 政府가 진정한 世界政府의 입장에서 經濟政策의 獨立性을 포기하리라고 기대하기는 어려울 것이다. 따라서 매키논 教授가 提案한 固定換率制度가 새로운 國際通貨制度로 採擇될 가능성은 희박한 것으로 판단된다.

## 3. 브레튼우즈委員會의 提案

브레튼우즈體制의 出帆 50주년을 기념하기 위하여 1994년 9월 스페인에서 개최된 國際通貨基金(IMF)과 世界銀行(World Bank)의 合同年次總會에서 브레튼우즈委員會(Bretton Woods Commission)는 國際通貨制度와 관련하여 새

13) Dornbush(1988) 참조.

14) 매키논 教授는 財政政策의 調整을 통하여 貿易收支나 經常收支 등 對外均衡을 달성하여야 한다고 주장하였다.

로운 提案을 하였다[15].

브레튼우즈委員會는 현재 주요 通貨間 換率을 안정시키지 못하는 이유는 주요 선진국들의 經濟政策에 문제가 있기 때문이라고 지적하였다. 즉, 美國, 獨逸, 英國, 프랑스 등 주요 선진국들은 높은 失業率, 慢性的인 財政赤字, 막대한 政府의 負債 등으로 인하여 歲入이나 歲出 등 財政政策의 手段들을 조정할 수 있는 여지가 좁아졌기 때문에 財政政策이 극도로 硬直化되었다. 따라서 景氣調節이나 失業率管理 등 對內均衡을 달성하기 위하여서도 利子率이나 通貨量 등 通貨政策의 手段에 과도하게 의존하게 되었다. 그 결과 근본적으로 通貨問題인 換率을 조정하기 위하여 通貨政策의 手段들을 조정할 수 있는 여지가 줄어들게 되었기 때문에 換率을 적정한 수준에서 安定的으로 管理할 수 없게 되었다는 주장이다.

따라서 브레튼우즈委員會는 주요 通貨間 換率을 안정시키기 위하여 새로운 國際通貨制度로 이행하기 앞서 주요국들 財政政策의 彈力性을 提高함으로써 對內均衡 관련된 問題를 해결하기 위하여 財政政策의 手段들을 적절하게 調整하고 通貨政策의 手段들은 換率調整을 위하여 사용할 수 있는 여유를 확보하는 것이 필수적이라고 지적하였다. 그렇지 못할 경우 換率安定을 위하여 새로운 國際通貨制度로 移行하더라도 장기간 지속시킬 수 없게 될 것이라고 경고하였다.

이와 같은 조건이 充足되고 충분한 經驗과 信賴가 축적된 後(in time)에 換率을 安定시키기 위한 彈力的인 範圍(flexible exchange rate band : FERB)를 설정할 수 있을 것이라고 주장하였다. 여기서 留意해야 할 것은 '彈力的인 範圍'이다. 즉, 換率을 安定시키기 위한 目標範圍(target band)가 필요에 따라 적절하게 조정될 수 있어야 한다는 점을 강조하고 있다. 그렇지 않을 경우 國家間 物價의 상대적인 變動이나 石油波動과 같은 實物衝擊(real shock)이 각국 經濟에 미치는 영향의 차이 등을 조절할 수 없기 때문에 새로운 國際通貨制度

15) Bretton Woods Commission(1994) 참조. 브레튼우즈委員會는 브레튼우즈協定에 의하여 出帆한 IMF와 世界銀行의 創立 50주년을 기하여 현재 이들 國際機構의 역할을 評價하고 적절한 提案을 하기 위하여 國際金融과 開發金融에 경험이 있는 元老들로 구성된 私的이고 獨立된 委員會였으며 委員長은 美國의 FRB 委員長을 역임한 Paul Volcker씨였다.

는 崩壞될 것이기 때문이다.

또한 브레튼우즈委員會는 換率이 許容된 範圍를 벗어날 경우 각국의 政府가 취해야 할 措置에 대하여 명확하게 규정함과 동시에 새로운 目標範圍를 調整하는 節次나 方法에 대하여서도 명확한 規程을 설정하여야 한다고 주장하였다. 이와 같은 사항에 대하여 명확한 규정이 없을 경우 參與國들의 利己的인 행동으로 인하여 새로운 國際通貨制度는 유지될 수 없을 것이기 때문이다. 또한 각 參與國들의 經濟政策이 換率을 安定시키기에 適切한지의 여부에 대하여 監視하는 機構로서 IMF가 중요한 역할을 수행하여야 할 것이라고 提案하였다.

國際通貨制度의 改編과 관련된 여러 提案들 중 브레튼우즈委員會의 提案이 가장 包括的이고 現實性이 높은 것으로 評價된다. 따라서 앞으로 주요 通貨間 換率을 안정시키기 위하여 國際通貨制度의 改編이 단행될 경우 同 委員會의 提案과 같은 방향으로 진행될 가능성이 가장 높은 것으로 판단된다.

## Ⅳ. 主要國 經濟狀況과 國際通貨制度 改編에 대한 展望

### 1. 慢性的인 財政赤字와 政府의 負債 問題

〈表 3〉 및 〈表 4〉에서 보는 바와 같이 1973년 이후 주요 先進國들의 經濟成長率은 그 이전의 기간과 비교하여 대폭 下落하였으며 失業率은 대폭 上昇하였다. 따라서 景氣振作을 위한 支出과 失業手當의 지급 등으로 인하여 政府의 財政支出은 증가하였음에 대하여 稅金收入는 감소하였기 때문에 慢性的인 財政赤字를 기록하게 되었다.

美國, 日本, 獨逸, 英國 및 프랑스 등 주요 5個國의 GDP에 대한 財政收支의 比率은 〈表 5〉에 정리되어 있다. 이 表에서 實際 財政收支의 比率은 實際 GDP에 대한 財政收支의 比率이며 構造的인 財政收支의 比率은 潛在 GDP에 대한 景氣變動을 감안한 財政收支의 비율이다.

이 〈表 5〉에서 美國을 비롯한 주요 5個國 모두가 1981년부터 1990년까지

〈表 5〉 主要 先進國의 GDP에 대한 財政收支 比率

(單位 : %)

| | | 1981~90 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 展望 1995 | 展望 1996 | 展望 2000 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 美國 | 實際 | −2.5 | −3.2 | −4.3 | −3.4 | −2.0 | −1.9 | −2.1 | −2.5 |
| | 構造的 | −2.4 | −2.9 | −3.7 | −3.0 | −2.1 | −2.4 | −2.4 | −2.5 |
| 日本 (社會保障포함) | 實際 | −1.1 | 3.0 | 1.5 | −1.4 | −3.0 | −3.4 | −3.0 | −3.4 |
| | 構造的 | −1.2 | 2.2 | 1.7 | 0.1 | −0.7 | −0.8 | −0.9 | −3.3 |
| | (實際) | −4.0 | −0.7 | −2.3 | −5.2 | −6.9 | −7.1 | −6.7 | −5.6 |
| | (構造的) | −4.1 | −1.4 | −2.0 | −3.8 | −4.7 | −4.8 | −4.8 | −5.6 |
| 獨逸 | 實際 | −2.1 | −3.2 | −2.6 | −3.3 | −2.5 | −2.2 | −1.8 | −1.2 |
| | 構造的 | −1.8 | −5.3 | −3.6 | −2.0 | −1.0 | −1.0 | −1.0 | −1.2 |
| 英國 | 實際 | −2.0 | −2.6 | −6.1 | −7.8 | −6.9 | −4.0 | −2.4 | −0.3 |
| | 構造的 | −1.3 | −2.7 | −3.7 | −4.4 | −4.1 | −2.2 | −1.2 | −0.2 |
| 프랑스 | 實際 | −2.0 | −2.2 | −3.9 | −5.8 | −5.8 | −4.7 | −3.7 | −2.2 |
| | 構造的 | −1.7 | −2.1 | −3.1 | −3.3 | −3.4 | −2.9 | −2.4 | −2.2 |

註 : 實際 財政收支比率은 地方政府를 포함한 全體政府의 財政收支 金額을 實際 GDP로 나눈 比率, 構造的 財政收支比率은 景氣變動을 감안한 財政收支 金額을 潛在 GDP로 나눈 比率임. 獨逸의 경우 1990년 이전까지는 西獨의 경우이며 1990년부터는 舊 東獨地域 포함.

資料 : IMF, *World Economic Outlook*, 1995년 5월號.

10년 동안 상당한 規模의 財政赤字를 기록한 것으로 나타나고 있다. 특히 美國의 경우 實際 GDP에 대한 財政赤字의 비율이 2.5%에 달하였으며 獨逸, 英國, 프랑스 등 유럽 주요국들의 경우에도 2% 내외의 實際 財政赤字 비율을 기록한 것으로 나타나고 있다. 日本의 경우 實際 財政赤字의 비율이 1.1%로 주요국 중 가장 낮았던 것으로 나타나 있다. 이와 같이 日本 財政赤字의 규모가 상대적으로 작았던 이유는 다른 나라에 비하여 社會保障을 위한 政府의 支出이 적었기 때문인 것으로 해석된다. 社會保障을 위한 支出을 감안할 경우 같은 기간 日本의 實際 GDP에 대한 財政赤字의 比率은 다른 先進國에 비해 오히려 높은 4%에 달한 것으로 推定되고 있다.

같은 表에서 美國과 유럽 주요국들의 경우 最近에도 상당히 높은 財政赤字

比率을 기록하고 있으며 이와 같은 상황은 2000년까지 지속될 것으로 展望되고 있는 것으로 나타나고 있다. 日本의 경우 景氣好調의 영향으로 1991년과 1992년에는 각각 黑字財政을 實現하였으나 1993년부터는 景氣沈滯의 영향으로 赤字財政을 기록하게 된 것으로 나타나고 있다. 앞으로 日本 GDP에 대한 財政赤字의 比率이 다른 先進國에 비하여 높아질 것으로 전망되고 있는 이유는 人口의 老齡化로 인하여 財政支出은 증가하고 稅金收入은 감소할 것으로 예상되기 때문이다.

주요 선진국들이 長期間에 걸쳐서 큰 규모의 財政赤字를 기록하였기 때문에 政府의 負債가 막대한 規模에 달하게 된 것으로 알려지고 있다. IMF가 조사한 주요 5個國의 GDP에 대한 政府의 總負債와 純負債 比率의 推移와 展望値는 〈表 6〉에 정리되어 있다. 이 表에서 1994년 美國의 GDP에 대한 總負債와 純負債의 비율은 각각 68%와 56%에 달한 것으로 나타나고 있다. 또한 유럽 주요국들의 경우에도 GDP에 대비한 總負債의 비율이 50% 內外에 달하였으며 純負債의 비율은 40% 내외에 달한 것으로 조사되고 있다. 이에 대하여 같은 해 日本 GDP에 대한 總負債와 純負債 比率은 각각 약 84%와 8%였던 것으로 나타나고 있다.

〈表 5〉에서 앞으로 2000년까지 주요국들이 계속 財政赤字를 기록하게 될 것으로 예상되기 때문에 〈表 6〉에서 각국 GDP에 대한 政府負債의 비율도 상승할 것으로 전망되고 있다. 특히 日本의 경우 앞으로 다른 先進國에 비하여 財政赤字의 규모가 커질 것으로 예상되기 때문에 GDP에 대비한 政府負債의 增加速度가 다른 先進國에 비하여 빨라질 것으로 豫想되고 있다.

주요 先進國들 政府의 부채규모가 막대하기 때문에 이에 대하여 支給하는 利子의 負擔도 매우 클 것으로 판단된다. 〈表 6〉에서 각국 政府의 純負債 比率에 각 期間에 있어서 長·短期 政府債券에 대한 平均金利를 적용하여 GDP에 대한 政府의 利子支給額 比率을 추정한 결과는 〈表 7〉에 정리되어 있다[16].

---

16) 日本을 제외한 다른 나라의 경우 短期 政府債券 金利는 3개월 만기 財務部證券에 대한 金利를 적용하였으며 日本의 경우 3개월 만기 CD 金利를 적용하였다. 각국 長期政府債의 金利는 10년만기 財務部債券에 대한 金利를 적용하였다.

〈表 6〉 主要 先進國 GDP에 대한 政府負債의 比率

(單位 : %)

| | | 實 | | 績 | | | 展 | 望 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1981~90 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 2000 |
| 美 國 | 純負債 | 36.7 | 49.8 | 53.8 | 56.5 | 56.0 | 55.7 | 55.9 | 56.1 |
| | 總負債 | 50.5 | 63.7 | 66.8 | 68.8 | 68.3 | 67.9 | 68.1 | 68.3 |
| 日 本 | 純負債 | 20.9 | 5.3 | 4.4 | 4.8 | 7.8 | 11.0 | 13.6 | 21.1 |
| | 總負債 | 66.7 | 67.7 | 71.2 | 76.6 | 83.7 | 89.7 | 93.0 | 99.7 |
| 獨 逸 | 純負債 | 20.6 | 21.4 | 27.7 | 35.1 | 38.4 | 45.4 | 44.9 | 42.1 |
| | 總負債 | 39.8 | 41.1 | 43.7 | 47.7 | 51.0 | 58.0 | 57.5 | 54.7 |
| 英 國 | 純負債 | 40.3 | 26.7 | 28.1 | 32.5 | 37.7 | 41.7 | 41.9 | 36.9 |
| | 總負債 | 48.0 | 33.6 | 34.9 | 40.4 | 46.0 | 48.2 | 48.4 | 43.2 |
| 프랑스 | 純負債 | 22.0 | 27.2 | 30.2 | 34.3 | 40.3 | 43.1 | 44.7 | 46.9 |
| | 總負債 | 29.6 | 35.4 | 39.4 | 44.4 | 48.8 | 50.7 | 51.8 | 53.0 |

註 : 地方政府를 포함한 全體政府 負債의 GDP에 對한 比率임. 獨逸의 경우 1990년 이전까지는 西獨만이며, 1990년부터는 舊東獨 포함. 1981년부터 1990년까지 負債比率 중 프랑스의 경우 1983년부터 1990년까지임.

資料 : IMF, *World Economic Outlook*, 1995년 5월號.

〈表 7〉 主要國 政府의 純負債에 對한 利子支給 規模 推定(GDP에 對한 比率)

(單位 : %)

| | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 2000 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 美 國 | 3.31 | 2.87 | 2.50 | 3.19 | 3.55 | 3.57 | 3.58 |
| 日 本 | 0.37 | 0.21 | 0.16 | 0.23 | 0.27 | 0.34 | 0.52 |
| 獨 逸 | 1.81 | 2.25 | 2.19 | 2.25 | 2.67 | 2.64 | 2.48 |
| 英 國 | 2.79 | 2.54 | 2.12 | 2.50 | 3.06 | 3.08 | 2.69 |
| 프 랑 스 | 2.55 | 2.88 | 2.63 | 2.65 | 3.22 | 3.34 | 3.51 |

註 : 각 나라 GDP에 대한 政府의 純負債의 比率에 短期 및 長期 政府債 金利의 平均을 적용하여 算出한 比率, 1995年부터 미래의 경우 政府債의 利子率이 1995년 上半期와 같은 수준을 유지할 것으로 가정하였음.

이 表에서 1994년의 경우 GDP에 대비한 政府의 利子支給額 比率은 약 3.2%로 〈表 5〉에서 實際 財政赤字 比率 2%에 비하여 오히려 높았던 것으로 推定되었다. 獨逸과 英國, 프랑스 등 유럽 주요국의 경우에도 GDP에 대비한 政府의 利子支給額 비율이 2.5% 내외에 달한 것으로 추정되었다. 그러나 〈表 6〉에서 日本의 경우 GDP에 대한 政府의 純負債 비율이 상대적으로 낮았기 때문에 政府의 利子支給額 비율도 상당히 낮았던 것으로 추정되었다[17]. 같은 表에서 앞으로 2000년까지도 美國과 유럽 주요국들의 政府負債에 대한 利子支給額의 부담이 상당히 높을 것으로 推定되었다.

이와 같이 주요국들의 政府負債에 대한 利子支給의 負擔이 크기 때문에 이를 제외한 다른 부문에서 상당한 규모의 黑字를 기록하더라도 利子支給을 포함한 전체 財政은 赤字를 기록할 수밖에 없게 되는 것으로 판단된다.

그 결과 이들 國家의 財政이 극도로 硬直化되고 景氣調節이나 失業率管理 등 經濟의 對內均衡을 달성하기 위하여서도 利子率이나 通貨量 등 通貨政策의 수단들을 조절하게 되기 때문에 換率을 적정한 수준에서 安定的으로 관리하기 위하여 通貨政策을 조절할 수 있는 여유가 없게 된 상황인 것으로 짐작할 수 있다.

브레튼우즈委員會가 지적한 바와 같이 이러한 상황에서는 주요 通貨間 換率을 안정적으로 관리하기 위하여 새로운 國際通貨制度로 移行하더라도 長期間 유지되기는 어려울 것이다. 따라서 美國과 獨逸 등 주요국들은 國際通貨制度의 改編에 대하여 유보적인 立場을 취하고 있는 것으로 이해할 수 있다.

## 2. 主要國間 國際收支의 不均衡과 換率水準

주요 통화간 換率을 적정한 수준에서 안정적으로 관리하기 위하여 즉각적으로 國際通貨制度의 개편이 단행될 경우 換率을 안정시키기 위한 目標와 관련하여 先進國들의 合議가 이루어져야 할 것이다. 그러나 현재 선진국간 貿易收支

17) 日本의 경우 GDP에 대비한 政府의 利子支給額의 비율이 낮게 추정된 또다른 이유는 적용한 利子率이 상대적으로 낮기 때문이다.

의 不均衡과 해당국 通貨의 換率水準을 감안할 때 目標換率에 대한 선진국들의 합의를 이끌어 내기가 어려울 것으로 판단된다. 이와 같은 문제가 당분간 해소되기 어려울 것으로 예상되기 때문에 國際通貨制度의 改編은 당분간 어려울 것으로 展望된다.

〈表 8〉 主要國 貿易 및 經常收支

(單位 : 億달러)

| | | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 貿易收支 | 美國 | −1,090.2 | −704.6 | −961.0 | −1,325.7 | −1,663.6 |
| | 日本 | 635.8 | 1,030.9 | 1,324.0 | 1,415.7 | 1,459.3 |
| | 獨逸 | 622.5 | 109.6 | 196.8 | 330.9 | 457.1 |
| | 英國 | −327.4 | −182.7 | −234.3 | −201.5 | −160.1 |
| | 프랑스 | −132.3 | −95.4 | 23.4 | 77.5 | 91.3 |
| 經常收支 | 美國 | −919.8 | −72.1 | −683.0 | −1,043.6 | −1,561.6 |
| | 日本 | 358.7 | 729.1 | 1,176.5 | 1,315.4 | 1,292.4 |
| | 獨逸 | 427.5 | −242.6 | −270.5 | −208.4 | −253.0 |
| | 英國 | −330.4 | −146.3 | −178.5 | −177.8 | −0.1 |
| | 프랑스 | −99.4 | −64.7 | 39.3 | 103.0 | 88.3 |

註 : 國際收支 基準 資料: IMF, IFS

〈表 8〉에는 美國을 비롯한 주요 5個國의 貿易收支 및 經常收支의 變動推移가 정리되어 있다. 이 表에서 美國은 매년 막대한 규모의 貿易收支와 經常收支 赤字를 기록하고 있는 것으로 나타나고 있다. 이에 대하여 日本은 매년 큰 폭의 貿易 및 經常收支 黑字를 기록하고 있다. 獨逸과 英國 사이의 貿易收支 不均衡도 상당히 큰 것으로 나타나고 있다.

이와 같은 상황에서 새로운 國際通貨制度로 이행하기 위하여 換率目標를 정할 경우 美國과 英國은 貿易收支의 不均衡을 시정하기 위하여 自國通貨의 가치를 현재의 換率水準보다 下向調整하도록 요구할 것이다.

한편 최근 주요국 通貨의 상대적인 購買力을 기준으로 評價할 때 美國 달러

貨의 가치는 상당히 큰 폭으로 低評價된 반면 日本 엔貨의 가치는 대폭 高評價된 상황인 것으로 판단된다. 이와 같은 사실을 확인하기 위하여 美國 달러貨에 대한 다른 주요국 通貨의 生産者物價基準 實質換率과 같은 기준의 각 通貨 實質實效換率의 최근 수준을 評價한 결과는 〈表 9〉에 정리되어 있다.

〈表 9〉 最近 主要 實質換率 및 實質實效換率 推移

(1985·1986 平均=100)

| | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1994.Ⅳ | 1995.Ⅰ | 1995.Ⅱ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 엔/달러 實質換率 | 84.8 | 78.9 | 75.7 | 70.1 | 66.8 | 65.2 | 64.5 | 58.2 |
| 마르크/달러 實質換率 | 72.2 | 72.6 | 67.8 | 72.9 | 72.0 | 68.6 | 66.4 | 63.2 |
| 파운드/달러 實質換率 | 73.4 | 70.2 | 68.8 | 78.6 | 76.2 | 73.5 | 73.4 | 72.8 |
| 프랑/달러 實質換率 | 72.0 | 75.7 | 72.7 | 81.2 | 79.7 | 74.8 | 71.9 | 68.2 |
| 美·달러貨 實質實效換率 | 79.4 | 77.6 | 75.4 | 78.0 | 76.5 | 73.8 | | |
| 日·엔貨 實質實效換率 | 100.3 | 107.3 | 110.3 | 126.8 | 132.2 | 132.8 | | |
| 獨·마르크貨 實質實效換率 | 104.2 | 103.9 | 107.6 | 110.2 | 109.4 | 110.5 | | |
| 英·파운드貨 實質實效換率 | 103.7 | 108.7 | 107.0 | 101.0 | 102.7 | 102.5 | | |
| 프·프랑貨 實質實效換率 | 104.2 | 101.0 | 102.4 | 103.8 | 103.0 | 103.9 | | |

註: 主要 通貨의 對美달러 實質換率과 實質實效換率은 각각 都賣物價(生産者物價)의 상대적인 變動을 감안하여 算出하였으며 1985년과 1986년의 平均水準을 각각 100으로 할 때 상대적인 수준을 표시함. 實質實效換率은 IFS 資料를 기준으로 換算하였음. IFS에서는 實質實效換率을 計算함에 있어서 相對國에 대한 貿易規模를 加重値로 사용하고 있음.

이 表에서 각 換率의 指數는 1985년부터 1986년까지의 平均을 100으로 할 때 상대적인 수준을 나타낸 것이다. 매키논 敎授는 주요 通貨의 상대적인 購買力을 기준으로 評價할 때 1985년 중반까지는 美國 달러貨가 高評價된 반면 1986년 중반 이후에는 달러貨가 低評價된 것으로 분석하였다[18]. 이와 같은 분석의 결과를 참고하여 1985년부터 1986년까지의 平均換率이 적정한 수준이었던 것으로 가정하고 최근 주요 換率水準의 適正性을 評價해 보기로 하겠다.

18) McKinnon(1988) 참조.

먼저 美國 달러貨에 대한 다른 주요 通貨의 實質換率의 살펴보면 1995년 2/4分期의 엔/달러 實質換率은 1985~86년 平均에 비해 약 42% 下落한 수준이었다. 따라서 1985~86년 기간의 換率이 적정한 수준이었던 것으로 가정할 경우 1995년 2/4分期 日本 엔貨에 대한 美國 달러貨의 가치는 약 42% 低評價된 것으로 판정할 수 있다. 같은 기준에서 최근 美國 달러貨의 가치는 獨逸 마르크貨나, 英國 파운드貨, 프랑스 프랑貨 등 유럽의 주요 通貨에 대하여서도 상당히 큰 폭으로 低評價된 것으로 판정할 수 있다.

각국의 貿易相對國에 대한 貿易比重을 加重値로 적용하여 산출한 實質實效換率의 수준을 살펴보면 1994년 4/4分期 美國 달러貨의 實質實效換率은 1985~86년 平均에 비하여 약 26% 下落한 수준이었던 것으로 나타나고 있다. 이에 대하여 같은 기간 동안 日本 엔貨의 實質實效換率은 약 33% 上昇하였다. 1985부터 1986년까지 기간 동안 實質實效換率의 평균을 적정한 수준이었던 것으로 가정할 경우 1994년 4/4分期 美國 달러貨의 가치는 약 23% 低評價된 반면 日本 엔貨의 가치는 약 33% 高評價된 수준이었던 것으로 판정할 수 있다. 같은 기준으로 評價할 경우 1994년 4/4分期 獨逸 마르크貨의 가치는 약 10% 高評價되었으며 英國 파운드貨와 프랑스 프랑貨의 가치는 각각 약 3~4% 高評價된 수준이었던 것으로 판정할 수 있다[19].

이와 같은 상황에서 주요 通貨間 換率을 안정시키기 위하여 目標換率을 정하려 할 경우 日本은 엔貨의 가치를 현재 수준보다 下向調整할 것을 주장할 것이다. 이에 대하여 앞에서 살펴본 바와 같이 美國은 큰 規模의 貿易赤字를 기록하고 있고 貿易赤字의 상당히 큰 부분이 對日 貿易에서 발생하고 있는 점을 들어 엔貨의 價値를 下向調整하자는 日本의 주장에 반대할 것으로 예상된다.

이러한 점들을 감안할 때 주요국 사이의 利害對立으로 주요 通貨間 目標換率의 수준에 대한 合議를 이끌어내기가 어려울 것이다. 따라서 주요 통화간 환율

19) 유럽의 주요 通貨들은 美國 달러貨에 대한 實質換率을 기준으로 評價할 경우 최근에 상당히 高評價된 것으로 나타나는 반면 實質實效換率을 기준으로 評價할 경우에는 크게 高評價되지 않은 것으로 나타나는 이유는 1985년 이후 유럽通貨 상호간의 換率은 크게 변하지 않았고 유럽 國家들의 경우 域內貿易의 比重이 높기 때문이다.

을 적정한 수준에서 안정적으로 관리하기 위하여 즉각 國際通貨制度의 改編이 단행되기는 어려울 것으로 판단된다. 게다가 美國과 日本의 貿易不均衡 문제가 단기간에 해결되기는 어려울 것으로 예상되기 때문에 앞으로도 상당기간 새로운 國際通貨制度로 이행되기 어려울 것으로 전망된다.

## V. 要約 및 結論

주요 先進國들이 變動換率制度로 이행한 후 주요 通貨間 換率의 短期變動性이 급증하고 換率이 때때로 적정한 수준으로부터 큰 폭으로 離脫하였다. 환율의 短期變動性 증가로 인하여 輸出入과 海外投資 등에 있어서 부담하게 되는 外換危險이 크게 증가하였기 때문에 國際去來가 위축되는 결과를 초래하게 되었다는 주장이 대두되었다. 그 결과 國家間 資源의 最適分配에 지장을 초래하게 되어 世界經濟에 악영향을 끼치게 되었다는 주장이다.

또한 換率이 때때로 적정한 수준으로부터 큰 폭으로 離脫하기 때문에 交易財産業으로부터 非交易財産業으로 혹은 반대 방향으로의 産業構造調整이 필요하게 되어 이에 따르는 費用負擔과 失業增加의 문제가 발생하게 되었다는 주장이 강력하게 대두되었다. 게다가 換率의 離脫方向에 대한 不確實性으로 인하여 投資資本의 回收에 장기간이 소요되는 製造業에 대한 投資가 감소하기 때문에 産業空洞化로 인하여 전반적인 生産能力이 저하되고 失業이 증가하게 되었다는 주장이다.

이와 같은 문제를 해소하기 위하여 주요 通貨間 換率을 적정한 수준에서 安定的으로 관리할 수 있는 새로운 國際通貨制度로의 改編이 필요하다는 주장이 대두되고 있다. 이와 관련하여 브레튼우즈委員會는 먼저 美國, 日本, 獨逸(유럽의 通貨統合이 이루어질 경우 유럽聯合) 등 주요국들의 政府가 財政의 彈力性을 回復하여 對內均衡과 관련된 政策目標는 財政政策의 조정을 통하여 달성하여야 한다고 주장하였다. 그 결과 金利나 通貨量 등 通貨政策의 수단들은 換率을 적정한 수준으로 유지하기 위하여 조정할 수 있는 여유를 확보하여야 한다

는 주장이다. 이와 같은 조건이 충족되지 않을 경우 國際通貨制度의 改編이 단행되더라도 장기간 유지되기는 어려울 것이다.

주요 先進國들의 經濟狀況을 고려할 때 이와 같은 條件이 단기간 내에 充足되기는 어려울 것으로 판단된다. 變動換率制度로 移行된 후 주요 先進國들의 經濟成長이 둔화되고 失業이 큰 폭으로 증가하였기 때문에 이들 國家의 政府는 만성적인 財政赤字를 기록하였다. 그 결과 美國과 유럽 주요국들의 政府는 막대한 규모의 負債를 지게 되었으며 이에 대한 利子支給의 부담이 매우 큰 것으로 추정되었다. 따라서 다른 部門에서는 財政黑字를 실현하더라도 利子支給을 포함한 전체 財政은 赤字를 기록할 수밖에 없기 때문에 政府의 負債規模는 더욱 확대되는 惡循環이 계속되고 있는 狀況이다. 이와 같은 점을 고려할 때 단기간 내에 이들 國家 財政의 彈力性이 回復되기는 어려울 것으로 판단된다.

즉각적으로 國際通貨制度를 改編하려 할 경우 또 한가지 障碍要因은 換率을 안정시키기 위한 目標을 결정함에 있어서 주요국들의 合議를 導出하기가 매우 어려울 것이라는 점이다. 현재 美國은 막대한 규모의 貿易赤字를 기록하고 있는 반면 日本은 대규모 貿易黑字를 기록하고 있다. 한편 각 通貨의 상대적인 購買力을 기준으로 할 때 최근 美國 달러貨의 가치는 상당폭 低評價된 반면 日本의 엔貨는 대폭 高評價된 수준이다. 이와 같은 상황에서 엔/달러 換率의 目標水準을 정할 경우 美國은 貿易不均衡을 시정하기 위하여 달러貨의 가치를 현재보다 下向調整할 것을 요구할 것이다. 이에 대하여 日本은 현재 엔貨의 가치가 큰 폭으로 高評價된 점을 들어 엔貨 가치의 下向調整을 요구할 것이다. 게다가 美·日間 貿易不均衡 문제가 쉽게 해결되지 않을 것으로 전망되고 있기 때문에 目標換率의 수준과 관련하여 두 나라의 合議를 이끌어 내기는 매우 어려울 것으로 판단된다. 目標換率의 水準에 대한 先進國들의 合議가 이루어지지 않을 경우 換率을 적정한 수준에서 安定的으로 관리하기 위하여 새로운 國際通貨制度로 이행하기는 불가능할 것이다.

이와 같은 사실들을 綜合的으로 평가할 때 즉각적인 國際通貨制度의 개편을 기대하기는 어려운 것으로 판단된다. 또한 주요국들의 財政赤字 문제와 貿易不均衡 문제가 쉽게 해결되지 않을 것으로 展望되기 때문에 가까운 시일 내에 國

際通貨制度가 개편될 가능성도 크지 않은 것으로 평가된다.

그러나 선진국들이 變動換率制度로 이행된 후 주요 通貨間 換率의 급격한 변동 인하여 世界經濟 전체에 커다란 악영향을 끼치게 되었다는 인식이 확산되고 있다. 유럽 국가들의 通貨統合이 추진되고 美國과 유럽 주요국들의 議會와 政府가 財政赤字를 줄이기 위한 방안들을 강구하고 있는 등 여건이 호전되고 있다. 이와 같은 사실들을 감안할 때 상당한 기간이 경과한 후 條件이 충족되면 國際通貨制度의 改編이 추진될 가능성을 완전히 배제할 수는 없는 것으로 판단된다.

# 參 考 文 獻

金宗萬, 『國際通貨制度의 改編論議와 우리나라의 對應』, 硏究報告書 96－01, 韓國租稅硏究院, 1996.

______, 『外換 및 資本 自由化가 換率에 미치는 影響』, 硏究報告書 95－03, 韓國租稅硏究院, 1995.

______, 『主要 換率變動의 特性과 政策示唆點』, 政策硏究 91－02, 對外經濟政策硏究院, 1991.

______, 『換率制度와 外換危險管理』, 政策硏究 90－03, 對外經濟政策硏究院, 1990.

曺琮和, 『EC 通貨統合의 進展과 波及影響』, 政策資料 94－02, 對外經濟政策硏究院, 1994.

Bordo, M. D. and A. J. Schwartz, "What Has Foreign Exchange Market Intervention since the Plaza Agreement Accomplished?", *Open Economic Review*, Vol. 2, 1991, pp. 39～64.

Branson, W. H., "Macroeconomic Determinants of Real Exchange Risk," in Herring edited, *Managing International Risk,* Cambridge University Press, 1983, pp. 33～74.

Bretton Woods Commission, *Bretton Woods: Looking to the Future,* 1994.

Dornbusch, R., "Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?," *Brookings Papers on Economic Activity,* No. 1, 1980, pp. 142～185.

______, "Doubts about McKinnon Standard," *Journal of Economic Perspective,* Vol. 2, No. 1, 1988, pp. 105～112.

Eichengreen, B., "Prerequisites for International Monetary Stability," *Bretton Woods: Looking to the Future,* 1994, pp. C－39～52.

Frenkel, J., and M. L. Mussa, "The Efficiency of Foreign Exchange Markets and Measure of Turbulence." *American Economic Review.*

May 1980, pp. 374～381.

Friedman, M., "The Case for Flexible Exchange Rate," in Friedman Edited, *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press, 1953, pp. 157～203.

Kenichi, Ohno, "The Case for a New System," *Bretton Woods: Looking to the Future,* Bretton Woods Commission, 1994, pp. C－5～12.

Mckinnon, R. I., "Monetary and Exchange Rate Policies for International Financial Stability: A Proposal," *Journal of Economic Perspective,* Vol. 2, No. 1, 1988, pp. 83～103.

Mussa, M., "A Model of Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy,* Vol. 90, 1983, pp. 74～103.

______, "Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rate and Theories of the Foreign Exchange Market," *Carnegie－Rochester Conference Series on Public Policy* 11, 1979, pp. 9～75.

Yoich Funabashi, *Managing the Dollar: From the Plaza to the Louvre,* Institute for International Economics, 1988.

Yusuke Kashiwagi, "Future of the International Monetary System and the Role of the IMF," *Bretton Woods: Looking to the Future,* Bretton Woods Commission, 1994, pp. C－1～4.

Williamson, J., *The Exchange Rate System,* Institute for International Economics, 1985.

______, "Comments on McKinnon's Monetary Rule," *Journal of Economic Perspective,* Vol. 2, No. 1, 1988, pp. 113～119.

Williamson, J. and M. H. Miller, *Targets and Indicators: A Blue Print for the International Coordination of Economic Policy,* Institute for International Economics. 1987.

*Review of Fiscal and Financial Studies*

A Biannual Journal Published by the Korea Institute of Public Finance

Vol. 3, No. 1 June 1996


# ABSTRACT

## Consumption Tax Distribution of Households in Urban Areas Classified by Income and Age of Household Heads


Sung, Myung Jae



This study focuses on the distribution in consumption taxes in Korea using Family Income and Expenditure Survey for 1994 produced by the National Statistical Office, to investigate the relevance of the current consumption tax system by comparing the results of this study with those of closely related past studies such as Lee and Bae(1986), and Sung(1993).

It turns out that the overall consumption tax burden was regressive, especially in the case of Value-Added Tax, Liquor Tax, Telephone Tax, and Tobacco Consumption Tax. However, Special Excise Tax and

Education Tax were slightly progressive. This can be explained by the fact that tax distribution of the latter two types of taxes heavily dependent on automobile and petroleum products such as Gasoline and Diesel which tend to highly income-elastic in Korea. Without those, Special Excise Tax and Education Tax excluding those were also regressive.

Overall burden in almost all consumption taxes was relatively more regressive in older and very young generations(10s and 60s or higher) than middle-aged-generations(20~50s). This was due to the differences in earning power and wealth which generally determine consumption.

From the late 1980s to the early 1990s, consumption of luxuries grew very rapidly and to a high level, resulting in the progressivity of consumption tax burden in the early 1990s. Since the beginning of the mid-1990s, general consumption stabilized again, and thus, progressivity of tax burden was reduced. Consumption of automobile and petroleum products is still income-elastic though.

## Causal Relationship between Government Expenditure and GDP: the Korean Experience

Park, Wan Kyu

This paper investigates the versions of Wagner's law and the Keynesian effective demand principle by employing the concept of Granger causality using Korean data. Both parametric and nonparametric tests are employed and the results are compared. In the former, individual OLS estimation is performed and therefore if the assumptions of the error structure are met, seemingly unrelated regression is also performed. In the latter, the multiple rank F-test is performed.

Wagner's law is consistently supported regardless of the functional form and test method. However, the Keynesian principle is supported in only two of the six functional forms.

# The Effect of the Tax Pattern in Private Pension on the National Saving and Government Debt

Bae, Jun-Ho

Feldstein(1995) claims that an introduction of a private pension such as IRA reduces individual income tax revenue but increases corporate income tax revenue through long-run increase in national savings. In this paper, we showed that given that a large part of private pension's contributions are tax-exempt and pension benefits are fully tax-exempt, as is in Korea, private pension plans can reduce government savings and national saving under certain conditions. The condition, according to our calculation, is for the ratio of new savings included in IRA to be less than 18%. However we cannot be certain as to whether financial savings has increased after the introduction of IRA in 1994. Therefore we suggest that the tax system for private pension should be changed to TDRP type, such as an introduction of IRA, so that the government can narrow budget deficit caused by tax-cuts in individual income tax. We also showed that the effective tax rate on pension benefits in the TDRP type should not be low when compared to wage tax rate, because low tax rates can force the government to issue bonds continuously.

# The Real Effect of the Tax Treatment of Inventory on a Firm's Production

Son, Won－Ik

This thesis examines the real effect of the tax treatment of inventory on a firm's production. Taxation of nominal rather than real gains creates a serious distortion to a firm's optimal behavior in inflationary periods. A choice of inventory valuation methods(LIFO or FIFO) makes a significant difference in a firm's cash flow resulting from a difference in taxable income. In inflationary periods, the cost of goods sold is greater under LIFO than FIFO because the units of inventory sold are valued at higher, more recent prices under LIFO. Hence the LIFO method generates smaller taxable income than FIFO. I develop a theoretical model encompassing accounting concepts associated with taxation and the stock－out inventory model of economics. The theoretical analysis demonstrates that firms switching to LIFO produce more than they would otherwise during inflationary periods.

# The Effects of Tax Policy on Cigarette Consumption

An, Jongseok

This paper examines the effects of tax policy on cigarette consumption and government revenue. The estimated elasticities of per capita

cigarette consumption are −0.4553 in the short run and −0.3322 in the long run. This suggests that cigarette consumption is more elastic in the short run than in the long run. It can be explained by the habit-forming nature of smoking. When first faced with a price increase, many smokers try to reduce or quit smoking. However, over time the habit-forming nature of smoking catches up with many of them and they return to their previous consumption levels. That is, the short-run response to a price increase will be greater than the long-run response.

A 40% rise in the tax on cigarette sales is expected to reduce total consumption of cigarette by 6.1~7.7% and raise the cigarette tax revenue by 32.3~33.9% in the first year, given the level of income and the prices of other consumption goods. In the second year, both consumption and tax revenue would rise by 1.3~1.4%. As for the third to fifth year, the growth rate of total sales and government revenue would be a little bit higher than the growth rate of population.

## The Prospects of Reforming the International Monetary System

Kim, Chong Man

After the major industrial countries shifted to the floating exchange rate system in 1973, the short-term volatilities of major exchange rates have increased several times and, from time to time, the exchange rates deviated far from their long-run equilibrium levels. Because the unstabilities of these exchange rates may have been a factor in the fall of the OECD countries' economic growth rate and employment rate as well as those of the rest of the world, it is argued that the international monetary system should be reformed to stabilize exchange rates.

To achieve such stability, however, developed countries must give up utilizing monetary policy tools, such as interest rate and money supply, which, so far, have been used for the purpose of steering the domestic economy. But, under current economic hardship, especially with large government deficits, major countries may not be able to implement monetary policy, exclusively, in a way that will help stabilize exchange rates and, thus, will most likely to be unable to meet the preconditions mentioned above. Therefore, it will be difficult to reform the international monetary system in the near future.