

單位根 檢定과 稅收推計

— 自然代數線形模型과 差分模型의 比較 —

1997. 3.

成 明 宰

序 言

租稅收入 豫算은 기본적으로 經濟活動의 結果에 대한 豫測值를 기초로 該當 年度에 적용되는 稅法에 따라 稅收를 豫測한 하나의 比較對象值라고 볼 수 있다. 따라서 豫算의 正確性 與否는 稅收推計의 正確性뿐만 아니라 豫算編成時에 稅收推計를 위해 基礎資料로 사용하는 主要 經濟指標에 대한 豫測值가 얼마나 正確한지에 의존하게 된다.

우리나라에서는 租稅收入 豫算과 실제의 徵收實績間에 상당히 큰 격차가 벌어지는 경우가 종종 있었다. 豫算과 實績值間에 乖離가 생기는 것은 곧 稅入豫算의 正確性, 즉 稅收推計의 正確性이 떨어지기 때문이라고 인식되고 있다. 특히 諸般 經濟與件에 대한 豫測이 올바르게 되었음에도 불구하고 稅入豫算과 徵收實績間에 일정 수준을 초과하여 격차가 벌어지는 경우에는 稅收推計가 부정확하여 豫算이 과대하게 설정되었다는 등의 비판을 면하기 어렵다. 이에 따라 稅收推計의 正確性을 提高하여야 한다는 현실적인 필요성이 점증하여 왔고 이에 대응하여 稅收推計 方法을 改善하고자 하는 노력이 지속적으로 경주되어 왔다. 本 研究院에서도 이러한 時代的 要請에 부응하기 위해 지속적으로 稅收推計의 正確性을 提高시키기 위한 勞力을 기울여 왔으며, 그러한 노력의 일환으로 3개년에 걸친 稅收推計 研究를 수행하여 왔다. 그 결과 초보적인 수준에 머물렀던 稅收推計의 方法이 크게 發展하였다고 자부할 수 있으며, 이에 따라 稅收推計의 正確性도 상당히 개선된 것으로 평가된다.

다만 그와 같은 노력에도 불구하고 최근 計量經濟學의 눈부신 발전에 힘입어 稅收는 물론이고 상당수의 主要 巨視經濟指標들의 時

系列資料는 單位根 또는 共積分의 特性을 가지는 것으로 밝혀지고 있어 지속적인 改善이 필요한 것으로 사료된다. 즉 單位根이나 共積分이 존재하는 경우에 既存의 分析方法을 그대로 적용하여 분석하면 推定結果에 偏倚가 존재하는 것으로 밝혀지고 있는 등 稅收推計의 正確性이 의문시될 수 있는 가능성이 있는 것으로 알려져 있다. 따라서 單位根이나 共積分 問題를 검정함으로써 이러한 요인을 효과적으로 극복하면서 稅收推計의 方法을 改善하여 推定結果의 偏倚를 除去하여야 할 必要性이 매우 크다고 하겠다. 本 研究에서는 이러한 研究方法의 改善과 稅收推計의 正確性 提高라는 時代的 要求에 부응하여 새로운 推定方法을 적용하여 稅收와 經濟指標間의 相關關係를 분석하였다. 이러한 시도는 國內 稅收推計에 관한 研究에 있어서는 최초로 이루어진 것인데 實際的인 有用性 측면에서 뿐만 아니라 學問的인 측면에서도 進一步하였다고 감히 말할 수 있다.

다만 그러한 방법을 이용하더라도 本 研究의 分析目的이 稅收의 趨勢를 파악하는 데 국한되고 있는 만큼 稅法改正效果의 推定에 있어서는 다소의 한계가 있는 것이 사실이다. 따라서 이러한 문제를 극복하기 위해서는 本 研究에서의 같은 稅收推計의 方法과 병행하여 微視的 接近方法을 이용한 稅收推計도 함께 보완적으로 수행하는 것이 필요하다고 하겠다. 本 研究院에서는 稅收推計의 綜合化 및 科學化를 위해 지속적으로 稅收推計의 正確性을 提高시키기 위한 勞力을 경주할 것임을 약속드리는 바이다.

本 報告書는 本 研究院의 成明宰 專門研究委員이 執筆하여 완성하였다. 本 報告書가 발간되기까지 여러 關係者들의 도움과 資料協助, 유익한 論評이 많았다. 著者는 院內세미나 및 報告書 執筆 과정에서 유익한 助言을 많이 해주신 서울大學校 經濟學部の 박준용 교수 그리고 本院의 여러 博士들, 특히 李仁杓 博士께 고마움을 표시하고 있으며, 또한 익명의 두 審査者께도 진심으로 감사하고 있다.

本 報告書의 分析內容이나 結論은 著者의 個人的 見解를 나타낸
것이며 本 研究院의 公式的인 立場이 아님을 밝혀 둔다.

1997年 3月

韓國租稅研究院

院長 崔 洸

目 次

| | |
|------------------------------------|----|
| I. 序 論 | 15 |
| II. 單位根 檢定과 基本模型 | 20 |
| 1. 單位根과 共積分 | 20 |
| 가. 單位根 | 20 |
| 나. 共積分 | 23 |
| 2. 資料 | 26 |
| 3. 單位根 檢定結果 | 28 |
| 가. 單位根 檢定方法 | 28 |
| 나. 單位根 檢定結果 | 31 |
| 4. 稅收函數의 基本模型과 稅收豫測誤差 | 39 |
| III. 稅收函數 分析結果 | 43 |
| 1. 所得稅 | 43 |
| 가. 所得稅 總計 | 43 |
| 나. 所得稅 申告分 | 48 |
| 다. 所得稅 源泉分 | 61 |
| 라. 所得稅 申告分과 源泉分의 SUR 模型 | 73 |
| 2. 法人稅 | 77 |
| 가. 法人稅 總計 | 77 |
| 나. 法人稅 申告分 | 82 |
| 다. 法人稅 源泉分 | 85 |
| 라. 法人稅 申告分과 源泉分의 SUR 模型 推定結果 | 88 |

| | |
|---|-----|
| 3. 相續稅 | 92 |
| 가. 相續稅 相續分 | 92 |
| 나. 相續稅 贈與分 | 95 |
| 다. 相續稅 相續分과 贈與分の SUR 模型 推定結果 | 99 |
| 4. 附加價值稅 | 103 |
| 가. 附加價值稅 總計 | 103 |
| 나. 附加價值稅 國內分 | 107 |
| 다. 附加價值稅 輸入分 | 110 |
| 라. 附加價值稅 國內分과 輸入分の SUR 模型 推定結果 | 113 |
| 5. 特別消費稅 | 116 |
| 가. 燈油와 天然가스를 除外한 경우의 推定結果 | 116 |
| 나. 燈油와 天然가스를 包含한 경우의 推定結果 | 120 |
| 6. 酒稅 | 123 |
| 7. 印紙稅 | 126 |
| 8. 電話稅 | 128 |
| 9. 關稅 | 131 |
| 10. 綜合 | 134 |
| 가. 所得稅, 法人稅, 相續稅, 酒稅, 印紙稅, 關稅의 SUR 模型 推定結果 | 135 |
| 나. 附加價值稅, 特別消費稅, 電話稅의 SUR 模型 推定結果 | 145 |
| IV. 稅收推計模型의 比較 및 適正 稅收函數의 選定 | 150 |
| 1. 適正 稅收函數의 選定基準 | 150 |
| 2. 所得稅 | 152 |
| 3. 法人稅 | 157 |
| 4. 相續稅 | 159 |
| 5. 附加價值稅 | 160 |

| | |
|-----------------------------------|-----|
| 6. 特別消費稅 | 163 |
| 7. 酒稅 | 164 |
| 8. 印紙稅 | 165 |
| 9. 電話稅 | 166 |
| 10. 關稅 | 167 |
| 11. 適正 稅收函數 選定에 대한 總評 | 168 |
| | |
| V. 稅收展望 | 172 |
| | |
| VI. 結論 및 稅收推計模型에 대한 向後 改善方向 | 176 |
| | |
| 參考文獻 | 180 |

表目次

| | |
|--|----|
| <表 II - 1> 説明變數 및 被説明變數의 分析對象 期間 | 28 |
| <表 II - 2> ADF 統計量 推定値 I | 33 |
| <表 II - 3> ADF 統計量 推定値 II | 36 |
| <表 III - 1> 所得稅 總計의 推定結果(一般自然代數線形模型) | 44 |
| <表 III - 2> 所得稅 總計의 推定結果(二次差分模型) | 45 |
| <表 III - 3> 所得稅 申告分(總計)의 推定結果 | 50 |
| <表 III - 4> 讓渡所得稅의 推定結果 | 53 |
| <表 III - 5> 事業所得稅의 推定結果 | 55 |
| <表 III - 6> 所得稅 申告分의 SUR 模型 推定結果 (一般自然代數線形模型) | 57 |
| <表 III - 7> 所得稅 申告分의 SUR 模型 推定結果 (二次差分模型) | 59 |
| <表 III - 8> 所得稅 源泉分(總計)의 推定結果 (一般自然代數線形模型) | 62 |
| <表 III - 9> 所得稅 源泉分의 推定結果(二次差分模型) | 63 |
| <表 III - 10> 勤勞所得稅의 推定結果 | 66 |
| <表 III - 11> 利子·配當所得稅 總計의 推定結果 | 68 |
| <表 III - 12> 所得稅 源泉分의 SUR 模型 推定結果 (一般自然代數線形模型) | 71 |
| <表 III - 13> 所得稅 源泉分의 SUR 模型 推定結果 (二次差分模型) | 72 |
| <表 III - 14> 所得稅 申告分과 源泉分의 SUR 模型 推定結果 (一般自然代數線形模型) | 74 |

| | |
|--|-----|
| <表 III-15> 所得稅 申告分과 源泉分의 SUR 模型 推定結果 (二次差分模型) | 75 |
| <表 III-16> 法人稅 總計의 推定結果(一般自然代數線形模型) | 78 |
| <表 III-17> 法人稅 總計의 推定結果(二次差分模型) | 81 |
| <表 III-18> 法人稅 申告分의 推定結果 (一般自然代數線形模型) | 83 |
| <表 III-19> 法人稅 申告分의 推定結果(二次差分模型) | 84 |
| <表 III-20> 法人稅 源泉分의 推定結果 (一般自然代數線形模型) | 86 |
| <表 III-21> 法人稅 源泉分의 推定結果(二次差分模型) | 87 |
| <表 III-22> 法人稅 申告分과 源泉分의 SUR 模型 推定結果 (一般自然代數線形模型) | 89 |
| <表 III-23> 法人稅 申告分과 源泉分의 SUR 模型 推定結果 (二次差分模型) | 90 |
| <表 III-24> 相續稅 相續分의 推定結果 (一般自然代數線形模型) | 93 |
| <表 III-25> 相續稅 相續分의 推定結果(二次差分模型) | 94 |
| <表 III-26> 相續稅 贈與分의 推定結果 (一般自然代數線形模型) | 96 |
| <表 III-27> 相續稅 贈與分의 推定結果(二次差分模型) | 97 |
| <表 III-28> 相續稅 相續分과 贈與分의 SUR 模型 推定結果(一般自然代數線形模型) | 100 |
| <表 III-29> 相續稅 相續分과 贈與分의 SUR 模型 推定結果(二次差分模型) | 101 |
| <表 III-30> 附加價值稅 總計의 推定結果 (一般自然代數線形模型) | 104 |
| <表 III-31> 附加價值稅 總計의 推定結果(二次差分模型) | 105 |

| | |
|--|-----|
| <表 III-32> 附加價值稅 國內分의 推定結果 (一般自然代數線形模型) | 108 |
| <表 III-33> 附加價值稅 國內分의 推定結果(二次差分模型) .. | 109 |
| <表 III-34> 附加價值稅 輸入分의 推定結果 (一般自然代數線形模型) | 111 |
| <表 III-35> 附加價值稅 輸入分의 推定結果(二次差分模型) .. | 112 |
| <表 III-36> 附加價值稅 國內分과 輸入分의 SUR 模型 推定結果(一般自然代數線形模型) | 114 |
| <表 III-37> 附加價值稅 國內分과 輸入分의 SUR 模型 推定結果(二次差分模型) | 115 |
| <表 III-38> 特別消費稅의 推定結果(一般自然代數線形模型, 燈油, LNG 除外) | 117 |
| <表 III-39> 特別消費稅의 推定結果(二次差分模型, 燈油, LNG 除外) | 118 |
| <表 III-40> 特別消費稅의 推定結果(一般自然代數線形模型, 燈油, LNG 包含) | 121 |
| <表 III-41> 特別消費稅의 推定結果(二次差分模型, 燈油, LNG 包含) | 122 |
| <表 III-42> 酒稅의 推定結果(一般自然代數線形模型) | 124 |
| <表 III-43> 酒稅의 推定結果(二次差分模型) | 125 |
| <表 III-44> 印紙稅의 推定結果(一般自然代數線形模型) .. | 127 |
| <表 III-45> 印紙稅의 推定結果(二次差分模型) | 128 |
| <表 III-46> 電話稅의 推定結果(一般自然代數線形模型) .. | 129 |
| <表 III-47> 電話稅의 推定結果(二次差分模型) | 130 |
| <表 III-48> 關稅의 推定結果(一般自然代數線形模型) | 132 |
| <表 III-49> 關稅의 推定結果(二次差分模型) | 133 |
| <表 III-50> 所得稅(申告分과 源泉分), 法人稅, 相續稅, 酒稅, 印紙稅, 關稅에 대한 SUR 模型 推定結果 | |

| | | |
|------------|---|-----|
| | (一般自然代數線形模型) | 136 |
| <表 III-51> | 所得稅(申告分과 源泉分), 法人稅, 相續稅, 酒稅, 印紙稅, 關稅에 대한 SUR 模型 推定結果 (二次差分模型) | 139 |
| <表 III-52> | 附加價值稅, 特別消費稅, 電話稅에 대한 SUR 模型 推定結果(一般自然代數線形模型) ... | 146 |
| <表 III-53> | 附加價值稅, 特別消費稅, 電話稅에 대한 SUR 模型 推定結果(二次差分模型) | 147 |
| <表 IV-1> | 所得稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 | 155 |
| <表 IV-2> | 法人稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 | 158 |
| <表 IV-3> | 相續稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 | 160 |
| <表 IV-4> | 附加價值稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 | 162 |
| <表 IV-5> | 特別消費稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 | 164 |
| <表 IV-6> | 酒稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 | 165 |
| <表 IV-7> | 印紙稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 | 166 |
| <表 IV-8> | 電話稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 | 167 |
| <表 IV-9> | 關稅의 稅收豫測 및 豫測誤差 | 167 |
| <表 V-1> | 主要 稅目에 대한 稅收展望 | 173 |

I. 序 論

우리나라에서는 豫算上의 租稅收入과 실제로 징수된 租稅收入間에 상당한 정도 격차가 발생하는 경우가 종종 있었다. 租稅收入 豫算은 기본적으로 一般 經濟主體들의 經濟活動과 稅法의 내용 등에 기초하여 분석한 稅收推計에 기반을 두고 있다. 따라서 稅入豫算의 正確性이 떨어지는 것은 곧 稅收推計의 正確性이 떨어지는 것으로 인식되어 상당히 많은 비판의 대상이 되어 왔다. 이에 따라 稅收推計의 正確性을 提高하여야 한다는 현실적인 필요성이 검증하여 왔으며 이를 위해 稅收推計 方法을 改善해야 한다는 요구가 매우 강하게 제기되고 있다.

이를 위해 그 동안 正確度 및 豫測力이 우수한 稅收推計模型을 개발하기 위한 각계의 노력은 부단히 이어져 왔다. 稅收推計와 직접적인 관련이 있는 학문적 연구 가운데 통계적 분석방법을 사용하여 분석한 대표적인 研究로는 朴宗淇(1975), 車耕權(1983), 盧基星(1990), 柳一鎬(1990), 尹建永(1990), 李鎮淳(1990) 등이 있으며 최근에는 成明宰·玄鎮權(1994)과 成明宰(1995A)의 연구가 있었다. 이들 연구에서는 대부분 稅收와 主要 巨視經濟指標間의 相關關係에 근거한 線形函數를 기본모형으로 채택하여 主要 稅目別 稅收와 主要 巨視經濟指標間의 통계적 상관관계를 규명함으로써 稅收函數를 완성하고 이를 기초로 향후의 세수를 전망하는 방법을 채택하였다.

이 외에도 稅收推計와 상당한 정도 관련이 있는 연구로는 成明宰(1995B, 1996B), 羅城麟(1991), 羅城麟·玄鎮權(1993A·B)이 있다. 成明宰(1995B, 1996B)의 연구에서는 石油類와 관련한 特別消

費稅와 交通稅(教育稅 포함¹⁾)의 稅收를, 해당 과세물품에 대한 수요 분석을 통해 향후의 수요를 예측한 후, 단위당 세율을 적용하여 豫測하는 방법을 고안하였다. 羅城麟(1991), 羅城麟·玄鎮權(1993A·B)의 研究에서는 一般 家口의 所得·消費에 대한 微視資料를 바탕으로 稅收 및 稅法改正效果를 분석하였다.

일반적으로 價格要素가 포함된 主要 巨視經濟指標들은 상당 부분이 常數 또는 時間趨勢線을 중심으로 1次 또는 2次的 單位根(unit roots)을 가지는 것으로 알려진 경우가 많다. 뿐만 아니라 說明變數로 사용되는 변수 가운데에서도 이와 같은 單位根을 가지는 경우가 있다. 더욱이 說明變數와 被說明變數가 서로 單位根의 특성을 가지고 있는 경우에는 共積分(cointegration)의 관계가 존재하는 경우도 있다.

回歸分析의 방법을 통한 稅收函數 추정에서 被說明變數로는 대부분의 경우 稅目別 稅收資料가 많이 사용된다. 稅收는 다른 巨視經濟指標들과는 달리 實質值(real term)는 존재하지 않고 經常值(nominal term)만이 존재하는 특성을 지닌다. 왜냐하면 稅收는 等價交換이 가능한 특정 實物單位로 측정되는 것이 아니라 貨幣單位로만 징수되기 때문이다. 따라서 세수를 추계함에 있어서 이러한 문제에 봉착할 수 있으므로, 統計分析時에 이러한 점을 염두에 두고 적합한 분석방법을 선택하여야 한다.

현재까지 우리나라에서 진행되어 온 稅收推計에 관한 연구에서는 이러한 單位根이나 共積分 문제에 대해 고려할 필요성이 없다는 암묵적인 가정하에서 稅收函數를 분석하였다. 稅收函數에서 이러한 특성이 존재하지 않는다면 종전에 관습적으로 수행해 오던 연구분

1) 石油類 製品, 특히 그 가운데에서도 揮發油와 輕油(이상 交通稅), 燈油(이상 特別消費稅)에 대한 教育稅는 1996년 7월 1일부터 새로이 과세되기 시작한 것으로 稅率(額)은 해당 特別消費稅額 또는 交通稅額의 100분의 15이다.

석 방법이 타당할 수 있다. 그러나 만약 單位根이나 共積分 문제가 제기되는 경우에는 기존의 분석방법에 의해 稅收函數의 母數를 추정하게 되면 推定値의 統計的 有意性을 나타내는 t-값이 실제의 값과 달라지게 되는 등 여러 가지 문제가 발생할 수 있다. 뿐만 아니라 說明變數와 被說明變數가 각각 單位根을 가지지만 共積分 관계가 성립하지 않는 경우에는 假性回歸(spurious regression)의 문제도 발생하여 실제의 통계적 상관관계를 제대로 파악하지 못하게 될 수 있다. 만약 이러한 경우가 발생한다면 통상적인 방법에 의해 세수를 예측할 경우 稅收豫測値의 信賴性이 약화될 가능성이 있다. 따라서 이상과 같은 문제를 극복하기 위해서는 單位根이나 共積分의 存在與否에 대한 검토가 필요하다.

本 報告書에서는, 成明宰·玄鎭權(1994)과 成明宰(1995A·B, 1996B)의 연구에서 분석한 稅收函數 推定을 통한 方法이나, 또는 일부 課稅對象에 대한 需要分析을 통한 方法에 의해 이루어지는 稅收推計의 正確性을 提高하기 위해 稅目別 稅收資料 및 巨視經濟指標 그리고 기타 과세대상의 需要資料가 지니고 있는 統計的 特性을 분석한다. 즉 單位根이나 共積分의 存在與否를 점검함으로써 既存 稅收推計 關聯 研究에서 채택하였던 분석방법에 대한 수정여부를 결정한다.

本 研究에서 채택하는 세수함수의 설명변수에는 세수에 상당한 정도 영향을 미치거나 미칠 것으로 예상되는 稅法改正의 내용을 대표하는 더미 또는 法定稅率 등의 정책변수를 포함한다. 이러한 더미나 정책변수는 확률분포를 가지는 것이 아니라 정책적으로 결정되는 確定的(deterministic)인 특성을 지니는 만큼, 共積分과 관련해서 세수추계를 함에 있어 기존에 개발되어 있는 共積分에 의한 模型 추정방법을 그대로 사용하기에는 곤란한 점이 있다²⁾. 따라서

2) 이와 같이 단위근이 있는 경우라고 하더라도 確定的인 특성을 지닌 것

本 研究에서는 이러한 현실적인 분석방법의 제약요인을 감안하여 分析資料에 대한 일차적인 單位根 存在與否를 검정한 후, 單位根과 같이 시계열 변수가 非定常性(nonstationarity)을 내포하면 해당 변수를 差分(differencing)하는 방법을 통해 자료를 定常的(stationary)으로 변환함으로써 假性回歸의 可能性을 배제하여 회귀분석 결과의 신뢰성을 확보하도록 한다³⁾. 또한 既存 方法에 의한 稅收推計와도 長短點을 比較·分析한다.

本 研究의 構成은 다음과 같다.

第Ⅱ章에서는 單位根과 共積分에 대해 간략히 살펴봄으로써 세수함수 추정방법의 개선의 필요성 여부에 대한 이론적인 배경 및 그에 따른 基本 稅收推計 模型 設定에 대해 간략히 살펴본다. 이와 함께 분석에 사용할 자료의 종류와 특성을 논의하면서 單位根의 존재 여부를 검정한다.

第Ⅲ章은 本 研究의 核心部分으로, 주요 세목에 대한 세수함수를 추정한다. 여기에서는 自然代數線形模型을 이용하여 模型을 分析하고 아울러 第Ⅱ章에서 검정한 單位根의 存在與否에 따라 基本模型을 수정하여 분석한다.

第Ⅳ章에서는 第Ⅲ章에서 분석한 세수함수의 형태와 분석방법 등을 종합하여 기존의 세수추계 방법이나 모형과 長短點 및 稅收豫測力 등을 비교해 봄으로써 適正 稅收推計模型을 선정하도록 한다.

第Ⅴ章에서는 第Ⅲ章과 第Ⅳ章의 분석결과를 토대로 주요 세목의 향후 세수를 전망해 본다.

이 설명변수로 포함될 때는 共積分 檢定이 용이하지 않다. 이를 위해서는 계량경제학적으로 많은 이론적이 지원이 필요한 바, 현 시점에서는 이러한 문제에 대한 해결이 쉽지 않다.

- 3) 이러한 방법은 成明宰·玄鎭權(1994)과 成明宰(1995A)의 연구에서 電話稅 稅收函數 추정을 위해 채택한 바 있다. 다만 이러한 경우에도 說明變數와 被說明變數間에 共積分의 관계가 성립한다면 差分方法을 통한 회귀 분석은 '模型設定의 誤謬(misspecification)'의 문제를 야기할 가능성도 있음에 유의하여야 한다.

마지막으로 第VI章에서는 本 研究의 연구목적 및 분석방법, 既存 研究方法과의 차이 및 기여점 등을 요약한다. 그리고 本 研究에서 나타난 분석방법상의 개선점에 대해 논의하면서 향후의 연구에서 지향해야 할 研究課題 및 改善方向에 대해 간략히 논의한다.

II. 單位根 檢定과 基本模型

本章에서는 單位根과 共積分의 構造와 特性에 대해 예를 들어 간략히 설명하면서 本 研究의 稅收函數에 사용되는 각종 變數에 대한 單位根 存在與否를 검정해 본다. 다만 本 研究에서 채택하는 稅收函數 基本模型의 특성상 기존에 개발된 共積分 關聯 理論計量經濟學的 模型을 적용시키는 데 한계가 있기 때문에, 稅收函數 模型의 특성에 맞는 共積分 模型을 새로이 개발하여야 한다는 현실적인 제약점이 있어, 共積分과 관련해서는 基本概念만 간략히 살펴보기로 한다¹⁾. 第1節에서는 單位根과 共積分의 基本概念을 살펴본다. 第2節에서는 本 研究의 세수함수 추정을 위해 사용하는 稅收 및 主要 巨視經濟指標의 내역을 간략히 요약하여 설명한다. 第3節에서는 稅收函數 推定을 위해 채택한 分析對象 變數에 대한 單位根 檢定方法 및 檢定結果를 살펴본다. 마지막으로 第4節에서는 本 研究에서 채택할 稅收函數의 基本模型에 대해 살펴본다.

1. 單位根과 共積分

가. 單位根

單位根이란, 時系列資料 Y_t 가 非定常的인 분포를 따르는 수많은 경우 가운데 하나를 가리킨다. 單位根의 한 例로서 AR(1)의 형태

1) 本 研究의 稅收函數 模型에는 稅目에 따라 說明變數 가운데 變數 또는 稅率變數 등의 政策變數와 같은 確定的 分布를 가지는 변수를 포함하는 경우가 많다. 그러나 기존에 개발된 共積分 模型에서는 이에 대한 研究가 없기 때문에 共積分을 통한 稅收函數 推定은 현 시점에서 사실상 불가능하다.

를 가지는 Y_t 의 경우를 살펴보자. 다음의 式 (1)(常數項과 時間趨勢를 포함하는 경우에는 式 (1-1)로 표현됨)과 같이 Y_t 를 정의하는 경우에, Y_t 가 單位根을 가진다는 것은 時差變數 Y_{t-1} 의 係數 ρ (또는 ρ^*)가 1의 값을 가지게 되는 경우를 말한다.

$$\begin{aligned} Y_t &= a + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= a + Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

또는

$$\begin{aligned} Y_t &= a^* + b^*t + \rho^* Y_{t-1} + \varepsilon^*_t \\ &= a^* + b^*t + Y_{t-1} + \varepsilon^*_t \end{aligned} \quad (1-1)$$

여기서 a (또는 a^*)는 常數를 나타내고, b (또는 b^*)와 ρ (또는 ρ^*)는 각각 時間趨勢 t 와 時差變數 Y_{t-1} 의 係數를 나타낸다. ε_t (또는 ε^*_t)는 誤差項을 나타내는 項으로 기대값(또는 平均)이 0이면서²⁾, 서로 다른 t 와 s 에 대해 ε_t 와 ε_s 가 서로 獨立이고 동일한 確率分布(i.i.d.; independently, identically distributed)를 가진다. 흔히 誤差項은 正規分布 $N(0, \sigma^2)$ 를 따르는 것으로 가정하는 경우가 많다.

만약 Y_t 가 式 (1)과 같은 형태로 單位根를 가지는 분포를 따르게 되는 경우에, 時差變數의 係數 ρ 를 單純最小自乘法으로 추정하면 ρ ($=1$)의 추정치 $\hat{\rho}$ 는 다음과 같은 漸近的 特性을 지니게 되어 일반적인 통계분석 방법을 통해 얻을 수 있는 推定結果와는 상당히 다른 漸近的 特性을 지니게 된다:

$$\sqrt{T}(\hat{\rho} - \rho) = \sqrt{T}(\hat{\rho} - 1) \rightarrow_p N(0, (1 - \rho^2)) = N(0, 0) = 0 \quad (2)$$

2) 보다 정확히 표현한다면 說明變數에 대한 條件附 期待值가 0인 것을 말한다.

즉 $\sqrt{T}(\hat{\rho} - \rho)$ 는 標本의 크기 T 가 증가하더라도 일정한 분포를 가지지 못하고 0이라는 한 點에 수렴(degenerate)하게 된다³⁾.

반면에 일반적인 古典的 回歸模型(classical regression models)의 假定⁴⁾을 만족시키는 경우 계수를 單純最小自乘法으로 회귀하여 추정하면, 推定量은 \sqrt{T} 의 漸近速度(convergence rate)를 가지게 되어 일반적인 경우에 나타나는 定常的인 漸近速度를 가지게 된다. 또한 그때의 추정량은 BLUE(Best Linear Unbiased Estimator)라고 하여 線形模型의 不偏推定量(unbiased estimator) 가운데 가장 효율적인 推定量이 된다. 이러한 推定量을 式 (2)의 좌변에 나타난 형태로 표시하는 경우에는, 추정치의 母數에 대한 수렴속도와, 標本 크기의 증가속도에 2제곱근을 취한 것과 서로 균형을 이루게 되어, 특정한 한 點으로 수렴하지 않고, 中心極限定理에 따라 極限正規分布(limiting normal distribution)에 근사하게 된다. 이에 따라 古典的 回歸模型의 가정을 모두 만족시키는 경우에는 單純最小自乘法에 의한 일반적인 推定量은 근사적으로 漸近的 正規分布 $N(0, \frac{\sigma^2}{T})$ 를 가지게 되어 일반적인 형태의 假說檢定을 시행하는 데 많은 도움을 준다.

그러나 式 (1)의 형태와 같이 Y_t 가 單位根을 가지게 되는 경우($\rho = 1$)에는, 推定量 $\hat{\rho}$ 가 漸近的으로 $\rho (=1)$ 에 수렴하지만 漸近速度는 \sqrt{T} 보다 빨라지게 되어, 式 (2)의 좌변과 같은 형태로 추정치를 변환하더라도 極限分布가 일정한 형태의 분포, 즉 正規分布 등과 같이 分散이 0이 아닌 確率分布에 근사하지 못하고 하나의 점(여기서는 0임)으로 수렴(degenerate)하게 되는 특이한 특성을 지니게

3) 이는 곧 標本크기 T 가 증가할 경우, ρ 에 대한 $\hat{\rho}$ 의 漸近速度(Convergence rate)가 \sqrt{T} 의 증가속도보다 더 빠르게 나타나 전체적으로 균형을 이루지 못하고 한 점으로 수렴하게 되는 것을 말한다.

4) Goldberger(1991) 참조.

된다.

즉 위에서와 같이 Y_t 가 式 (1)과 같은 형태로 單位根의 특성을 나타내게 되는 경우에는, 誤差項이 i.i.d.로서 $N(0, \sigma^2)$ 의 분포를 가지며, 논의의 편의상 a 가 0이라고 할 때, Y_t 의 分布는 $N(0, \sigma^2 t)$ 가 되어 時間 t 가 증가할수록 분산이 커지면서 종국적으로 t 가 無限大 (∞)가 되는 경우에는, $Y_t = Y_\infty$ 의 分散은 $\sigma^2 t \times \infty = \infty$ 가 되어 非定常인 형태의 分布를 가지게 됨을 확인할 수 있다⁵⁾.

式 (1)과 같이 Y_t 가 1次的 單位根을 가지게 되는 경우, 통계학 (또는 계량경제학)에서는 흔히 이를 $I(1)$ 이라 표기하며, 만약 d 次的 單位根을 가지는 경우에는 $I(d)$ 로 표기한다⁶⁾.

나. 共積分

共積分이라 함은 單位根을 가지는 두 개 또는 그 이상의 變數가 상호간에 일정한 比例的 關係를 지니는 경우에 兩者의 線形結合이 定常的(stationary)인 分布, 즉 $I(0)$ 의 특성을 가지게 되는 경우를 말한다. 이러한 關係를 數式으로 설명하면 다음과 같다.

X_t 와 Y_t 가 각각 1次的 單位根을 가져 $I(1)$ 의 분포를 따른다고 할 때, 특정한 常數 γ 에 대해 $Z_t \equiv (Y_t - \gamma X_t) \sim I(0)$, 즉 兩者의 線形結合 Z_t 가 單位根을 가지지 않는 경우에 X_t 와 Y_t 는 共積分의 關係에 있다고 정의한다. X_t 와 Y_t 가 각기 單位根을 가지는 경우에 대체로 X_t 와 Y_t 를 선형적으로 결합하더라도, X_t 또는 Y_t 와 마찬가지로, 單位根의 특성을 지니게 되는 것이 일반적이지만, 특정한 常數 γ 를 媒介體로 하여 X_t 와 Y_t 를 線形的으로 結合하는 경우(Z_t)에 만약 Z_t 가 單位根을 갖지 않는 특별한 경우가 있을 수 있다. 이러한 경우에

5) Hamilton(1994) 第17章을 참조하기 바란다. 이 외에도 單位根과 相關한 연구에 대해서는 Nelson and Plosser(1982), Phillips(1987), Cochrane(1988), West(1988), Said and Dickey(1984) 등을 참조하기 바란다.

6) 이를 수식으로 표현한다면 각각 $Y_t \sim I(1)$ 과 $Y_t \sim I(d)$ 로 표기한다. 만약 단위원이 없는 경우라면 $Y_t \sim I(0)$ 이라고 표시된다.

X_t 와 Y_t 간에는 共積分의 관계가 있다고 하고, 이때의 特定 常數 γ 를 X_t 와 Y_t 에 대한 共積分 母數(cointegrating parameter)라고 한다. 이러한 경우를 다음의 式 (3)과 式 (4)의 예를 통해 간략히 살펴보자.

$$Y_t = \gamma X_t + u_{1t} \quad (3)$$

$$X_t = X_{t-1} + u_{2t} \quad (4)$$

단, $E(u_{1t}) = 0 = E(u_{2t})$,

모든 t 와 s 에 대해, $\text{Corr}(u_{1t}, u_{2s}) = 0$,

모든 $t \neq s$ 에 대해, $\text{Corr}(u_{1t}, u_{1s}) = 0, \text{Corr}(u_{2t}, u_{2s}) = 0$

式 (3)과 式 (4)의 X_t 와 Y_t 를 差分($\Delta X_t = X_t - X_{t-1}, \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$)하고, ΔX_t 를 ΔY_t 에 대입하면 다음의 式 (5)를 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \gamma \Delta X_t + \Delta u_{1t} & (5) \\ &= \gamma u_{2t} + u_{1t} - u_{1t-1} \\ &\equiv v_t + v_{t-1} \end{aligned}$$

X_t 는 單位根의 정의상 單位根을 가지므로 $X_t \sim I(1)$ 이 되고, 差分한 경우에는 $\Delta X_t \sim I(0)$ 이 된다. 假定上 u_{2t} 와 u_{1t} , u_{2t} 와 u_{1t-1} 은 共分散이 零일 뿐더러 각각이 모두 $I(0)$ 이기 때문에 이들의 線形結合을 나타내는 $(v_t + v_{t-1})$ 도 역시 $I(0)$ 이 된다. 이로부터 ΔY_t 는 $I(0)$ 이 됨을 알 수 있고, 따라서 Y_t 는 1次의 單位根을 가지게 되어 $Y_t \sim I(1)$ 이 성립하게 된다.

그러므로 이러한 경우 X_t 와 Y_t 는 각각 單位根이 존재하여 $I(1)$ 이 되지만 $Z_t = (Y_t - \gamma X_t) = u_{1t}$ 이 되어, 단위근의 정의상, Z_t 는 $I(0)$ 이 된다. 따라서 γ 를 媒介로 한 X_t 와 Y_t 의 線形結合은 單位根이 없는 定常的 分布를 갖게 된다. 이러한 경우 X_t 와 Y_t 는 共積分의

관계에 있게 되며, γ 는 共積分 母數가 된다⁷⁾.

X_t 와 Y_t 간에 共積分의 관계가 성립하게 되면, 자료를 변환하는 Park(1992)의 CCR(canonical cointegration regressions) 등의 방법을 통해 母數 γ 를 추정하는 경우, 推定值 $\hat{\gamma}$ 는 漸近速度 \sqrt{T} 를 가지면서 定常的인 형태의 漸近的 正規分布를 가지게 된다. 따라서 이러한 경우에는 古典的 回歸模型에서 얻는 결과와 마찬가지로의 추정결과를 얻을 수 있어 假說檢定을 위해 매우 유용한 정보를 갖게 된다.

그러나 X_t 와 Y_t 가 각각 單位根이 존재한다고 하더라도 양자간에 共積分 關係가 성립하지 않는 경우도 있다. 만약 이와 같이 모든 常數에 대해 두 변수 또는 그 이상의 변수를 線形結合하더라도 $I(0)$ 의 관계가 성립하지 않아 共積分의 관계가 없는 경우에, 이러한 관계를 무시하고 單純最小自乘法으로 회귀하게 되면 假性回歸(spurious regression)의 문제가 야기된다. 이와 같이 假性回歸의 문제가 야기되는 경우에 單純最小自乘法으로 회귀분석하게 되면 추정결과 의 신뢰성이 반감되거나 또는 없어지게 된다⁸⁾.

따라서 이러한 假性回歸의 문제를 해결하기 위해서는 통상적인 회귀분석 방법과 다른 별도의 분석방법을 이용하여야 한다. 우회적으로 假性回歸의 문제를 회피하는 분석방법에는 여러 가지가 있으며, 그 가운데 가장 대표적으로 많이 사용되는 것은, 아래의 式 (6) 또는 式 (6-1)에서 보는 바와 같이 각 변수를 차분하여 회귀하는 방법이다. 이러한 경우에는 說明變數 및 被說明變數가 모두 單位根을 가진다고 하더라도 이들 변수를 差分하면 분포가 定常的인 것으

7) 共積分에 대한 보다 자세한 내용은 Engle and Granger(1987), Stock and West(1988), Blanchard and Quah(1989), Campbell and Mankiw (1989), Phillips and Ouliaris(1990), 趙潤濟·朴宗奎(1994) 등을 참조하기 바란다.

8) 假性回歸의 問題에 대해서는 Hamilton 第18章을 참조하기 바란다.

로 변화되므로 單位根에 대한 우려 없이 회귀분석할 수 있다. 물론 이러한 경우에 誤差項 η_t (또는 η_t^*)가 時系列的으로 연관되어 있지 않음은 물론이다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma \Delta X_t + \eta_t \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = \alpha^* + \beta^* \Delta X_t + \gamma^* \Delta X_t + \eta_t^* \quad (6-1)$$

이러한 방법 외에도 코크레인-오컷(Cochrane-Orcutt) 기법을 이용하여 회귀분석하는 경우에는 單位根에 대한 검정이 간접적으로 이루어질 수 있으므로 이것도 單位根 問題解決을 위한 하나의 代案으로 채택할 수 있다.

그러나 실제로 X_t 와 Y_t 간에 共積分이 존재하는 경우에는, 變數를 差分하여 분석하는 방법이나 코크레인-오컷 기법을 사용하여 추정하는 방법 모두 模型設定의 誤謬 問題(misspecification problem)를 야기할 수 있음에 유의해야 한다. 또한 差分을 하는 경우에는 그렇게 하지 않은 경우와 달리 자료가 지니고 있는 情報의 일부를 잃어버릴 가능성이 있음도 유의해야 한다. 그러나 式 (6)과 같이 모형을 설정하여 분석하는 경우에는 說明變數 및 被說明變數가 모두 定常的인 분포를 따르게 되므로 共積分이 없는 상황에서 회귀분석하는 경우에 비해 오류의 정도는 상대적으로 완화된다고 볼 수 있다⁹⁾.

2. 資料

本 研究의 주요 관심대상인 稅收函數의 被說明變數로는 1970년 이후의 年度別 稅目別 稅收資料를 사용한다¹⁰⁾. 다만 所得稅 源泉分

9) 이에 대한 보다 자세한 내용은 Hamilton(1994) 第18章을 참조하기 바란다.

10) 稅目에 따라서는 이용가능한 자료의 기간이 1970년 이전까지 거슬러 올라가지만 說明變數로 사용되는 1990년 가격을 기준으로 한 主要 巨視經濟指標의 값(經常值)이 그 이전 기간의 경우에는 이용이 불가능하

가운데 勤勞所得稅와 所得稅 申告分 가운데 事業所得稅 등의 경우에는 자료의 이용가능 범위가 1970년대 중반 이후에 국한되어 있고, 附加價値稅, 特別消費稅 등은 1977년에 새로이 도입된 세목으로서 도입 이후의 稅收資料만이 이용가능하므로 이와 같은 일부 세목의 경우에는 1970년대 중반 이후의 자료를 사용하여 분석하기로 한다.

稅收函數의 說明變數로는 國民總生産, 輸出, 輸入, 消費支出 등의 巨視經濟指標와 해당 세목의 稅率 또는 稅法改正이나 기타의 稅收函數와 관련한 構造變化를 나타내는 水準 또는 기울기 더미 등을 사용하고, 일부의 경우에는 時間趨勢를 포함하여 분석하기로 한다. 다만 稅收統計는 특성상 實質値가 존재하지 않고 經常値만이 존재하기 때문에 모든 說明變數와 被說明變數는 經常値만을 사용한다.

다만 本 研究에서는 稅收函數의 主要 說明變數로 (經常)國民總生産이나 (經常)民間消費支出 등을 채택하였으나 일반적으로 이보다 有意性이 높은 指標도 많이 존재한다. 所得稅 稅收函數를 예로 들어 보면, 農林漁業部門에서는 所得稅 納稅者가 거의 없기 때문에 國民總生産보다는 (經常)非農林漁業GNP가 보다 적절할 뿐더러, 그 외에도 減價償却 등을 제외한 (經常)國民所得이 國民總生産보다 說明力이 보다 우수할 것으로 사료된다. 그럼에도 불구하고 本 研究에서 이러한 變數 대신 (經常)國民總生産을 說明變數로 사용하는 가장 큰 이유는, 稅收推計의 目的이 稅收函數 自體의 推定을 정확히 하는 데에도 있지만 궁극적으로는 稅收豫測의 정확성을 높이는 것이므로 稅收豫測 時點에서 說明變數에 대한 豫測値(經濟展望値)를 얻을 수 있어야 하는데, (經常)非農林漁業GNP나 (經常)國民所得에 대한 展望値는 활용할 수 없는 경우가 대부분이기 때문이다.

기 때문에 資料의 一貫性 維持 次元에서 1970년부터의 자료만을 사용하기로 한다.

이와 같은 現實的인 資料獲得의 制約要因으로 인해 불가피하게 國民總生產을 說明變數로 채택하게 된 것이다.

<表 II-1> 說明變數 및 被說明變數의 分析對象 期間

| | 時 系 列 變 數 |
|-----------|--|
| 1970~1995 | GNPV, CPV, XV, MV, IFMV, INCM, INSI, INWN, COR, SNGH, SNGG, LQ, INJI, GW |
| 1974~1995 | TEL |
| 1977~1995 | INYA, INSA, INGN, ININ, CORS, CORW |
| 1978~1995 | VAT, VATD, VATI, SET, SETNO |

註 : 1. GNPV, CPV, XV, MV, IFMV, INCM, INSI, INWN, COR, SNGH, SNGG, LQ, INJI, GW는 각각 國民總生產, 民間消費支出, 輸出, 輸入, 設備投資, 所得稅 總計, 所得稅 申告分, 所得稅 源泉分, 法人稅 總計, 相續稅 相續分, 相續稅 贈與分, 酒稅, 印紙稅, 關稅(모두 經常值임)를 나타냄.

2. TEL은 電話稅(經常值임)를 나타냄.

3. INYA, INSA, INGN, ININ, CORS, CORW는 각각 讓渡所得稅, 事業所得稅, 勤勞所得稅, 利子·配當所得稅, 法人稅 申告分, 法人稅 源泉分(모두 經常值임)을 나타냄.

4. VAT, VATD, VATI, SET, SETNO는 각각 附加價值稅 總實稅收(總計), 國內分 附加價值稅, 輸入分 附加價值稅, 特別消費稅(揮發油, 輕油 除外), 特別消費稅(揮發油, 輕油, LPG, LNG, 燈油 除外)(모두 經常值임)를 나타냄.

3. 單位根 檢定結果

本節에서는 稅收函數에 포함되는 각 변수에 대한 單位根 檢定方法과 檢定結果에 대해 간략히 살펴본다.

가. 單位根 檢定方法

單位根 存在與否에 대한 檢定을 위한 基本 假說檢定模型을 설정하기 위해서는 式 (1) 또는 式 (1-1)을 기본으로 하여 각 변수를 差分하는 방법을 통해 式 (7) 또는 式 (7-1)의 형태로 각 변수의

분포형태를 변환한다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha + (\rho-1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \alpha + \varphi Y_{t-1} + \varepsilon_t, \varphi \equiv \rho-1 \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha^* + \beta^*t + (\rho^*-1)Y_{t-1} + \varepsilon_t^* \\ &= \alpha^* + \beta^*t + \varphi^*Y_{t-1} + \varepsilon_t^*, \varphi^* \equiv \rho^*-1 \end{aligned} \quad (7-1)$$

式 (7) 또는 式 (7-1)에 나타난 差分變數 ΔY_t 는 時系列的으로 서로 聯關(serially correlated)되어 있음을 쉽게 알 수 있다. 따라서 時系列的 聯關關係를 고려하기 위해 ΔY_t 의 k 次 時差變數를 說明變數에 추가하면 式 (8) 또는 式 (8-1)을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha + \varphi Y_t + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \delta_k \Delta Y_{t-k} + u_t, \\ &k \geq 0 \end{aligned} \quad (8)$$

또는

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha^* + \beta^*t + \varphi^* Y_t + \delta_1^* \Delta Y_{t-1} + \dots \\ &+ \delta_k^* \Delta Y_{t-k} + u_t^*, k \geq 0 \end{aligned} \quad (8-1)$$

이상과 같이 式 (8) 또는 式 (8-1)의 형태로 변수를 차분하여 單位根 檢定을 위한 基本模型을 설정한 후, $\rho=1$ (또는 $\rho^*=1$), 즉 $\varphi=0$ (또는 $\varphi^*=0$)의 관계가 성립하는지의 여부를 통계적으로 검정한다. 單位根의 存在與否를 검정하기 위해서는, 먼저 각 변수 계열이 常數 또는 時間趨勢를 중심으로 單位根을 가지게 되어 非定常的인 분포를 따른다는 歸無假說($H_0: \varphi=0$ (또는 $\varphi^*=0$))을 설정한다. 이러한 歸無假說下에서 φ (또는 φ^*)의 推定值가 실제로 0의 값을 가지는지, 즉 單位根이 존재하는지의 여부를 검정함으로써 單位根 存在 與否를 검정한다.

單位根 存在與否를 판정해 주는 統計的 分析方法에는 여러 가지가 있는데, 本 研究에서는 그 가운데 Dickey-Fuller의 ADF 檢定統計量(augmented Dickey-Fuller test statistic)을 이용하는 檢定方法을 채택하기로 한다. ADF 檢定方法에 따르면, ADF 檢定統計值, 즉 ADF t -값이 臨界值(critical value)보다 작으면 單位根이 존재한다는 歸無假說을 기각하고, 반대로 t -값이 臨界值보다 크면 歸無假說을 채택한다¹¹⁾. 다만 式 (8) 또는 式 (8-1)에서 時差變數의 次數를 나타내는 k 의 값을 편의상 推定對象 變數에 따라 0~2로 假定한다¹²⁾.

ADF 單位根 檢定方法은, 式 (8) 또는 式 (8-1)의 형태로 모형이 설정되는 경우에, 單位根이 존재한다는 歸無假說下에서는 誤差項 u_t (또는 u_t^*)가 單位根을 가지게 된다는 점에 기초하고 있다. 즉 歸無假說이 성립한다면 誤差項이 單位根의 특성을 가지는 반면 만약 歸無假說이 성립하지 않는다면 誤差項 역시 單位根의 특성을 가지지 않는다고 할 수 있다. 따라서 誤差項에 대한 單位根 存在與否를 검정하는 방법을 통해 해당변수에 대한 單位根의 存在與否를 결정하는 것이다. 이러한 검정과정을 보다 구체적으로 살펴보면, 먼저 單純最小自乘法으로 說明變數의 係數, 즉 母數를 추정한 후 母數의 推定值를 이용하여 誤差項 u_t 또는 u_t^* 를 逆으로 추정한다. 최종적으로는 이와 같은 방법으로 추정한 u_t 또는 u_t^* 를 이용하여 誤差項이 單位根을 가지는지의 여부를 검정함으로써 각 해당변수의 單位根 存在與否를 검정하게 되는 것이다¹³⁾.

11) 만약 ADF 검정방법을 사용하더라도 k 또는 時間趨勢의 次數를 달리 주거나 또는 다른 통계적 검정방법을 사용할 경우에는 다소 상이한 검정결과가 나타날 수도 있음에 유의하기 바란다. 이에 대한 보다 자세한 내용은 Said and Dickey(1984)를 참조할 수 있다.

12) 이 외에도 變數에 따라서는 時間趨勢의 차수를 0次로 가정하는 경우도 있다.

13) 보다 자세한 내용은 Said and Dickey(1984)를 참조하기 바란다.

나. 單位根 檢定結果

本節에서는 앞의 가項에서 설명한 單位根 檢定方法을 이용하여, 第2節에서 제시한 說明變數 및 被說明變數에 대해 單位根을 검정한다.

먼저 單位根 檢定結果를 보기 전에 關聯 研究의 분석결과를 간략히 살펴보자.

本 研究에서 사용하는 主要 巨視經濟變數와 稅收變數는 모두 經常值이다. 主要 巨視經濟指標의 時系列 資料에 대한 既存의 單位根 檢定研究에 의하면, 實質國民總生産이나 實質消費支出, 實質輸入·輸出 등은 대부분 1차의 單位根을 가지고 이들 변수에 대한 經常值, 즉 價格(水準)變數는 대체로 2차의 單位根을 가지는 경우가 많은 것으로 나타나고 있다¹⁴⁾. 이러한 연구결과는 대부분 외국 자료를 이용한 것으로서, 우리나라에서는 우리나라 특유의 經濟的 特性이 존재하여 외국에서는 일반적인 현상이 나타나지 않을 가능성도 충분히 있다. 만약 우리나라에서 일반적인 연구결과와 다른 결과를 나타내게 되는 예외적인 경우가 없다고 한다면 우리나라에서도 經常國民總生産이나 기타 經常值로 산출된 主要 巨視經濟指標와 稅收統計는 대체로 2차의 單位根을 가질 것으로 사료된다. 그러나 이러한 연구는 대부분 美國이나 OECD 국가의 資料를 사용한 것이기 때문에 여과 없이 우리나라에 그대로 적용하기에는 상당한 무리가 있을 수 있다. 따라서 이에 대한 實證的 檢證作業이 필요한바, 아래에서는 單位根 檢定方法으로 많이 채택되고 있는 ADF 檢定方法을 사용하여 우리나라 巨視經濟指標의 經常值에 대한 單位根을 검정하기로 한다. 물론 Choi(1993)에서는 분기별 자료를 이용하여 (實質)國民總生産 등에 대해 單位根 檢定을 하였으나 그의 研究는 1차의

14) 2차의 單位根 檢定에 관한 보다 자세한 내용은 Haldrup(1994)를 참조하기 바란다.

單位根 存在與否만을 검정하였는바, 2次 또는 그 이상의 單位根 次數에 대한 研究를 위해서는 別途의 檢定이 필요하다.

單位根 檢定에 있어서 올바른 검정을 위해서는 時差變數의 自己相關性을 적절히 배제하는 것이 필요하다. 이를 위해 本 研究에서는 時差變數의 次數를 AIC(Akaike Information Criterion)의 값을 최소화하는 것으로 선정하도록 한다. 다만 이러한 경우에도 時間趨勢의 次數 또는 常數項의 包含 與否에 따라 檢定結果과 달라질 가능성이 있는바, 이를 위해 常數項이 없거나 時差變數의 次數가 0~2次인 네 가지 경우에 대해 敏感度 分析(sensitivity analysis)을 병행함으로써 時間趨勢의 次數에 따른 檢定結果의 變化 可能性을 함께 살펴보기로 한다.

우리나라의 主要 巨視經濟指標에 대한 經常値와 稅收統計에 대한 單位根 檢定結果는 <表 II-2>와 <表 II-3>에서 보는 바와 같다. <表 II-2>와 <表 II-3>에서는 AIC를 최소화하는 k의 값을 時差變數의 次數로 선택하여 각 變數에 대한 時差變數의 次數를 결정하여 誤差項의 自己相關性을 제거하였다. 이를 바탕으로 각 變數에 대한 單位根 檢定結果를 요약해 보면 다음과 같다.

먼저 <表 II-2>를 살펴보자.

國民總生産, 民間消費支出, 輸出, 輸入, 設備投資, 所得稅 總計, 法人稅, 相續稅 相續分, 相續稅 贈與分, 印紙稅, 關稅 모두 水準變數 및 1次 差分한 경우에 單位根이 존재한다는 歸無假說을 기각하지 못하는 것으로 나타났다.

반면에 2차 차분한 경우에는 國民總生産과 民間消費支出, 輸出, 輸入, 設備投資, 法人稅, 相續稅 相續分, 印紙稅, 關稅의 경우에는 常數項의 存在與否 및 時間趨勢의 次數(0~2)에 관계없이 모두 有意水準 1% 또는 5% 수준에서 單位根이 존재한다는 歸無假說을 기각하는 것으로 나타나, 이들 변수의 분포가 모두 定常的인 것으로 분석되었다. 다만 常數項을 포함하지 않은 國民總生産의 경우에는

<表 II-2> ADF 統計量 推定値 I

| | 差分次數 | GNPV | A | B | C | D | k |
|-----|------|------|------------|-------------|-------------|-------------|---|
| ADF | 0 | | 0.4979 | 1.4758 | 1.1415 | -1.2097 | 4 |
| | 1 | | 2.1004 | 1.4711 | -0.5677 | -2.1598 | 4 |
| | t-값 | 2 | -1.8031* | -3.4686** | -4.6766*** | -4.4672** | 2 |
| | 差分次數 | CPV | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 1.5248 | 2.7369 | 1.9311 | -0.6803 | 6 |
| | 1 | | 0.7913 | -0.0428 | -1.7819 | -3.0034 | 4 |
| | t-값 | 2 | -3.8536*** | -4.9086*** | -5.1459*** | -5.0010*** | 1 |
| | 差分次數 | XV | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 1.9850 | 1.9267 | 1.8133 | -0.6642 | 3 |
| | 1 | | 1.1959 | 0.4016 | -1.2574 | -1.8570 | 1 |
| | t-값 | 2 | -2.9795*** | -3.3091** | -3.7007** | -4.1899** | 1 |
| | 差分次數 | MV | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 6.5879 | 6.4894 | 5.4025 | 2.5889 | 2 |
| | 1 | | 3.8944 | 2.5503 | 0.7373 | -0.8640 | 2 |
| | t-값 | 2 | -6.3798*** | -7.5303*** | -8.6646*** | -9.5724*** | 1 |
| | 差分次數 | IFMV | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 1.8789 | 2.1702 | 0.5696 | -1.7969 | 3 |
| | 1 | | 0.3418 | -0.8847 | -3.0436 | -3.2614 | 2 |
| | t-값 | 2 | -6.1507*** | -6.2828*** | -6.0777*** | -5.8491*** | 1 |
| | 差分次數 | INCM | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 1.9234 | 1.7101 | 1.2780 | 0.2566 | 3 |
| | 1 | | 2.7861 | 2.2097 | 0.2043 | -2.1734 | 3 |
| | t-값 | 2 | -1.2083 | -2.0382 | -3.7439** | -3.8699* | 2 |
| | 差分次數 | COR | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 0.0784 | 0.0027 | -0.4727 | -1.9658 | 3 |
| | 1 | | 1.2751 | 0.3928 | -1.3092 | -1.7632 | 3 |
| | t-값 | 2 | -9.8169*** | -10.7557*** | -10.9004*** | -10.6358*** | 1 |
| | 差分次數 | SNGH | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | -1.5030 | -1.9319 | -2.8018 | -3.6207 | 1 |
| | 1 | | -2.9106 | -3.1405 | -3.8183 | -4.6207 | 1 |
| | t-값 | 2 | -4.3449*** | -4.4270*** | -4.7306*** | -4.9361*** | 1 |

<表 II-2>의 繼續

| | 差分次數 | SNGG | A | B | C | D | k |
|----------------|------|------|------------|------------|------------|------------|---|
| ADF | 0 | | 1.4571 | 1.3325 | 0.5549 | -1.6795 | 3 |
| | 1 | | 0.3047 | -0.3650 | -1.8030 | -2.2833 | 3 |
| t-값 | 2 | | -2.8434*** | -3.0562** | -3.1043 | -3.1120 | 3 |
| | 差分次數 | LQ | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 3.3223 | 3.2603 | 1.4243 | -0.8663 | 2 |
| | 1 | | 1.0684 | -0.1848 | -1.9177 | -2.6430 | 2 |
| t-값 | 2 | | -3.2312*** | -3.7637*** | -3.7355** | -3.6131 | 2 |
| | 差分次數 | INJI | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 3.6841 | 3.4694 | 0.8481 | -1.9581 | 3 |
| | 1 | | 0.2915 | -0.7516 | -2.7939 | -3.5389 | 3 |
| t-값 | 2 | | -3.9695*** | -4.4248*** | -4.3470*** | -4.2822** | 3 |
| | 差分次數 | GW | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 1.2871 | 1.4937 | -2.0719 | -1.6658 | 4 |
| | 1 | | 0.7596 | -1.5517 | -1.6625 | -1.3925 | 4 |
| t-값 | 2 | | -5.3414*** | -5.6823*** | -5.4756*** | -5.2839*** | 3 |
| 1次 (有意水準 1%) | | | -2.5328 | -3.5663 | -4.0892 | -4.5687 | |
| 差分時(有意水準 5%) | | | -1.9498 | -2.9370 | -3.4615 | -3.8997 | |
| 臨界値(有意水準 10%) | | | -1.6266 | -2.6152 | -3.1709 | -3.5916 | |
| 2,3次 (有意水準 1%) | | | -2.6347 | -3.6399 | -4.2005 | -4.6581 | |
| 差分時(有意水準 5%) | | | -1.9525 | -2.9493 | -3.5449 | -3.9946 | |
| 臨界値(有意水準 10%) | | | -1.6204 | -2.6156 | -3.2145 | -3.6622 | |

註: 1. GNPV, CPV, XV, MV, IFMV, INCM, COR, SNGH, SNGG, LQ, INJI, GW는 각각 經常國民總生產, 經常民間消費支出, 經常輸出, 經常輸入, 經常設備投資, 所得稅 總計, 法人稅 總計, 相續稅 相續分, 相續稅 贈與分, 酒稅, 印紙稅, 關稅를 나타냄.

2. A는 常數項과 時間趨勢가 포함되지 않은 경우, B는 常數項만 포함한 경우, C와 D는 각각 常數項을 포함하고 時間趨勢의 次數가 1次 또는 2次인 경우를 나타냄.

3. ***, **, *는 각각 有意水準 1%, 5%, 10%에서 歸無假說을 기각하여 統計的으로 單位根이 존재하지 않는 경우를 나타냄.

4. k는 時差變數의 次數를 나타내는 것으로 AIC를 最小化하는 값을 나타냄.

有意水準 10% 수준에서 歸無假說을 기각하는 것으로 나타나 有意水準이 상대적으로 높음을 알 수 있다. 이에 따라 上記의 變數들은 통계적으로 모두 $I(2)$ 의 분포를 따른다고 할 수 있다.

그 밖에 所得稅 總計의 경우에는 時間趨勢의 次數가 1 以上인 경우에 歸無假說을 기각하는 반면, 常數項을 포함하지 않았거나 時間趨勢가 1次인 경우에는 여전히 單位根이 존재한다는 歸無假說을 棄却하지 못하는 것으로 나타났다. 반대로 相續稅 贈與分의 경우에는 時間趨勢의 次數가 1 以上일 때 歸無假說을 기각하지 못하고, 時間趨勢의 次數가 1 미만일 때에는 歸無假說을 기각하는 것으로 나타났다. 酒稅의 경우에도 時間趨勢가 2일 때 歸無假說을 기각하지 못하고 1 以下일 때는 歸無假說을 기각하는 것으로 나타났다.

이와 같이 所得稅 總計와 相續稅 贈與分, 酒稅의 경우에는 時間趨勢의 次數에 따라 單位根 檢定結果가 상반된 모습을 보이고 있는바, 時間趨勢에 대한 次數의 選定이 單位根 檢定結果에 큰 영향을 미침을 알 수 있다¹⁵⁾. 따라서 이들 변수의 경우에는 2次的 單位根 存在 與否에 대해 확정적인 결론을 내리기가 어렵다고 하겠다.

다음은 <表 II-3>을 살펴보자.

所得稅 申告分, 讓渡所得稅, 事業所得稅, 所得稅 源泉分, 勤勞所得稅, 利子·配當所得稅, 法人稅 申告分, 法人稅 源泉分, 附加價値稅 總計, 國內分 附加價値稅, 輸入分 附加價値稅, 電話稅, 揮發油와 輕油, 燈油, 天然가스를 除外한 特別消費稅, 揮發油와 輕油를 除外한 特別消費稅도 <表 II-2>에서 본 바와 마찬가지로 水準變數 및 1次 差分한 경우에는 모두 檢定統計值(t -값)가 有意水準 10%의 臨界值보다 큰 값을 나타내어 單位根이 존재한다는 歸無假說을 기각하

15) 다만 酒稅의 경우에는 時間趨勢의 次數가 2次인 경우에만 單位根이 존재한다는 歸無假說을 기각하지 못하였는바, 통상적으로 시간추세의 차수를 1 이하로 하는 경우가 상당히 많음을 고려할 때 單位根이 존재한다는 歸無假說은 대체로 기각할 수 있을 것으로 사료된다.

<表 II-3> ADF 統計量 推定値 II

| | 差分次数 | INSI | A | B | C | D | k |
|-----|------|------|------------|------------|------------|------------|---|
| ADF | 0 | | 0.7151 | 0.4831 | -0.3105 | -2.4880 | 3 |
| | 1 | | 0.8134 | -0.0187 | -2.0093 | -3.9388 | 3 |
| | t-値 | 2 | -1.7327* | -2.7378* | -3.9666** | -3.7184* | 3 |
| | 差分次数 | INYA | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 0.8920 | 0.4667 | -1.2751 | -3.0618 | 3 |
| | 1 | | -0.8441 | -1.5755 | -2.2006 | -2.1628 | 2 |
| | t-値 | 2 | -2.8942*** | -2.8119* | -2.6649 | -2.6536 | 2 |
| | 差分次数 | INSA | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 1.1287 | 0.4751 | -0.9013 | -1.9349 | 2 |
| | 1 | | 0.2872 | -0.3387 | -1.6714 | -1.5104 | 2 |
| | t-値 | 2 | -2.7783*** | -2.9713** | -2.8679 | -2.6038 | 1 |
| | 差分次数 | INWN | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 1.0038 | 0.8046 | -0.5551 | 0.3020 | 6 |
| | 1 | | 2.3307 | 1.6583 | -0.1444 | -3.0033 | 3 |
| | t-値 | 2 | -1.7090* | -2.5418 | -4.0405** | -3.7922* | 2 |
| | 差分次数 | INGN | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 2.0603 | 2.2322 | 2.1733 | 0.7865 | 3 |
| | 1 | | 2.7791 | 2.3408 | 0.8209 | -0.5269 | 3 |
| | t-値 | 2 | -2.5554** | -3.2045** | -4.0999** | -4.2720** | 1 |
| | 差分次数 | CORS | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 1.6970 | 1.2266 | -0.3439 | -2.5415 | 1 |
| | 1 | | -0.7253 | -1.4707 | -2.9099 | -2.9840 | 1 |
| | t-値 | 2 | -4.3208*** | -4.3409*** | -4.1599** | -4.1806** | 1 |
| | 差分次数 | ININ | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 1.1908 | 1.0236 | -0.6255 | -2.5480 | 4 |
| | 1 | | 0.5795 | -0.6475 | -2.1858 | -1.9897 | 2 |
| | t-値 | 2 | -2.8479*** | -3.1440** | -2.9772 | -2.8691 | 2 |
| | 差分次数 | CORW | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | -0.6245 | -1.1815 | -1.7965 | -3.6360 | 3 |
| | 1 | | -1.7054 | -2.0089 | -3.2680 | -3.7159 | 3 |
| | t-値 | 2 | -6.0595*** | -6.4286*** | -6.2297*** | -6.1235*** | 1 |

<表 II-3>의 繼續

| | 差分次數 | VAT | A | B | C | D | k |
|-----------------|------|------|------------|------------|------------|------------|---|
| ADF | 0 | | 4.0103 | 3.5420 | 1.0572 | -1.0521 | 5 |
| | 1 | | 0.6247 | -0.4650 | -1.8896 | -1.1094 | 1 |
| t-값 | 2 | | -2.4333** | -2.6965* | -2.5908 | -3.2492 | 1 |
| | 差分次數 | VATD | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 0.6936 | 0.0439 | -1.1912 | -2.1429 | 2 |
| | 1 | | -0.9251 | -1.3771 | -1.4639 | -0.1961 | 2 |
| t-값 | 2 | | -3.9769*** | -3.7874*** | -3.6516** | -4.2525** | 1 |
| | 差分次數 | VATI | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 6.4213 | 5.5877 | 1.7885 | -1.8727 | 2 |
| | 1 | | 2.0012 | 1.0732 | -1.3644 | -1.8729 | 2 |
| t-값 | 2 | | -5.1379*** | -5.6402*** | -6.2479*** | -6.2633*** | 1 |
| | 差分次數 | TEL | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 3.0210 | 2.3757 | 0.0364 | -1.4896 | 2 |
| | 1 | | 0.2634 | -1.0249 | -2.2500 | -2.2792 | 2 |
| t-값 | 2 | | -4.1710*** | -4.5261*** | -4.5040*** | -4.9158*** | 2 |
| | 差分次數 | SET1 | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 3.3340 | 2.4139 | 0.4082 | -2.0038 | 2 |
| | 1 | | 0.4011 | -0.8904 | -2.3666 | -2.7582 | 2 |
| t-값 | 2 | | -4.0915*** | -4.2651*** | -4.0168** | -3.8652* | 1 |
| | 差分次數 | SET2 | A | B | C | D | k |
| ADF | 0 | | 3.1992 | 2.8008 | 1.5453 | -0.9206 | 2 |
| | 1 | | 0.9481 | -0.0711 | -1.7898 | -3.2524 | 2 |
| t-값 | 2 | | -3.0150*** | -3.3187** | -3.3479* | -3.4900 | 1 |
| 1,2,3次(有意水準 1%) | | | -2.6347 | -3.6399 | -4.2005 | -4.6581 | |
| 差分時(有意水準 5%) | | | -1.9525 | -2.9493 | -3.5449 | -3.9946 | |
| 臨界值(有意水準 10%) | | | -1.6204 | -2.6156 | -3.2145 | -3.6622 | |

註：1. INSI, INYA, INSA, INWN, INGN, ININ, CORS, CORW, VAT, VATD, VATI, TEL, SET1, SET2는 각각 所得稅 申告分, 讓渡所得稅, 事業所得稅, 所得稅 源泉分, 勤勞所得稅, 利子·配當所得稅, 法人稅 申告分, 法人稅 源泉分, 附加價值稅 總計, 國內分 附加價值稅, 輸入分 附加價值稅, 電話稅, 特別消費稅(揮發油, 輕油, 燈油, 天然가스 除外), 特別消費稅(揮發油, 輕油 除外)를 나타냄.

2. A는 常數項과 時間趨勢가 포함되지 않은 경우, B는 常數項만 포함한 경우, C와 D는 각각 常數項을 포함하고 時間趨勢의 次數가 1次 또는 2次인 경우를 나타냄.
3. ***, **, *는 각각 有意水準 1%, 5%, 10%에서 歸無假說을 기각하여 統計的으로 單位根이 존재하지 않는 경우를 나타냄.
4. k는 時差變數의 次數를 나타내는 것으로 AIC를 최소화하는 값을 나타냄.

지 못하는 것으로 분석되었다. 반면에 2次 차분한 경우에는 일부를 제외하고는 대체로 單位根이 존재한다는 歸無假說을 棄却하는 것으로 나타나, 대부분 統計的으로 I(2)의 分布를 따르는 것으로 분석되었다.

所得稅 申告分, 勤勞所得稅, 利子·配當所得稅, 法人稅 源泉分, 國內分 附加價值稅, 輸入分 附加價值稅, 電話稅, 揮發油와 輕油, 燈油, 天然가스를 除外한 特別消費稅는 常數項 및 時間趨勢의 次數(0~2)에 관계없이 2次로 차분한 경우에 有意水準 1~10%에서 모두 歸無假說을 棄却하는 것으로 나타났다. 따라서 이들 변수는 통계적으로 I(2)의 분포를 따르는 것으로 사료된다. 다만 所得稅 申告分의 경우에는 常數項을 포함하지 않은 경우와 時間趨勢의 次數가 0 또는 2인 세 가지 경우에는 有意水準 10%에서 歸無假說을 棄却하는 것으로 나타나 다른 변수에 비해 상대적으로 有意水準이 높은 것으로 사료된다.

讓渡所得稅와 事業所得稅, 法人稅 申告分, 附加價值稅 總計는 時間趨勢의 次數가 1次 以上인 경우에, 水準變數를 2次로 차분하더라도 歸無假說을 기각하지 못하는 것으로 나타난 반면에 常數項을 포함하지 않았거나 時間趨勢의 次數가 1인 경우에는 歸無假說을 棄却하는 것으로 나타나, 제한적인 범위 내에서만 자료를 2次로 差分하는 경우에 單位根이 존재하지 않는 것으로 분석되어 定常의인 모습을 보이는 것으로 사료된다. 그리고 所得稅 源泉分은 네 가지 경우 가운데 時間趨勢의 次數가 0次일 때를 제외하고는 모두 歸無假說을

기각하는 것으로 나타났다. 揮發油와 輕油를 除外한 特別消費稅는 時間趨勢의 次數가 2次인 경우를 제외하고 모두 歸無假說을 棄却하는 것으로 나타났다.

이상과 같이 <表 II-2>와 <表 II-3>의 결과를 놓고 볼 때, 經常國民總生産, 經常民間消費支出, 經常輸出, 經常輸入, 經常設備投資, 法人稅 總計, 相續稅 相續分, 印紙稅, 關稅, 所得稅 申告分, 勤勞所得稅, 利子·配當所得稅, 法人稅 源泉分, 國內分 附加價值稅, 輸入分 附加價值稅, 電話稅, 揮發油, 輕油, 燈油, 天然가스를 제외한 特別消費稅는 常數項과 時間趨勢의 包含 與否에 관계없이 네 가지 경우 모두 I(2)의 분포를 따르는 것으로 나타나 水準變數를 2次로 差分하는 경우에는 定常的인 모습을 보이는 것으로 분석되었다. 다만 所得稅 總計, 相續稅 贈與分, 酒稅, 讓渡所得稅, 事業所得稅, 所得稅 源泉分, 法人稅 申告分, 附加價值稅 總計, 揮發油와 輕油를 除外한 特別消費稅의 경우에는 제한된 범위 내에서 水準資料를 2次로 差分한 경우에 分布가 定常的으로 나타나는바, 상대적으로 제한된 범위 내에서 I(2)를 따른다는 결론을 내릴 수 있다. 따라서 後者의 경우에는 해당 변수가 2次 또는 그 이상의 次數의 單位根을 가질 가능성이 있다. 그러나 本 研究에서는 稅收函數의 說明變數 및 被說明變數에 대해 2次的 單位根이 存在하는 경우, 즉 I(2)의 분포를 따르는 데 따른 共積分 및 單位根 問題를 주된 研究 關心 分野로 채택하고 있는 만큼 後者의 경우에 해당하는 변수에 대해서도 잠정적으로 I(2)의 分布를 따르는 것으로 가정하여 논의를 진행하기로 한다.

4. 稅收函數의 基本模型과 稅收豫測誤差

앞의 第3節에서 보았듯이 稅收函數의 說明變數와 被說明變數는 대부분 2次的 單位根을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 경

우에는 單位根의 次數에 따라 변수를 두 번(式 (8) 또는 式 (8-1)) 差分하여 해당 변수를 定常的으로 변환한다. 이러한 방법을 통해 (二次)差分模型의 형태로 稅收函數의 基本模型을 설정한다. 다만 각 변수의 單位根 存在與否를 檢定함에 있어 일부 변수의 경우에는 時差變數의 次數 k를 2로 하였으나, 稅收函數에서는 說明變數와 被說明變數를 동시에 분석할 뿐더러 單位根 檢定作業과 分析環境이 전혀 다르기 때문에, 稅收函數 推定時에는 時差變數의 次數를 0 또는 최대 2次까지로 한정하기로 한다.

$$\Delta^2 Y_t = \alpha + \gamma \Delta^2 X_t + \delta \Delta^2 Z_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta^2 Y_t = \alpha^* + \beta^* X_t + \gamma^* \Delta^2 X_t + \delta^* \Delta^2 Z_t + \varepsilon^*_t \quad (8-1)$$

$$\Delta^2 Y_t = \Delta Y_t - \Delta Y_{t-1} = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2} \quad (9)$$

위의 式 (8)과 式 (8-1)에서 Z_t 는 確定的(deterministic) 分布를 가진 變數, 즉 더미나 稅率 등을 나타낸다. 따라서 다음의 第三章에서 二次差分模型을 이용하여 稅收函數를 분석함에 있어, 稅目에 따라서는 더미나 稅率 등의 政策變數, 즉 確定變數(deterministic variable)의 경우에도 다른 설명변수와 동일하게 두 번 差分하게 됨에 유의하기 바란다.

흔히 差分模型의 형태로 模型을 설정하게 되는 경우에는 誤差修正模型(error correction model)의 형태를 취하게 된다. 이는 대부분 短期的인 衝擊에 의해 均衡에서 벗어났을 경우 誤差修正 過程을 통해 長期均衡에 접근시키는 과정을 파악하기 위해 많이 사용된다. 특히 誤差修正模型의 경우에는, 推定式에 共積分 關係가 성립하게 되면 誤差修正模型의 형태로 變換이 가능하며 逆의 경우도 대체로 성립하는 것으로 알려져 있다. 따라서 差分形態의 模型을 지니는 경우 誤差修正을 통한 模型設定이 보다 바람직할 수 있다는 견해가 있음에도 불구하고 本 研究에서는 다음과 같은 이유로 인해 誤差修

正模型的 形態를 가진 模型設定은 하지 않기로 한다. 本 研究에서 式 (8) 또는 式(8-1)과 같이 각 변수를 差分하는 이유는, 稅收函數의 說明變數와 被說明變數間에 共積分 關係가 성립하지 않을 수 있다는 假定에서 출발하고 있을 뿐더러 長期均衡分析보다는 短期的 稅收豫測에 보다 큰 비중을 두고 있기 때문이다. 즉 本 研究의 目的은 일반적인 형태의 誤差修正模型에서 추구하는 것과 상당히 큰 차이를 보이고 있는 것이다.

이상과 같은 差分模型을 이용한 稅收函數를 분석함과 함께 差分을 하지 않은 형태의 回歸方程式, 즉 自然代數線形模型(式 (10), 式 (10-1))의 형태를 지닌 稅收函數도 함께 분석한다. 이는 기존의 稅收推計에 대한 연구, 즉 成明宰·玄鎭權(1994)과 成明宰(1995)의 研究結果와 本 研究間의 차이점을 비교하기 위한 것이다. 그러기 위해서는 自然代數線形模型과 관련한 기존 연구결과를 요약하는 것만으로도 충분하다고 할 수 있다. 그러나 위의 두 研究에서는 1993년 또는 1994년까지의 자료만이 이용가능하였지만 현 시점에서는 1995년의 稅收 關聯 資料도 이용할 수 있으며, 差分模型과 自然代數線形模型을 비교함에 있어서는 동일한 자료를 사용하여 분석한 결과를 비교하는 것이 보다 의미가 있는 것으로 판단된다. 두 가지 형태의 세수함수 분석을 통해 差分模型과 非差分模型간의 稅收函數 分析結果를 비교해 봄으로써 稅收推計模型의 正確性을 향상시킬 수 있는지의 여부를 판가름하기로 한다.

$$Y_t = \alpha + \gamma X_t + \delta Z_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$Y_t = \alpha^* + \beta^* + \gamma^* X_t + \delta^* Z_t + \varepsilon_t^* \quad (10-1)$$

本 研究에서는 稅收函數 推定式의 說明力 또는 稅收豫測誤差를 나타내는 指標로 MMSE와 LAD를 사용하기로 한다. MMSE와 LAD는 기본적으로 稅收推定値와 實績値間 차이의 비율을 제공하거나 절대값을 취해 평균을 구하는 것으로 成明宰·玄鎭權(1994)과

成明宰(1995)의 研究에서 고안한 것을 그대로 원용하여 사용한다. 다만 MMSE와 LAD는 推定式의 設定誤謬에 대한 檢定이 아니라 推定値의 推定誤差에 대한 檢定力을 비교하기 위한 것임에 유의하기 바란다¹⁶⁾.

16) MMSE와 LAD에 대한 보다 자세한 내용은 成明宰·玄鎮權(1994)과 成明宰(1995)를 참조하기 바란다.

Ⅲ. 稅收函數 分析結果

本章에서는 一般自然代數線形模型의 形態 및 第Ⅱ章에서 분석한 單位根 檢定結果에 따라 각 변수를 차분한 형태의 모형을 기초로 國稅의 主要 稅目에 대한 稅收函數를 差分模型의 形態로 설정하여 추정해 본다. 다만 交通稅의 경우에는 최근에 과세체계가 從量稅 體系로 개편되어 豫想消費量을 기초로 세수를 추정하는 것이 보다 효과적인 것으로 사료되는바, 本章에서는 별도의 연구를 하지 않기로 하며, 이러한 측면에서의 稅收推計 關聯 研究로서 成明宰 (1996A·B)를 참조하기 바란다.

1. 所得稅

가. 所得稅 總計

所得稅 總計에 대한 回歸分析 結果는 <表 Ⅲ-1>과 <表 Ⅲ-2>에 나타난 바와 같다. 所得稅 總計에 대한 推定式의 설명변수로는 國民總生產과 時間趨勢를 사용하였고 주요 세법개정을 나타내는 더미를 채택하여 稅法改正에 따른 稅收效果를 추정하였다.

一般自然代數線形模型에 대한 추정결과를 보면 1972년과 1989년, 1991년부터 시행된 세법개정의 내용이 소득세 세수에 미친 영향이 대체로 큰 것으로 나타난다(<表 Ⅲ-1> 참조). 특히 최근에는 근로소득세를 중심으로 한 소득세 전반에 걸친 조세감면이 있었음에도 불구하고 事業所得稅의 課標陽性化와 地價上昇에 의한 讓渡所得稅 收入增加 그리고 利子·配當所得稅 收入의 增加로 인해 또한 전반적인 임금수준의 상승이 효과를 상쇄하였을 뿐만 아니라 1989

<表 III-1> 所得稅 總計의 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位: %, 億원)

| | | INCM-1 | INCM-2 | INCM-3 | INCM-4 |
|--------------------|------|---|----------|----------|----------|
| 常 數 | | -166.803 | -194.094 | -160.563 | -162.360 |
| | | (-5.664) | (-4.852) | (-3.900) | (-4.064) |
| 時 間 趨 勢 | | 0.085 | 0.099 | 0.082 | 0.083 |
| | | (5.558) | (4.796) | (3.833) | (3.999) |
| d ₇₂ | | -0.339 | - | - | - |
| | | (-5.531) | - | - | - |
| d ₈₀ | | - | - | -0.104 | - |
| | | - | - | (-1.008) | - |
| d ₈₉ | | 0.155 | 0.164 | 0.200 | 0.211 |
| | | (2.881) | (2.199) | (2.577) | (2.606) |
| d ₉₁ | | 0.241 | 0.249 | 0.237 | 0.261 |
| | | (5.970) | (4.523) | (3.903) | (4.288) |
| GNP _t | | 1.401 | 0.508 | 0.174 | 0.540 |
| | | (4.610) | (1.547) | (0.324) | (5.952) |
| GNP _{t-1} | | -0.806 | -0.040 | 0.394 | - |
| | | (-2.704) | (-0.117) | (0.683) | - |
| 推定法 | | CCR(canonical cointegrating regressions), d=3 | | | |
| MMSE | | 0.315 | 0.521 | 0.505 | 0.540 |
| LAD | | 4.519 | 6.086 | 5.755 | 5.952 |
| 豫 測 值 | 1996 | 149,937 | 151,119 | 149,476 | 147,919 |
| | 1997 | 173,822 | 176,066 | 173,616 | 170,976 |
| | 1998 | 202,214 | 205,046 | 201,079 | 197,482 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1971년=1971, ..., 1995년=1995임. 단, INCM-4는 1970년=1970, ..., 1995년=1995임.

2. d₇₂, d₈₀, d₈₉, d₉₁은 각각 1972년, 1980년, 1989년, 1991년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. () 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

년 및 1991년 더미에 대한 係數의 推定値는 陽으로 나타났고, 전체적으로는 세수가 증가한 것으로 분석되었다.

<表 III-2> 所得稅 總計의 推定結果(二次差分模型)

(單位：%, 億圓)

| | INCMDI-1 | INCMDI-2 | INCMDI-3 | INCMDI-4 | INCMDI-5 | INCMDI-6 |
|--------------------|--------------------|--------------------|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 常 數 | 0.004 (0.156) | 0.014 (0.683) | 0.004 (0.177) | 0.004 (0.155) | 0.011 (0.470) | 1.998 (0.266) |
| 時間趨勢 | - | - | - | - | - | -0.001 (-0.264) |
| d ₇₂ | - | - | - | - | -0.089 (-0.776) | -0.078 (-0.622) |
| d ₈₀ | -0.099 (-1.155) | -0.101 (-1.339) | - | -0.096 (-1.051) | - | - |
| d ₈₉ | - | - | - | 0.016 (0.167) | 0.028 (0.338) | 0.028 (0.324) |
| d ₉₁ | - | - | - | -0.012 (-0.136) | -0.003 (-0.038) | -0.003 (-0.036) |
| GNP _t | 2.016 (4.022) | 1.923 (4.044) | 2.203 (4.605) | 2.071 (3.496) | 2.107 (3.754) | 2.101 (3.638) |
| GNP _{t-1} | - | -0.281 (-0.623) | - | - | -0.285 (-0.551) | -0.297 (-0.556) |
| R ² | 0.521 <0.476> | 0.614 <0.553> | 0.491 <0.468> | 0.522 <0.422> | 0.596 <0.477> | 0.597 <0.446> |
| D.W. | 2.499 | 2.689 | 2.525 | 2.483 | 2.778 | 2.799 |
| 推定法 | OLS | | | | | |
| MMSE | 1.255 | 0.884 | 1.317 | 1.251 | 0.908 | 0.915 |
| LAD | 8.057 | 6.992 | 8.575 | 8.104 | 7.438 | 7.411 |
| 豫測值 | 1996 160,997 | 162,880 | 160,620 | 160,886 | 161,873 | 160,019 |
| | 1997 188,486 | 195,980 | 187,468 | 188,185 | 192,691 | 185,989 |
| | 1998 220,878 | 239,068 | 219,071 | 220,342 | 231,716 | 215,451 |

註：1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1973년=1973, ..., 1995년=1995임.

2. d₇₂, d₈₀, d₈₉, d₉₁은 각각 1972년, 1980년, 1989년, 1991년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

時間趨勢에 대한 係數의 推定値는 네 가지 推定式 모두에서 陽으로 나타났는바, 이는 所得稅의 稅率構造가 累進稅率 體系로 되어 있기 때문에 시간이 경과하여 소득수준이 증대될수록 평균적으로 보다 높은 한계세율을 적용받는 계층의 비중이 증가함을 시사해 주고 있다. 그러나 所得稅 總計의 경우에는 時間趨勢에 대한 推定値가 陽數로서 t-값도 상당히 높게 나타난 반면에, 다음 項 이하에서 讓渡所得稅, 事業所得稅, 勤勞所得稅, 利子·配當所得稅와 이들 細稅目에 대한 SUR 模型 추정결과를 보면 時間趨勢에 대한 추정결과가 통계적으로 유의하지 않은 경우가 많다. 이는 細稅目を 합산한 것이 所得稅 總計라는 관점에서 다소 의외인 것으로 받아들여지는데, 이에 대해서는 다음과 같은 설명이 타당한 것으로 사료된다. 勤勞所得稅 등을 포함한 所得稅 源泉分을 예로 들어 설명해 보면, 國民總生産 등을 제외하고 勤勞所得稅 등의 稅收에 영향을 미치는 것으로는 크게 時間趨勢 또는 稅法改正이나 稅收函數 構造變化를 나타내는 더미 등을 들 수 있다. 다만 이 경우에 勤勞所得稅 稅收에 미치는 시간추세의 影響과 더미의 영향은 대체로 동일한 것으로 사료되는바, 양자를 동시에 고려할 경우에는 時間趨勢에 대한 推定値가 統計적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 뿐만 아니라 양자 중에 時間趨勢만을 설명변수로 채택한 경우에는 時間趨勢에 대한 推定値가 통계적으로 유의하게 나타난 반면 더미만을 사용한 경우에는 더미에 대한 推定値의 統計的 有意성이 높은 것을 발견할 수 있다. 勤勞所得稅와 利子·配當所得稅를 합산한 源泉分과 申告分에 대한 SUR 模型 推定結果를 나타낸 <表 III-14>를 보면 극명하게 이러한 결과의 차이를 알 수 있다. 다만 所得稅 總計(그리고 所得稅 申告分에 대한 SUR 模型 및 所得稅 源泉分 總計에 대한 推定結果)의 경우에는 特性이 다르고 稅法改正 效果의 크기 및 方向이 서로 다른 여러 종류의 所得에 대한 所得稅 稅收가 합산되는 과정에서 각 所得 種類別 稅收函數가 가지고 있는 더미에 대한 統計

的 有意성이 희석된 반면 時間趨勢의 경우에는 統計的으로 有意하지 않았던 時間趨勢의 趨勢的 變化 흐름이 누적되면서 所得稅 總計에 대한 稅收函數의 統計的 有意성이 제고되었기 때문인 것으로 해석된다. 뿐만 아니라 資料의 數도 상대적으로 크지 않기 때문에, 各細稅目에 대한 稅收函數에서는 時間趨勢의 推定值에 대한 統計的 有意性 파악이 힘들었던 것이 所得稅 總計에 대한 稅收函數에서는 다른 결과를 얻게 된 것으로 해석된다. 다시 말해, 所得稅는 전반적으로 누진적인 稅率體系를 가지고 있기 때문에, 비록 소득종류별로는 時間趨勢의 흐름을 파악하는 것이 여러 가지 이유로 인해 쉽지 않았으나, 총체적으로는 그러한 흐름이 명확해짐에 따라 이 같은 결과가 나타난 것으로 사료된다.

네 가지 推定式 가운데 가장 설명력이 높고 추정치의 통계적 유의성도 높은 것은 INCM-1인 것으로 판단되며, 이 경우 1996년과 1997년의 所得稅收는 각각 14조 9,900억원과 17조 3,800억원 정도에 이를 것으로 전망되었다.

<表 III-2>에서는 2차의 單位根이 있는 변수간에 共積分의 관계가 성립하지 않을 가능성을 고려하여 각 변수를 2차 차분하여 회귀한 결과를 나타내었다. <表 III-2>에서는 여섯 가지의 推定式을 보고하였는바 모두 時間趨勢가 統計的으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 所得稅 總計의 경우 각 변수를 2차로 차분함에 따라 時間趨勢가 세수에 미치는 영향이 차분과정에서 소거되었기 때문인 것으로 사료된다. 이는 一般自然代數線形模型에 대한 추정 결과인 <表 III-1>에 따르면 時間趨勢에 대한 統計的 有意성이 상당히 높은 것으로 나타났던 것과 비교해 볼 때 매우 흥미로운 사실로 받아들여진다.

國民總生産에 대한 係數의 推定值는 今期の 경우 陽으로 나타난 바, 이는 所得稅의 稅收增加率과 所得稅收의 增加率 사이에 正의 관계가 성립하는 것을 보여 주는 것이다. 즉 被說明變數 $\Delta^2 \ln(\text{所得}$

稅_t)와 說明變數 $\Delta^2 \ln(\text{GNP}_t)$ 는 아래와 같이 今期 增加率과 前期 增加率의 差로 表現되는바 양자간에 陽의 關係가 성립한다고 하겠다.

$$\begin{aligned} \Delta^2 \ln(\text{所得稅}_t) &= \ln(\text{所得稅}_t) - 2\ln(\text{所得稅}_{t-1}) + \ln(\text{所得稅}_{t-2}) \\ &= \ln\left(\frac{\text{所得稅}_t}{\text{所得稅}_{t-1}}\right) - \ln\left(\frac{\text{所得稅}_{t-1}}{\text{所得稅}_{t-2}}\right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta^2 \ln(\text{國民總生產}_t) &= \ln(\text{國民總生產}_t) - 2\ln(\text{國民總生產}_{t-1}) \\ &\quad + \ln(\text{國民總生產}_{t-2}) \\ &= \ln\left(\frac{\text{國民總生產}_t}{\text{國民總生產}_{t-1}}\right) - \ln\left(\frac{\text{國民總生產}_{t-1}}{\text{國民總生產}_{t-2}}\right). \end{aligned}$$

自然代數線形模型에서와는 달리 2次 差分模型에서는 稅法改正 더미에 대한 統計的 有意性이 높지 않은 것으로 나타나고 있음이 흥미롭다. 다만 1980년 더미의 경우에는 다른 더미에 비해 추정치의 有意性이 상대적으로 높은데 이를 기초로 한 推定式 INCMDI-2가 MMSE와 LAD 측면에서 볼 때 세수에측오차가 가장 작은 것으로 판단된다.

나. 所得稅 申告分

(1) 申告分 總計

所得稅 申告분에 대한 회귀분석 결과는 <表 III-3>에 나타난 바와 같다. 所得稅 申告분에 대해서는 主要 稅法改正이나 계층별 소득구조 등의 변화를 나타내는 더미를 크게 1980년대와 그 외의 두 기간으로 구분하여 추정하였다¹⁾.

1) 두 기간은 서로 분할(partition)로 생각할 수 있는바, 두 기간 중 하나를 기준으로 더미를 사용하는 경우와 다른 기간을 기준으로 더미를 사용하여 구조변화를 추정하는 것은 마찬가지로의 결과를 가져다 준다. 물론 보다 엄밀한 의미에서 얘기한다면 더미의 年度나 數에 따라 추정결과가 달라질 가능성이 충분히 있으므로 이러한 논리가 성립되지 않을 수도 있지

自然代數線形模型에 대한 추정결과를 보면, 먼저 INSI-1과 INSI-2의 경우 今期の 國民總生産에 대한 係數의 推定值(所得彈力性 推定值)가 1을 크게 超過하는 것으로 나타나 所得稅 申告分 稅收가 소득에 대해 탄력적임을 보여 주고 있다. 그러나 前期 所得彈力性의 값이 陰數이기 때문에 今期 및 前期의 所得彈力性의 합은 1보다 작아진다. 이로부터 所得稅 申告分은 소득에 대해 非彈力的이라는 결론을 얻을 수 있다. 그러나 이러한 결론은 지나치게 성급한 것으로, 비록 統計的 有意性은 다소 낮다고 하더라도 時間趨勢의 계수 추정치가 陽數인 점을 감안하면 所得彈力性이 반드시 1보다 작다고는 하기 어려운 것으로 사료된다. 더욱이 今期の 所得彈力性만을 추정한 INSI-3을 고려하더라도 所得彈力性이 1보다 작다고 보기는 어렵다.

INSI-1과 INSI-2의 경우 1972년과 1990년 더미에 대한 係數 推定值의 統計的 有意性이 상당히 높게 나타난 것을 볼 수 있고, INSI-3에서는 1980년과 1989년에 대한 더미가 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났는바, 主要 稅法改正을 대리하는 더미에 대한 設定與否에 따라 推定結果의 有意性이 나타나는 하였지만, 대체로 1972년과 1990년의 稅法改正이 申告分 稅收에 미친 영향이 큰 것으로 사료된다.

INSI-1의 경우에는 기울기 더미의 係數 推定值에 대한 t -값이 매우 낮아 통계적으로 유의한 것으로 보기 어려운 만큼 所得稅 申告分の 稅收函數 構造變化는 水準 더미만이 통계적으로 유의할 뿐, 기울기 더미, 즉 所得彈力性은 통계적으로 변화하지 않은 것으로 판단된다. 이러한 것을 감안하면, 一般自然代數線形模型 가운데 稅收豫測力을 간접적으로 알 수 있는 MMSE와 LAD 측면에서 가장

만 더미의 선정이 적절히 이루어진 경우에는 대부분 이러한 문제가 심각하지 않을 것이므로 本 研究에서는 이를 수용하기로 한다.

<表 III-3> 所得稅 申告分(總計)의 推定結果

(單位: %, 億원)

| | 一般自然代數線形模型 | | | 二次差分模型 | | |
|------------------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | INSI-1 | INSI-2 | INSI-3 | INSIDI-1 | INSIDI-2 | INSIDI-3 |
| 常數 | -132.866 (-2.108) | -158.585 (-3.189) | -4.723 (-10.619) | 0.003 (0.094) | 0.003 (0.106) | 4.398 (0.702) |
| 時間趨勢 | 0.068 (2.102) | 0.080 (3.093) | - | - | - | -0.002 (-0.700) |
| d ₇₂ | -0.249 (-3.013) | -0.303 (-3.856) | - | -0.208 (-1.421) | -0.211 (-1.442) | - |
| d ₇₆ | -1.938 (-0.767) | 0.253 (2.499) | - | 0.275 (2.627) | 0.289 (2.738) | - |
| d ₈₀ | - | - | -0.254 (-2.546) | - | - | -0.071 (-0.572) |
| d ₈₉ | - | - | 0.537 (7.694) | - | - | 0.173 (1.369) |
| d ₉₀ | 25.447 (0.459) | 0.363 (5.536) | - | - | 0.108 (0.999) | - |
| d ₉₂ | -18.663 (-0.336) | 0.169 (3.100) | - | -0.140 (-1.368) | -0.152 (-1.475) | - |
| GNP _t | 2.506 (4.205) | 2.247 (5.608) | 1.001 (25.487) | 1.541 (2.327) | 1.459 (2.186) | 2.271 (3.139) |
| GNP _{t-1} | -2.068 (-3.237) | -1.691 (-4.598) | - | -0.409 (-0.639) | -0.164 (-0.240) | -0.587 (-0.889) |
| GNP _t × d ₇₆ | 0.199 (0.898) | - | - | - | - | - |
| GNP _t × d ₉₀ | -1.736 (-0.452) | - | - | - | - | - |
| GNP _t × d ₉₂ | 1.317 (0.342) | - | - | - | - | - |
| R ² | - | - | - | 0.637 <0.530> | 0.658 <0.530> | 0.416 <0.234> |
| D.W. | - | - | - | 2.656 | 2.611 | 2.827 |
| 推定法 | CCR, d=2 | | | OLS | OLS | C-O |
| MMSE | 1.019 | 0.570 | 1.172 | 1.480 | 1.417 | 2.263 |
| LAD | 8.009 | 5.893 | 8.086 | 9.554 | 9.252 | 13.028 |
| 豫測值 | 1996 47,990 | 55,138 | 46,994 | 51,954 | 52,065 | 50,324 |
| | 1997 51,937 | 62,970 | 52,710 | 57,652 | 57,734 | 52,779 |
| | 1998 56,813 | 72,510 | 59,041 | 64,197 | 64,167 | 54,204 |

- 註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 一般線形模型의 경우 1971년=1971, ..., 1995년=1995이고, 二次差分模型의 경우 1973년=1973, ..., 1995년=1995임.
2. d₇₂, d₇₆, d₈₀, d₈₉, d₉₀, d₉₂는 각각 1972년, 1976년, 1980년, 1989년, 1990년, 1992년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임. 단, 二次差分模型의 경우에도 1970~1994년의 자료를 이용하는 만큼 d₇₂를 사용할 수 있음.
3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

우수한 모형은 INSI-2라고 할 수 있다. 비록 INSI-3의 경우에도 추정결과가 統計적으로 상당히 有意性이 높은 것으로 나타났지만 세수에측오차를 나타내는 MMSE와 LAD 측면에서 보면 역시 INSI-2가 INSI-3에 비해 보다 우수한 것으로 사료된다.

二次差分模型의 경우에도 1976년, 1990년 및 1992년의 기율기 더미에 대한 係數 推定值의 統計的 有意性이 모두 매우 낮은 것으로 나타나 稅收函數의 구조변화를 나타내는 水準 더미에 대해서만 회귀하였다. 따라서 자연대수선형모형에서의 매우 유사한 결과를 나타냈다. 今期の 國民總生産과 所得稅 申告分 사이에는 統計적으로 有意性이 높은 正의 關係가 성립하는 것을 볼 수 있다. 그러나 前期의 國民總生産에 대해서는 負의 관계가 있을 뿐더러 통계적으로도 유의하지 않은 것으로 나타났다. 自然代數線形模型에서는 今期和 前期의 國民總生産에 대한 係數 推定值의 합이 1에 미달하여, 所得稅 申告分에 대한 총체적인 所得彈力性이 1에 미달하는 것으로 사료되나, 二次差分模型의 경우에는 (2次 差分된) 今期和 前期의 國民總生産의 係數 推定值의 합이 <表 III-3>에 나타난 세 가지 경우 모두에서 1을 초과하는 것을 볼 수 있다. 이는 곧 국민총생산의 증가율 격차가 커질수록 所得稅 申告分 稅收의 增加率 隔差도 이에 비례하여 커지되 後者의 격차가 더욱 확대된다는 것을 의미한다. 물론 자연대수선형모형의 경우에는 양의 부호를 가지는 시간추세가 포함되어 있는 반면 二次差分模型의 경우에는 대체로 시간추세가 설명변수에 포함되어 있지 않기 때문에 이와 같은 직접적인 비교가 곤란한 측면이 있다. 이러한 것을 모두 감안한다면 이상과 같이 상호 모순되는 듯한 현상에 대한 의문점이 해소될 수 있을 것으로 사료된다.

二次差分模型의 경우에는 세 가지 모형 모두 각 母數의 추정결과 推定值의 統計的 有意性이 대체로 비슷하게 나타나고 있는바, 이에 따라 稅收豫測誤差를 나타내 주는 MMSE와 LAD가 가장 낮은

INSIDI-2가 가장 우수한 것으로 판단된다.

INSI-2와 INSIDI-2에 대한 1997~1998년의 세수에측치를 보면 상당히 비슷하지만 前者의 경우가 다소 높은 것을 볼 수 있다.

(2) 讓渡所得稅

讓渡所得稅의 경우에는 回歸方程式에서 時間趨勢에 대한 계수 추정치의 값이 陰으로 나타났지만 대체로 統計的 有意性이 상당히 낮기 때문에 時間趨勢가 세수함수의 구조변화에 미친 영향은 별로 없는 것으로 판단된다.

讓渡所得稅는, 勤勞所得稅나 事業所得稅 등 여타의 소득세가 賃金上昇率이나 景氣 등에 크게 영향을 받는 데 반해, 地價에 크게 영향을 받는다. 따라서 양도소득세 수입에 대해서는 地價가 크게 등락을 보인 시기에 대해 더미를 설정하여 분석해 본 결과 통계적으로 상당히 유의한 결과를 얻었다.

地價를 중심으로 稅收函數의 構造에 영향을 미치는 것으로 예상되는 水準 더미 및 기울기 더미에 대한 추정결과는 自然代數線形模型과 二次差分模型 모두에서 거의 동일하다. 地價急騰時期를 대표하는 것 가운데 1981~1983년과 1988~1991년에 대한 水準 및 기울기 더미의 추정결과 讓渡所得稅의 所得彈力性이 커진 것을 볼 수 있다(INYA-3 참조). 이는 그 시기 동안에 지가가 상승하여 양도소득세의 課標 및 課稅對象의 範圍가 전반적으로 擴大됨에 따른 것으로 해석된다. 이러한 것을 반영하듯이 최근에 지가가 상승하기 시작하였던 1988년 더미의 경우에는 소득탄력성에 대한 기울기가 커져 地價上昇이 稅收增大에 기여했음을 보여 주고 있다.

반면에 서서히 地價上昇率이 둔화되기 시작할 무렵인 1990년 더미의 경우에는 오히려 계수의 추정치가 통계적으로 유의하면서 음의 값을 나타내어 讓渡所得稅의 所得彈力性이 감소하였음을 보여 주었다. 이후 地價가 안정세로 진입하기 시작한 1992년 더미에 대

<表 III-4> 讓渡所得稅의 推定結果

(單位：%，億원)

| | 一般自然代數線形模型 | | | 二次差分模型 | | |
|-----------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | INYA-1 | INYA-2 | INYA-3 | INYADI-1 | INYADI-2 | INYADI-3 |
| 常數 | 315.469 (1.231) | -11.500 (-4.070) | 555.545 (2.899) | 3.155 (0.060) | 0.022 (0.215) | -0.024 (-0.303) |
| 時間趨勢 | -0.170 (-1.280) | - | -0.293 (-2.933) | -0.002 (-0.060) | - | - |
| $d_{81\ 83\ 88\ 91}$ | - | - | -17.830 (-5.736) | - | - | - |
| d_{84} | -0.296 (-1.543) | -0.550 (-4.802) | - | - | - | -0.130 (-0.600) |
| d_{88} | -82.711 (-2.120) | -65.800 (-1.726) | - | - | - | 0.253 (1.173) |
| d_{90} | 87.557 (2.284) | 77.444 (2.018) | - | -12.206 (-0.123) | - | 0.033 (0.146) |
| d_{92} | - | - | -5.289 (-0.484) | - | -16.265 (-0.245) | - |
| GNP_t | 3.151 (2.575) | 2.584 (2.010) | 2.626 (1.964) | 3.600 (1.325) | 2.635 (1.558) | 2.541 (1.328) |
| GNP_{t-1} | -3.101 (-2.066) | -2.908 (-1.850) | -2.944 (-1.496) | -1.319 (-0.434) | -1.586 (-0.768) | -2.261 (-1.134) |
| GNP_{t-2} | 2.132 (1.860) | 1.718 (1.434) | 2.820 (1.781) | 2.476 (1.088) | 1.713 (1.049) | 1.143 (0.613) |
| $GNP_t \times d_{81\ 83\ 88\ 91}$ | - | - | 1.357 (5.850) | - | - | - |
| $GNP_t \times d_{88}$ | 5.912 (2.139) | 4.706 (1.742) | - | - | - | - |
| $GNP_t \times d_{90}$ | -6.146 (-2.261) | -5.423 (-1.995) | - | 0.827 (0.122) | - | - |
| $GNP_t \times d_{92}$ | - | - | 0.490 (0.661) | - | 1.108 (0.245) | - |
| R^2 | - | - | - | 0.532 <0.251> | 0.494 <0.241> | 0.589 <0.343> |
| D.W. | - | - | - | 1.244 | 1.436 | 1.118 |
| 推定法 | CCR, d=1 | | | OLS | C-0 | OLS |
| MMSE | 1.149 | 1.460 | 2.441 | 5.328 | 6.544 | 5.115 |
| LAD | 8.069 | 8.768 | 11.016 | 17.856 | 19.689 | 18.434 |
| 豫測值 1996 | 17,188 | 17,884 | 17,850 | 19,404 | 19,852 | 18,972 |
| 1997 | 18,611 | 19,690 | 19,578 | 21,005 | 22,950 | 20,357 |
| 1998 | 19,830 | 21,472 | 20,880 | 21,517 | 26,154 | 21,192 |

註：1. 1977~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 一般線形模型의 경우 1977년=1977, ..., 1995년=1995이고, 二次差分模型의 경우에는 1979년=1979, ..., 1995년=1995임.
 2. $d_{81\ 83\ 88\ 91}$, d_{84} , d_{88} , d_{90} , d_{92} 는 각각 1981~1983년 및 1988~1991년 기간 동안, 1984년, 1988년, 1990년, 1992년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.
 3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R^2 값임.

해서는 水準 및 기울기 더미 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 이 시기에 대한 더미가 세수에 미친 영향은 별로 없는 것으로 판단된다.

讓渡所得稅 세수 推定式 가운데 가장 우수한 것은 INYA-1과 INYADI-1인 것으로 나타났다.

(3) 事業所得稅

事業所得稅는 景氣變化에 따른 個人事業所得者들의 營業실적과 所得稅法에 크게 영향을 받는바, 前者에 대한 설명변수로는 國民總生產을 사용하였고 後者에 대한 설명변수로는 水準 또는 기울기 더미를 사용하였다.

사업소득세 역시 양도소득세와 마찬가지로 時間趨勢의 係數 推定值의 統計的 有意性이 매우 낮게 나타났다. 이러한 사실은 <表 III-3>의 所得稅 申告分에 대한 추정결과에서 時間趨勢의 係數 推定值가 統計的으로 有意하지 않은 것보다 상당히 부합되는 것으로 판단된다.

事業所得稅의 경우 自然代數線形模型 및 二次差分模型 모두에서 국민총생산에 대한 계수, 즉 소득탄력성 추정치는 시간의 경과와 관계 없이 일정한 것으로 나타났다. 다시 말해 세율 구조 개편으로 대표되는 더미 변수에 대한 추정결과, 기울기 더미의 推定值는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 더욱이 이와 같이 기울기 더미를 설명변수에 포함시켜 회귀한 경우에는 今期の 國民總生產에 대한 소득탄력성 추정치의 통계적 유의성도 전반적으로 매우 낮게 나타났다. 반면에 기울기 더미를 제외하고 水準 더미에 대해서만 회귀해 본 결과 수준 더미는 통계적으로 상당히 유의하게 나타났다. 이는 곧 稅法改正 등 事業所得稅 전반에 걸친 稅收效果가 彈力性보다는 水準에 미친 영향이 더

<表 III-5> 事業所得稅의 推定結果

(單位: %, 億圓)

| | 一般自然代數線形模型 | | 二次差分模型 | | | | |
|------------------------------------|----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| | INSA-1 | INSA-2 | INSADI-1 | INSADI-2 | INSADI-3 | INSADI-4 | |
| 常數 | -3.709 (-6.622) | -0.499 (-0.475) | 5.114 (0.422) | 0.014 (0.482) | 0.663 (0.032) | 0.007 (0.184) | |
| 時間趨勢 | - | - | -0.003 (-0.420) | - | -0.0003 (-0.032) | - | |
| d ₈₂ | -0.090 (-1.296) | -4.177 (-3.558) | 0.114 (1.244) | 0.114 (1.288) | -9.469 (-0.730) | -9.581 (-0.820) | |
| d ₉₁ | 0.319 (4.825) | -27.205 (-0.466) | 0.142 (1.486) | 0.152 (1.711) | 2.403 (0.072) | 2.898 (0.105) | |
| d ₉₃ | 0.302 (5.362) | 27.085 (0.470) | 0.275 (3.137) | 0.270 (3.232) | -1.135 (-0.040) | -0.658 (-0.031) | |
| GNP _t | 1.560 (2.919) | 0.362 (0.573) | 1.353 (1.565) | 1.209 (1.584) | 0.910 (0.752) | 0.888 (0.952) | |
| GNP _{t-1} | -0.673 (-1.292) | 0.287 (0.496) | 1.040 (1.272) | 0.936 (1.249) | 1.179 (1.128) | 1.167 (1.274) | |
| GNP _t × d ₈₂ | - | 0.313 (3.476) | - | - | 0.730 (0.739) | 0.738 (0.830) | |
| GNP _t × d ₉₁ | - | 1.876 (0.469) | - | - | -0.157 (-0.068) | -0.191 (-0.100) | |
| GNP _t × d ₉₃ | - | -1.837 (-0.465) | - | - | 0.096 (0.052) | 0.064 (0.044) | |
| R ² | - | - | 0.671 <0.474> | 0.665 <0.513> | 0.697 <0.307> | 0.697 <0.393> | |
| D.W | - | - | 2.100 | 2.113 | 2.164 | 2.170 | |
| 推定法 | CCR, d=2 | | OLS | OLS | OLS | OLS | |
| MMSE | 0.410 | 0.377 | 0.764 | 0.762 | 0.701 | 0.701 | |
| LAD | 4.639 | 4.771 | 6.416 | 6.607 | 5.413 | 5.407 | |
| 豫測值 | 1996 1997 1998 | 32,171 35,457 39,173 | 32,086 36,059 40,409 | 32,579 35,155 37,135 | 33,337 37,785 43,072 | 32,846 36,091 39,391 | 32,990 36,559 40,406 |

註: 1. 1977~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 一般線形模型의 경우 1977년=1977, ..., 1995년=1995이고 二次差分模型의 경우에는 1979년=1979, ..., 1995년=1995임.

2. d₈₂, d₉₁, d₉₃은 각각 1982년, 1991년, 1993년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

큰 것을 시사해 주는 것이다.

自然代數線形模型과 二次差分模型 사이에는, 세수예측오차를 나타내는 MMSE와 LAD의 차이가 상당히 작은 편이다.

이상의 논의를 종합해 볼 때 事業所得稅에 대한 推定式 가운데 가장 우수한 것으로는, 自然代數線形模型의 경우에는 INSA-1, 二次差分模型의 경우에는 INSADI-1로 판단된다. 물론 세수예측오차 측면에서 보면 다른 推定式이 더 우수하지만 기울기 더미와 國民總生産의 係數 推定値에 대한 統計的 有意性 등을 종합적으로 고려해 볼 때 위의 식이 보다 바람직한 것으로 나타났다.

(4) 申告分 SUR 模型

所得稅 申告分에 대한 SUR 模型 추정결과를 보면, 自然代數線形模型 및 二次差分模型 모두에서 전반적으로 각 母數의 推定値에 대한 t -값, 즉 統計的 有意性이 다소 增加하였다. 특히 自然代數線形模型에서의 時間趨勢에 대한 係數 推定値의 경우에는, 讓渡所得稅와 事業所得稅를 각각 추정하였을 때에 비해 t -값이 매우 크게 증가하였다. 이와 같이 讓渡所得稅와 事業所得稅를 별개로 각각 회귀하였을 때보다 SUR 모형으로 회귀하였을 때 전반적으로 推定値의 t -값이 커진 것에 대한 원인으로서는 크게 두 가지를 들 수 있다²⁾. 첫째, 두 稅收函數를 並列함(stacking)에 따라 推定式의 自由度가 증가하였고 둘째, 讓渡所得稅와 事業所得稅間의 相關關係를 고려하여 추정하였기 때문에 보다 많은 정보를 이용하여 회귀함에 따라 推定値의 信賴性이 높아졌기 때문이다. 예를 들면 時間趨勢를 별개의 推定式으로 回歸하면 統計的 有意性을 捕捉하기 어려우나, SUR 모형으로 병렬하여 회귀하면 讓渡所得稅와 事業所得稅 회귀방정식의 誤差項間에 존재하는 共分散이라는 정보를 추가적으로 이용할

2) 물론 이러한 논의는 설명변수가 적절히 선정되어 각각의 回歸方程式이 모두 잘 설정되어 있는 경우에 국한된 것임에 유의하기 바란다.

<表 III-6> 所得稅 申告分의 SUR 模型 推定結果
(一般自然代數線形模型)

(單位: %, 億원)

| | | INSISUR-1 | | | INSISUR-2 | | |
|------|------------------------------------|---|----------------------|-----------------------|-----------------------|--------|--------|
| | | 讓渡所得稅 | 事業所得稅 | 讓渡所得稅 | 事業所得稅 | 讓渡所得稅 | 事業所得稅 |
| 常 | 數 | 545.786 (3.394) | -233.219 (-8.399) | 191.264 (1.267) | 1274.842 (16.412) | | |
| 時 | 間 趨 勢 | -0.289 (-3.406) | 0.121 (8.255) | -0.112 (-1.431) | -0.659 (-16.394) | | |
| | d ₈₂ | - | -0.027 (-0.951) | - | -27.565 (-18.011) | | |
| | d ₈₄ | -0.319 (-2.659) | - | -0.589 (-6.016) | - | | |
| | d ₈₈ | 1.188 (5.403) | - | -373.108 (-20.317) | - | | |
| | d ₉₀ | 0.815 (6.912) | - | 366.679 (19.869) | - | | |
| | d ₉₁ | - | 0.219 (13.300) | - | -237.800 (-32.153) | | |
| | d ₉₃ | - | 0.288 (12.935) | - | 230.815 (31.737) | | |
| | GNP _t | 4.422 (1.066) | 0.410 (1.040) | 8.864 (12.453) | 5.419 (19.003) | | |
| | GNP _{t-1} | -6.150 (-0.732) | -0.285 (-0.878) | -6.062 (-8.497) | -2.521 (-7.356) | | |
| | GNP _{t-2} | 4.286 (0.959) | - | - | - | | |
| | GNP _t × d ₈₂ | - | - | - | 2.188 (18.678) | | |
| | GNP _t × d ₈₈ | - | - | 26.405 (20.319) | - | | |
| | GNP _t × d ₉₀ | - | - | -25.963 (-19.885) | - | | |
| | GNP _t × d ₉₁ | - | - | - | 16.274 (32.161) | | |
| | GNP _t × d ₉₃ | - | - | - | -15.747 (-31.674) | | |
| 推定法 | | SUCCR (seemingly unrelated canonical cointegrating regressions) | | | | | |
| MMSE | | 4.473 | 0.397 | 0.662 | 55.286 | 11.811 | 12.521 |
| LAD | | 16.305 | 4.400 | 6.205 | 39.802 | 24.996 | 23.618 |
| 豫測值 | 1996 | 15,709 | 33,769 | 49,479 | 27,718 | 25,960 | 53,678 |
| | 1997 | 16,652 | 38,581 | 55,233 | 34,518 | 25,137 | 59,655 |
| | 1998 | 17,111 | 44,138 | 61,249 | 44,200 | 24,482 | 68,682 |

註: 1. 1977~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1977年=1977, ..., 1995年=1995임.

2. d₈₂, d₈₄, d₈₈, d₉₀, d₉₁, d₉₃은 각각 1982년, 1984년, 1988년, 1990년, 1991년, 1993년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R₂값임.

수 있기 때문에 稅收에 미치는 영향을 보다 효과적으로 포착할 수 있다.

本節에서 검토한 自然代數線形模型에 대한 SUR 모형분석은 모두 두 가지로, 하나는 水準 더미만을 포함한 것이고 다른 하나는 여기에 所得彈性의 變化를 포착하기 위한 기울기 더미까지 포함한 것이다. 讓渡所得稅의 경우에는 <表 III-4>에서 본 바와 마찬가지로 기울기 더미에 대한 統計的 有意性이 높게 나타났다. 讓渡所得稅를 독립적으로 추정하였을 때와 마찬가지로 地價가 상승하기 시작한 1980년대 말에 대한 더미(1988년 더미)의 경우 소득탄력성에 대한 기울기가 커지고, 地價가 점차 안정되기 시작한 1990년 더미에 대해서는 기울기가 다시 작아지는 것을 볼 수 있다. 事業所得稅는 <表 III-5>와 달리 1993년 더미의 경우에는 統計的으로 有意性이 매우 높은 것으로 나타났으며 1982년 및 1991년 더미의 경우에도 t -값이 크게 확대되었다.

自然代數線形模型에 대한 세수에측오차 측면에서 설명력 및 예측력이 우수한 것을 선택한다면 讓渡所得稅와 事業所得稅 모두 INSISUR-1인 것으로 판단된다. INSISUR-1의 讓渡所得稅는 INYA-1보다도 稅收豫測誤差가 크게 나타나 稅收豫測力이 다소 떨어지는 반면, INSISUR-1의 事業所得稅는 INSA-1보다 稅收豫測誤差가 작은 것을 볼 수 있다. 讓渡所得稅와 事業所得稅의 합, 즉 所得稅 申告分에 대한 稅收豫測誤차를 보면 INSISUR-1이 INSISUR-2에 비해 작다. 그러나 <表 III-3>의 INSI-2보다는 다소나마 약간 큰 것으로 나타났다.

<表 III-7>에서는 二次差分模型에 대한 SUR 모형 추정결과를 나타내었다. 二次差分模型을 이용한 SUR 모형 추정은 두 가지의 경우에 대해 설정하였는바 事業所得稅는 두 가지 경우 모두 설명변수가 동일하며, 讓渡所得稅는 추정치의 t -값 등을 고려하여 直前2期の 國民總生産을 설명변수에 포함시켰는지의 여부에 따라 두 가

<表 III-7> 所得稅 申告分의 SUR 模型 推定結果(二次差分模型)

(單位: %, 億원)

| | | INSIDISUR-1 | | | INSIDISUR-2 | | |
|----------------|------------------------------------|---------------------|---------------------|--------|---------------------|---------------------|--------|
| | | 讓渡所得稅 | 事業所得稅 | | 讓渡所得稅 | 事業所得稅 | |
| 常 | 數 | -36.613 (-2.295) | 0.029 (1.035) | | -17.836 (-1.574) | 0.022 (0.762) | |
| 時 | 間 趨 勢 | 0.018 (2.295) | - | | 0.009 (1.570) | - | |
| | d ₈₂ | - | -11.340 (-2.263) | | - | -11.238 (-1.995) | |
| | d ₈₄ | -0.343 (-4.622) | - | | -0.265 (-3.962) | - | |
| | d ₈₈ | -87.055 (-6.295) | - | | -78.049 (-5.776) | - | |
| | d ₉₀ | 68.393 (5.290) | - | | 65.898 (5.039) | - | |
| | d ₉₃ | - | 27.996 (2.070) | | - | 14.210 (1.231) | |
| | GNP _t | 1.475 (1.076) | 1.735 (2.634) | | 2.773 (2.475) | 1.819 (2.661) | |
| | GNP _{t-1} | -4.216 (-3.369) | 1.257 (2.053) | | -3.055 (-3.028) | 1.177 (1.860) | |
| | GNP _{t-2} | -1.778 (-1.700) | - | | - | - | |
| | GNP _t × d ₈₂ | - | 0.882 (2.308) | | - | 0.879 (2.046) | |
| | GNP _t × d ₈₈ | 6.227 (6.309) | - | | 5.579 (5.792) | - | |
| | GNP _t × d ₉₀ | -4.798 (-5.298) | - | | -4.625 (-5.048) | - | |
| | GNP _t × d ₉₃ | - | -1.879 (-2.045) | | - | -0.943 (-1.203) | |
| R ² | | 0.685 <0.389> | | | 0.708 <0.465> | | |
| D.W | | 1.679 | 2.027 | | 1.757 | 2.074 | |
| 推定法 | | IFGLS | | | | | |
| MMSE | | 3.383 | 1.099 | 0.332 | 2.933 | 1.132 | 0.362 |
| LAD | | 14.377 | 9.010 | 4.108 | 12.665 | 9.039 | 4.271 |
| 豫測值 | 1996 | 19,021 | 34,120 | 53,141 | 19,041 | 33,342 | 52,383 |
| | 1997 | 23,405 | 40,114 | 63,519 | 21,918 | 37,821 | 59,739 |
| | 1998 | 33,492 | 48,090 | 81,582 | 26,780 | 43,394 | 70,174 |

註: 1. 1977~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1979년=1979, ..., 1995년=1995임.

2. d₈₂, d₈₄, d₈₈, d₉₀, d₉₃은 각각 1982년, 1984년, 1988년, 1990년, 1993년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

지로 구분하였다³⁾. 그 결과 사업소득세의 경우에는 두 가지의 추정 결과가 대동소이한 모습을 보인 반면 양도소득세의 경우에는 두 가지 추정결과에 대한 구분이 상대적으로 명확하게 나타났다. 즉 INSIDISUR-1에서는 直前2期の 국민총생산을 포함한 결과 추정치의 t -값이 낮았을 뿐만 아니라 今期の 國民總生産에 대해서도 만족스럽지 못한 추정결과를 나타내었다. 반면에 INSIDISUR-2에서는 直前2期の 國民總生産을 설명변수로부터 제외한 결과 추정결과가 향상된 것을 관찰할 수 있다. 이는 差分模型의 특성상 今期 또는 前期의 國民總生産이 그 이전 時期의 國民總生産의 增加率 隔差에 대한 情報를 상당 부분 포함하고 있어서 일정 수준을 초과하는 時差變數는 說明力이 저하되기 때문인 것으로 사료된다.

二次差分模型을 이용한 SUR 模型 추정결과를 바탕으로 稅收豫測力이 우수한 모형을 선택한다면, 먼저 양도소득세의 경우에는 설명력이 떨어지는 INSIDISUR-1에 비해 INSIDISUR-2가 우수할 뿐더러 後者の 경우에는 세수예측오차를 나타내는 MMSE와 LAD 모두가 작게 나타나 전반적으로 설명력 및 예측력이 우수한 것으로 판단되며, <表 III-4>의 二次差分模型 추정결과와 비교해서도 우수한 것으로 판단된다. 사업소득세의 경우에는 두 가지 경우 모두 동일한 설명변수를 사용함에 따라 설명력 및 세수예측력에 큰 차이가 없다. 다만 INSIDISUR-1이 다소 우수한 것으로 보이지만 <表 III-5>의 추정결과보다는 오히려 稅收豫測力이 떨어지는 것으로 사료된다.

3) 이 외에도 여러 가지의 경우에 대해 회귀하였으나 그 결과가 <表 III-7>에 보고한 것에 비해 추정결과가 좋지 않았기 때문에 두 가지 경우만을 발췌하여 분석결과를 보고하였다.

다. 所得稅 源泉分

(1) 源泉分 總計

所得稅 源泉分은 대부분 勤勞所得稅와 利子·配當所得稅로 구성되어 있다. 勤勞所得稅의 세율체계는 종합소득세율 체계를 그대로 적용받고 있으며, 利子·配當所得稅의 경우에는 대부분 利子 및 配當所得에 대한 源泉分離稅率을 적용받고 있다. 근로소득세의 세율은 다단계 초과누진 과세체계로 되어 있는바 세율을 설명변수로 설정하기 어려운 반면 利子·配當所得稅의 경우에는 일부의 非課稅 또는 低率課稅 金融商品 등을 제외하고는 사실상 단일세율을 적용받으므로 源泉稅率을 설명변수에 포함하였다. 이 외에 所得稅 源泉分에 대한 설명변수로는 소득을 대표하는 國民總生産과 時間趨勢, 그리고 勤勞所得稅 등을 중심으로 한 主要 稅法改正 및 構造變化를 나타내는 더미를 채택하였다.

먼저 自然代數線形模型을 이용한 所得稅 源泉分에 대한 추정결과를 살펴보자.

時間趨勢에 대한 係數 推定値는 陽의 값을 가지면서 t -값이 크게 나타나 통계적으로 상당히 有意性이 높은 것으로 분석되었다.

國民總生産에 대한 係數 推定値를 보면, 時間趨勢를 說明變數로 포함하지 않은 INWN-2를 제외한 나머지 推定式에서 統計的 有意性이 낮을 뿐더러 時間趨勢에 대한 係數 推定値의 절대값도 상당히 작게 나타났다. 이로부터 우리는 時間趨勢, 즉 시간의 경과에 따른 所得稅 源泉分 稅收의 變化 趨勢를 고려하지 않을 경우 所得稅 源泉分 稅收의 所得彈力性은 상당히 낮다는 결론을 도출할 수 있다. 이는 勤勞所得稅의 경우 累進稅率 體系를 가지고 있기 때문에 전반적으로 소득수준이 증대된다면 높은 세율을 적용받는 납세자의 비율이 증가함에 따라 근로소득세의 세수가 매우 누진적으로 증가한다는 상식에 어긋나는 것으로 볼 수 있다. 그러나 시간경과에 따른

<表 III-8> 所得稅 源泉分(總計)의 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位: %, 億圓)

| | INWN-1 | INWN-2 | INWN-3 | INWN-4 | INWN-5 | INWN-6 | |
|------------------|----------------------|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------|
| 常 數 | -347.622 (-9.079) | -1.080 (-0.934) | -347.217 (-5.641) | -309.458 (-4.328) | -310.447 (-3.954) | -329.546 (-3.794) | |
| 時間趨勢 | 0.180 (9.045) | - | 0.179 (5.579) | 0.160 (4.280) | 0.160 (3.901) | 0.170 (3.749) | |
| d ₇₅ | - | - | 0.014 (0.099) | -0.038 (-0.279) | 0.003 (0.018) | 0.076 (0.324) | |
| d ₈₀ | - | - | - | - | 0.068 (0.674) | 0.113 (0.799) | |
| d ₈₉ | - | - | - | 0.036 (0.413) | 0.089 (1.038) | 0.074 (0.792) | |
| d ₉₁ | - | - | - | - | - | 0.098 (0.432) | |
| 利子·配當 | 0.028 | 0.085 | 0.029 | 0.033 | 0.029 | 0.019 | |
| 源泉稅率 | (3.250) | (3.334) | (3.544) | (4.190) | (3.519) | (0.837) | |
| GNP _t | 0.017 (0.197) | 0.699 (6.658) | 0.024 (0.136) | 0.109 (0.548) | 0.081 (0.332) | 0.029 (0.110) | |
| 推定法 | CCR, d=3 | | | | | | |
| MMSE | 0.722 | 4.270 | 0.717 | 0.694 | 0.679 | 0.707 | |
| LAD | 6.932 | 18.035 | 6.837 | 6.726 | 6.519 | 6.766 | |
| 豫測值 | 1996 | 88,209 | 49,395 | 90,063 | 86,767 | 86,386 | 91,833 |
| | 1997 | 105,757 | 53,520 | 108,039 | 103,065 | 102,355 | 109,243 |
| | 1998 | 126,794 | 57,934 | 129,599 | 122,405 | 121,262 | 129,948 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1970년=1970, ..., 1995년=1995임.

2. d₇₅, d₈₀, d₈₉, d₉₁은 각각 1975년, 1980년, 1989년, 1991년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

<表 III-9> 所得稅 源泉分의 推定結果(二次差分模型)

(單位: %, 億圓)

| | INWNDI-1 | INWNDI-2 | INWNDI-3 | INWNDI-4 | INWNDI-5 | INWNDI-6 | |
|-----------------|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------|
| 常 數 | 0.004 (0.126) | -3.869 (-0.421) | 0.003 (0.105) | -3.740 (-0.443) | 0.003 (0.089) | 0.002 (0.068) | |
| 時間趨勢 | - | 0.002 (0.421) | - | 0.002 (0.444) | - | - | |
| d ₇₅ | - | -0.070 (-0.532) | -0.074 (-0.553) | -0.292 (-1.837) | -0.294 (-1.892) | -0.286 (-1.663) | |
| d ₈₀ | - | - | - | - | - | -0.052 (-0.421) | |
| d ₈₉ | - | - | -0.012 (-0.096) | - | - | -0.043 (-0.367) | |
| d ₉₁ | - | - | - | -0.499 (-2.138) | -0.500 (-2.188) | -0.462 (-1.746) | |
| 利子·配當 | 0.011 (1.216) | 0.014 (1.289) | 0.014 (1.282) | 0.055 (2.541) | 0.055 (2.599) | 0.052 (2.098) | |
| 源泉稅率 | 1.834 (2.868) | 1.709 (2.381) | 1.655 (2.093) | 1.381 (2.042) | 1.359 (2.059) | 1.179 (1.501) | |
| R ² | 0.358 <0.297> | 0.373 <0.242> | 0.368 <0.235> | 0.500 <0.362> | 0.495 <0.389> | 0.503 <0.328> | |
| D.W. | 2.588 | 2.641 | 2.631 | 2.584 | 2.561 | 2.583 | |
| 推定法 | OLS | | | | | | |
| MMSE | 2.122 | 2.044 | 2.100 | 1.715 | 1.769 | 1.753 | |
| LAD | 11.868 | 11.570 | 11.762 | 10.195 | 10.343 | 9.883 | |
| 豫測值 | 1996 | 104,265 | 105,510 | 102,952 | 85,963 | 83,958 | 85,472 |
| | 1997 | 127,284 | 135,789 | 126,051 | 111,043 | 103,297 | 105,473 |
| | 1998 | 155,604 | 179,995 | 154,510 | 147,530 | 127,184 | 130,215 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1972년=1972, ..., 1995년=1995임.

2. d₇₅, d₈₀, d₈₉, d₉₁은 각각 1975, 1980년, 1989년, 1991년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

세수변화 추세를 무시하였기 때문에 그러한 결론을 유도하게 된 것일 뿐 이러한 요인을 모두 감안할 경우에는 단순히 所得稅 源泉分稅收가 所得에 대해 非彈力的이라고는 할 수 없을 것이다.

利子·配當所得에 대한 源泉稅率의 係數 推定値는 陽으로서 대부분 t -값도 상당히 높아 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 여기서 利子·配當所得에 대한 源泉稅率의 係數 推定値가 陽이라는 것은, 만약 利子率이나 配當率이 일정하다면 利子·配當所得에 대한 源泉稅率의 變化에 따른 稅後收益率의 變化가 利子所得이나 配當所得을 발생시키는 金融商品의 保有 總額에 미치는 影響보다 源泉稅率의 變化率이 더 크다는 것을 의미한다.

稅法改正이나 稅收函數의 構造變化를 나타내는 더미의 係數 推定値에 대한 추정결과를 보면 의외로 統計的 有意性이 매우 작은 것을 볼 수 있다. 所得稅 源泉分稅收에 큰 영향을 줄 수 있는 稅法改正이 여러 번 있었음에도 불구하고 이러한 결과가 나타난 것은 상당히 이례적인 것으로 사료된다. 그러나 이에 대해서는 그 동안 우리나라의 세법개정 빈도 및 강도 등을 종합하여 事後的인 觀點에서 볼 때 所得稅收에 크게 영향을 미칠 수 있는 정도의 세법개정이 상당히 週期的·規則的으로 이루어져 세법개정에 따른 稅收效果가 趨勢線에 내재화된 것이 아닌가라는 추측이 가능하다.

이상의 논의를 바탕으로 할 때 自然代數線形模型의 경우 母數 推定値의 統計的 有意性이 높고 설명력 및 세수예측오차 측면에서 우수한 것은 INWN-1로 판단된다.

二次差分模型에 대한 분석결과를 보면, 自然代數線形模型과는 달리 時間趨勢에 대한 統計的 有意性이 매우 낮는데 이는 각 변수를 差分하는 과정에서 時間趨勢의 설명력이 消去되었기 때문인 것으로 판단된다. 稅法改正이나 構造變化를 나타내는 더미의 경우에는 自然代數線形模型에서와 달리 1975년과 1991년 더미에 대한 추정치의 統計的 有意性이 상대적으로 높은바 이는 차분모형의 특성상 미

세한 구조변화를 포착할 수 있었기 때문인 것으로 사료된다. 利子·配當所得에 대한 源泉稅率의 경우에는 1975년 및 1991년 더미를 설명변수로 포함한 경우에 한해 t -값이 크게 나타나고 있으며, 國民總生産의 경우에도 대체로 推定値의 統計的 有意성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 것을 종합해 볼 때 설명력 및 세수에측오차 측면에서 가장 우수한 것은 INWNDI-5인 것으로 판단된다.

(2) 勤勞所得稅

勤勞所得稅에 대한 自然代數線形模型의 추정결과를 보면, 時間趨勢가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 時間趨勢를 說明變數에서 제외하였다. 이와 같이 時間趨勢의 統計的 有意성이 낮은 것은 稅收效果 측면에서 主要 稅法改正을 나타내는 더미와 서로 상쇄되기 때문인 것으로 판단된다. 勤勞所得稅 稅收에 크게 영향을 미치는 것으로 사료되어 설명변수에 포함한 1980년 및 1994년의 水準 및 기울기 더미에 대한 추정결과를 보면, 1980년 더미의 경우 所得彈力性, 즉 國民總生産의 기울기에 대한 효과는 별로 없는 반면 1994년 더미의 경우에는 推定値의 統計的 有意성이 다소 작기는 하지만 水準 또는 國民總生産의 기울기에 전반적으로 正의 效果를 나타낸 것으로 판단된다. 勤勞所得稅의 所得彈力性 推定値는 세 가지 경우 모두 1보다 큰 값으로 추정되어 勤勞所得稅 稅收가 國民總生産에 대해 상당히 탄력적으로 증가하고 있음을 시사해 주고 있다. 뿐만 아니라 INGN-2의 경우에도 1980년 이후 國民總生産에 대한 기울기가 커진 것을 볼 수 있는 만큼 이 경우에도 최근의 勤勞所得稅 稅收의 所得彈力性은 1보다 큰 것을 알 수 있는바 최근에 勤勞所得稅 稅收가 매우 높은 增加率을 나타낸 것과 一脈相通한다고 할 수 있다.

自然代數線形模型에 대한 세 가지 推定式 가운데 稅收豫測誤差가 가장 작은 것은 INGN-2로 판단된다.

〈表 III-10〉 勤勞所得稅의 推定結果

(單位: %, 億원)

| | 一般自然代數線形模型 | | | 二次差分模型 | | |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
| | INGN-1 | INGN-2 | INGN-3 | INGNDI-1 | INGNDI-2 | INGNDI-3 |
| 常數 | -6.585 (-17.016) | -5.950 (-2.248) | -7.355 (-16.541) | 0.396 (0.021) | 0.012 (0.457) | 0.016 (0.362) |
| 時間趨勢 | - | - | - | -0.0002 (-0.020) | - | - |
| d_{80} | - | -1.789 (-0.661) | -0.209 (-2.682) | -0.168 (-1.122) | - | -0.168 (-1.195) |
| d_{89} | - | - | - | -0.044 (-0.279) | - | -0.044 (-0.301) |
| d_{91} | - | - | - | -0.254 (-1.836) | -0.175 (-1.270) | -0.253 (-1.951) |
| d_{94} | -15.989 (-0.520) | -12.850 (-0.508) | 0.198 (2.322) | -0.008 (-0.061) | - | -0.008 (-0.062) |
| GNP_t | 1.135 (39.445) | 1.091 (5.026) | 1.204 (33.197) | 1.857 (1.252) | 1.547 (1.566) | 1.847 (1.393) |
| $GNP_t \times d_{80}$ | - | 0.126 (0.569) | - | - | - | - |
| $GNP_t \times d_{94}$ | 1.083 (0.527) | 0.868 (0.513) | - | - | - | - |
| R_2 | - | - | - | 0.504 <0.207> | 0.369 <0.272> | 0.504 <0.279> |
| D.W | - | - | - | 2.573 | 2.418 | 2.575 |
| 推定法 | CCR, d=0 | | | OLS | C-O | OLS |
| MMSE | 0.952 | 0.617 | 0.674 | 2.137 | 2.598 | 2.139 |
| LAD | 8.289 | 5.567 | 6.525 | 11.658 | 12.859 | 11.656 |
| 豫測值 | 1996 66,498 | 63,978 | 55,328 | 67,758 | 67,956 | 67,879 |
| | 1997 85,757 | 81,256 | 63,521 | 90,539 | 91,105 | 91,034 |
| | 1998 110,264 | 102,911 | 72,810 | 122,337 | 123,378 | 123,706 |

註: 1. 1977~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1977년=1977, ..., 1995년=1995임.

2. d_{80} , d_{89} , d_{91} , d_{94} 는 각각 1980년, 1989년, 1991년, 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R_2 값임.

二次差分模型의 경우에도 自然代數線形模型에서와 같이 時間趨勢에 대한 推定值의 統計的 有意性이 낮은 것을 볼 수 있다. 稅法改正이나 構造變化를 나타내는 더미의 경우에는 1991년 더미를 제외하고는 統計的 有意性이 상당히 낮게 나타났다. 여기서 한 가지 특기할 만한 것의 하나로, 1994년의 稅法改정이 근로소득세 세수에 미친 영향이 상당히 컸음에도 불구하고 二次差分模型에서 이에 대한 推定值의 統計的 有意性이 낮게 나타난 것은, 최근의 賃金上昇率이 매우 높아 稅制減免을 통한 稅收減少效果보다 課標 增大에 따른 稅收增大效果가 더 컸으며, 또한 1994년 이후의 자료의 수가 작아 다른 더미에 비해 差分過程에서 情報遺失이 상당히 컸기 때문이라는 점을 들 수 있다.

이상의 논의를 종합해 볼 때 二次差分模型 가운데 推定值의 統計的 有意性이 비교적 높고 세수예측오차가 작은 것은 INGNDI-3인 것으로 판단된다.

(3) 利子·配當所得稅

利子·配當所得稅에 대한 추정결과는 다음과 같다.

自然代數線形模型 및 二次差分模型의 두 가지 模型 모두에서 時間趨勢의 係數 推定值에 대한 t -값이 낮아 推定結果가 統計的으로 有意性이 높지 않은 것으로 판단된다. 다만 ININ-2의 경우에는 時間趨勢에 대한 係數 推定值의 t -값이 높게 나타났지만 所得을 대리하는 國民總生産에 대한 係數 推定值의 t -값이 낮게 나타나는 것을 볼 때, ININ-2는 전반적인 추정결과의 有意性이 다소 떨어지는 것으로 사료된다. 이상과 같이 時間趨勢에 대한 推定結果가 統計的 有意性이 높지 않은 것으로 나타나 만족스럽지 못한 것은, 利子·配當所得에 대해 대체로 單一稅率로 과세하고 또한 利子·配當所得이 中·長期的으로 國民總生産과 상당히 比例的으로 증가한다는 것을 암묵적으로 보여 주기 때문인 것으로 사료된다.

<表 III-11> 利子·配當所得稅 總計의 推定結果

(單位: %, 億원)

| | | 一般自然代數線形模型 | | 二次差分模型 | |
|------------------|------|------------|----------|----------|----------|
| | | ININ-1 | ININ-2 | ININDI-1 | ININDI-2 |
| 常 數 | | -7.294 | -233.381 | 0.0001 | 5.544 |
| | | (-10.731) | (-3.009) | (0.003) | (0.467) |
| 時 間 趨 勢 | | - | 0.119 | - | -0.003 |
| | | - | (2.919) | - | (-0.467) |
| 利子·配當 源泉稅率 | | 0.078 | 0.071 | 0.051 | 0.050 |
| | | (7.506) | (8.600) | (6.499) | (6.110) |
| GNP _t | | 1.079 | 0.374 | -0.435 | -0.327 |
| | | (18.773) | (1.558) | (-0.644) | (-0.446) |
| R ₂ | | - | - | 0.777 | 0.780 |
| | | - | - | <0.749> | <0.737> |
| D.W | | - | - | 1.943 | 1.942 |
| 推定法 | | CCR, d=2 | | OLS | OLS |
| MMSE | | 0.903 | 0.587 | 1.151 | 1.162 |
| LAD | | 7.975 | 6.340 | 7.406 | 7.304 |
| 豫 測 值 | 1996 | 28,700 | 33,013 | 34,864 | 34,103 |
| | 1997 | 32,481 | 38,806 | 40,748 | 37,791 |
| | 1998 | 36,706 | 45,592 | 47,657 | 40,675 |

註: 1. 1977~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 一般線形模型의 경우 1977년=1977, ..., 1995년=1995이고, 二次差分模型의 경우에는 1979년=1979, ..., 1995년=1995임.

2. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R₂값임.

利子·配當所得에 대한 源泉分離課稅 稅率의 경우에는 自然代數線形模型 및 二次差分模型 모두에서 係數 推定值가 陽의 값을 가지면서 t-값도 상당히 크게 나타나 統計的으로 有意性이 매우 높은 것으로 분석되었다. ININ-1과 ININ-2 그리고 ININDI-1과 ININDI-2에서는 源泉稅率에 대한 추정치가 서로 거의 비슷하게 나타나고 있다. 이는 源泉稅率이 利子·配當所得 또는 利子·配當所

得稅에 대해 영향을 미치는 정도가 時間의 經過에 따른 趨勢的인 흐름에 거의 영향을 받지 않음을 의미하는 것으로 해석할 수 있다. 즉 自然代數線形模型을 예로 들어 설명해 보면, 時間趨勢를 說明變數에 포함시킨 ININ-2와 그렇지 않은 ININ-1의 경우에 있어 利子·配當所得에 대한 源泉分離稅率의 係數 推定値는 거의 같은 값을 가지는 것으로 추정되었을 뿐만 아니라 해당 稅率에 대한 t -값도 매우 높은 것을 볼 때 時間趨勢의 說明變數 包含與否에 관계없이 源泉分離稅率이 利子·配當所得稅 收入에 미치는 영향은 일정하다고 할 수 있다. 이는 또한 비록 時間趨勢에 대한 推定値의 統計的 有意性(t -값)이 상당히 높다고 하더라도 時間趨勢에 대한 係數 推定値의 절대값이 相對的으로 작다는 데에서도 그 원인을 찾을 수 있을 것으로 사료된다.

반면에 時間趨勢를 포함시켰는지의 여부에 따라 크게 영향을 받는 것은 國民總生產으로, 時間趨勢의 包含與否에 따라 係數 推定値의 값뿐만 아니라 t -값도 상당히 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 利子·配當所得稅의 경우에 있어 時間趨勢와 國民總生產間에 상당한 정도의 共線性이 존재하는 것으로도 해석할 수 있다. 國民總生產에 대한 係數 推定値는 推定式의 설정형태에 따라 추정치의 값에 대한 부호가 반대로 나타나고 있다. 自然代數線形模型의 경우에는 利子·配當所得稅 稅收와 國民總生產間에 正의 관계가 성립할 뿐만 아니라 係數 推定値의 값도 1보다 큰 것으로 나타나 國民總生產이 증대될수록 利子·配當所得稅 세수도 매우 彈力的으로 증가함을 시사해 주고 있다. 반면에 二次差分模型의 경우에는 國民總生產에 대한 係數 推定値가 陰數인 것으로 나타났는바, 이는 國民總生產의 增加率이 시간이 경과함에 따라 커질수록 利子·配當所得稅 收入의 增加率은 역으로 하락한다는 것을 의미한다. 이러한 분석결과는 다소 의외라고 할 수 있으나 이에 대해서는 다음과 같은 해석이 가능하다. 특정시기, 즉 3低 好況과 같은 외부적인 요인

으로 말미암아 國內財에 대한 海外需要가 매우 급속히 증가하여 輸出이 급격히 팽창하였던 1980년대 중반을 예로 들어 보자. 이런 경우에는 일반적으로 단기간에 國民總生産이 크게 증대되어 종전에 비해 國民總生産의 增加率이 급격히 상승하게 된다. 그러나 국내의 금융상품에 대한 貯蓄 增大速度는 단기적으로 이러한 趨勢를 따르지 못하는 것이 일반적인 만큼 국민총생산의 증대에 따라 利子·配當所得稅 收入은 증가하지만 稅收의 增加速度는 이에 따르지 못하는 경우를 생각해 볼 수 있다. 따라서 國民總生産이 증가할수록 利子·配當所得稅 收入도 증가하지만, 稅收의 增加速度는 逆으로 遞減한다고 할 수 있다.

이상과 같이 自然代數線形模型에서는 時間趨勢에 대한 推定結果가 통계적으로 유의하지만 二次差分模型에서는 時間趨勢에 대한 推定結果가 統計的으로 有意하지 않다는 점을 고려할 때 우수한 稅收函數 推定式으로는 각각 ININ-2와 ININDI-1을 선정할 수 있다.

(4) 源泉分 SUR 模型

勤勞所得稅와 利子·配當所得稅에 대한 自然代數線形模型을 이용한 SUR 模型의 推定結果를 보면, 勤勞所得稅와 利子·配當所得稅 모두에서 時間趨勢가 통계적으로 거의 유의하지 않은 것으로 나타나 설명변수에서 時間趨勢를 제외하였다. 이러한 결과는 일부의 경우 다소의 차이를 보이기도 하지만 대체로 각각을 별개로 추정하였을 때와 동일한 결과를 보여 주는 것이다. 勤勞所得稅에 대한 추정 결과를 보면, 1980년과 1994년의 水準 및 기울기 더미에 대한 推定結果를 종합해 볼 때 각각 稅收에 陰과 陽의 상반되는 效果를 나타내는 것을 볼 수 있다. 다만 1994년에 대해 기울기 더미를 사용한 INWNSUR-2의 경우에는 1994년 더미에 대한 統計的 有意性이 다소 낮은 것을 볼 수 있지만, 符號만을 고려할 경우에는 기울기, 즉 彈力性이 다소 증가한 것으로 해석할 수 있다. 勤勞所得稅의 경

<表 III-12> 所得稅 源泉分의 SUR 模型 推定結果
(一般自然代數線形模型)

(單位: %, 億원)

| | | INWNSUR-1 | | | INWNSUR-2 | | |
|------------------------------------|------|-----------|-----------|---------|-----------|-----------|--------|
| | | 勤勞所得稅 | 利子·配當所得稅 | | 勤勞所得稅 | 利子·配當所得稅 | |
| 常 數 | | -7.576 | -7.742 | | -7.739 | -7.781 | |
| | | (-17.436) | (-13.836) | | (-17.633) | (-14.022) | |
| d ₉₀ | | -0.215 | - | | -0.237 | - | |
| | | (-2.649) | - | | (-2.959) | - | |
| d ₉₄ | | 0.130 | - | | 40.257 | - | |
| | | (1.598) | - | | (0.873) | - | |
| 利子·配當 源泉稅率 | | - | 0.076 | | - | 0.076 | |
| | | - | (9.116) | | - | (9.190) | |
| GNP _t | | 1.221 | 1.113 | | 1.234 | 1.116 | |
| | | (34.695) | (23.702) | | (37.756) | (23.996) | |
| GNP _t × d ₉₄ | | - | - | | 2.684 | - | |
| | | - | - | | (0.871) | - | |
| 推定法 | | SUCCR | | | | | |
| MMSE | | 0.698 | 0.866 | 0.486 | 1.283 | 0.866 | 0.676 |
| LAD | | 6.547 | 7.166 | 5.765 | 8.122 | 7.168 | 6.658 |
| 豫 測 值 | 1996 | 53,057 | 29,502 | 82,559 | 28,723 | 29,577 | 58,299 |
| | 1997 | 61,031 | 33,517 | 94,548 | 24,323 | 33,614 | 57,937 |
| | 1998 | 70,089 | 38,020 | 108,109 | 20,638 | 38,144 | 58,782 |

註: 1. 1977~1995년 자료를 사용하였음.

2. d₉₀, d₉₄는 각각 1980년, 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R₂값임.

우 세수에측오차를 나타내는 MMSE와 LAD를 보면 INWNSUR-1 이 INWNSUR-2보다 상당히 작은 값을 보이고 있어 1994년 稅法改正(또는 構造變化) 더미에 대한 統計的 有意性이 상대적으로 낮기는 하지만 전반적으로 前者가 後者보다 우수한 것으로 沙료된다. 利子·配當所得稅의 경우에는 利子·配當所得에 대한 源泉稅率과 國

<表 III-13> 所得稅 源泉分의 SUR 模型 推定結果(二次差分模型)

(單位: %, 億원)

| | | INWNDISUR-1 | | | INWNDISUR-2 | | |
|----------------|-----------------------------------|---------------------|--------------------|---------|--------------------|--------------------|---------|
| | | 勤勞所得稅 | 利子·配當所得稅 | | 勤勞所得稅 | 利子·配當所得稅 | |
| 常 | 數 | 0.005 (0.113) | -0.001 (-0.032) | | -8.646 (-0.363) | 4.870 (0.468) | |
| 時 | 間 趨 勢 | - | - | | 0.004 (0.363) | -0.002 (-0.468) | |
| | d ₈₀ | -0.168 (-1.391) | - | | -9.773 (-0.651) | - | |
| | d ₉₄ | -11.848 (-0.458) | - | | -6.263 (-0.200) | - | |
| | 利子·配當 源泉稅率 | - | 0.054 (7.780) | | - | 0.053 (7.507) | |
| | GNP _t | 1.398 (1.418) | -0.528 (-0.865) | | 0.633 (0.411) | -0.431 (-0.675) | |
| | GNP _t ×d ₈₀ | - | - | | 0.752 (0.639) | - | |
| | GNP _t ×d ₉₄ | 0.796 (0.457) | - | | 0.421 (0.199) | - | |
| R ² | | 0.568 <0.451> | | | 0.583 <0.402> | | |
| D.W. | | 2.968 | 2.056 | | 2.946 | 2.048 | |
| 推定法 | | IFGLS | | | | | |
| MMSE | | 2.620 | 1.157 | 1.305 | 2.491 | 1.161 | 1.202 |
| LAD | | 11.848 | 7.616 | 8.562 | 11.464 | 7.459 | 8.090 |
| 豫 測 值 | 1996 | 66,794 | 34,465 | 101,259 | 69,150 | 33,811 | 102,961 |
| | 1997 | 87,003 | 40,292 | 127,285 | 96,630 | 37,718 | 134,348 |
| | 1998 | 113,546 | 47,099 | 160,645 | 140,518 | 40,988 | 181,506 |

註: 1. 1977~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1977년=1977, ..., 1995년=1995임.

2. d₈₀, d₉₄는 각각 1980년, 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

民總生産에 대한 係數 推定值 모두 t -값이 높게 나타나 統計的으로 상당히 유의한 것으로 해석된다. 利子·配當所得稅에 대해서는 설명변수를 동일하게 하였는바 두 가지 推定式의 추정결과가 거의 동일한 것을 볼 수 있다.

二次差分模型에 대한 추정결과는 다음과 같다.

二次差分模型으로 추정한 경우에도 각각을 별개로 추정하였던 경우에서와 마찬가지로 時間趨勢에 대한 統計的 有意性이 상당히 낮게 나타났다. 勤勞所得稅의 경우 1980년과 1994년 더미의 係數 推定值에 대한 t -값이 다소 낮기는 하지만 다른 것에 비해 統計的·經濟的(稅法改正의 強度 側面) 有意性이 상대적으로 높은 것으로 판단되어 설명변수에 포함하였다. 勤勞所得稅의 경우 稅收豫測力 및 說明力 등을 고려할 때 두 가지 推定式 가운데 보다 우수한 것은 t -값이 매우 낮은 時間趨勢를 고려하지 않은 INWNDISUR-1인 것으로 사료된다. 利子·配當所得稅의 경우에는 說明變數에 대한 推定結果의 差異가 매우 명확하여 源泉稅率에 대한 추정치의 統計的 有意性이 매우 높게 나타났다. 반면에 國民總生産에 대한 추정치는 <表 III-11>에서와 마찬가지로 추정치가 陰의 값을 가지는 것으로 나타났다. 利子·配當所得稅의 경우에는 두 가지 모두 설명력과 세수에측오차가 상당히 비슷하여 우열을 가리기 어려우나 時間趨勢의 統計的 有意性이 낮다는 점을 고려할 때 INWNDISUR-1이 INWNDISUR-2에 비해 다소 우월한 것으로 판단된다.

라. 所得稅 申告分과 源泉分의 SUR 模型

所得稅 申告分과 源泉分에 대한 SUR 模型을 이용한 회귀는 自然代數線形模型의 경우에는 세 가지, 二次差分模型을 이용한 경우에는 두 가지에 대한 분석결과를 보고하였다.

먼저 自然代數線形模型의 경우를 보면, INCMSUR-3에서는 申告分 稅收에 대해 時間趨勢가 통계적으로 상당히 유의하게 正의 效

〈表 III-14〉 所得稅 申告分과 源泉分의 SUR 模型 推定結果
(一般自然代數線形模型)

(單位 : %, 億圓)

| | INCMSUR-1 | | INCMSUR-2 | | INCMSUR-3 | | | | | |
|--------------------|---------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|--------|--------|--------|--------|
| | 申告分 | 源泉分 | 申告分 | 源泉分 | 申告分 | 源泉分 | | | | |
| 常 數 | -5.609 (-10.019) | -347.504 (-13.525) | -5.909 (-8.748) | -3.773 (-7.038) | -809.795 (-14.396) | -550.624 (-43.962) | | | | |
| 時間趨勢 | - | 0.179 (13.453) | - | - | 0.417 (14.128) | 0.285 (43.862) | | | | |
| d ₇₃ | -0.157 (-1.307) | - | -0.217 (-1.413) | - | -0.348 (-3.131) | - | | | | |
| d ₇₅ | - | - | - | -0.402 (-3.717) | - | - | | | | |
| d ₇₆ | - | - | - | - | -0.393 (-1.144) | - | | | | |
| d ₈₉ | - | - | - | 0.272 (3.072) | - | - | | | | |
| d ₉₀ | 0.381 (4.434) | - | 0.409 (3.875) | - | - | - | | | | |
| d ₉₂ | 0.221 (3.693) | - | 0.201 (2.552) | - | - | - | | | | |
| 稅 率 | - | 0.026 (4.634) | - | 0.035 (3.715) | - | 0.022 (13.973) | | | | |
| GNP _t | 2.968 (4.793) | 0.044 (0.748) | 3.505 (4.650) | 0.958 (19.201) | 8.701 (10.581) | -0.454 (-16.106) | | | | |
| GNP _{t-1} | -1.929 (-3.319) | - | -2.446 (-3.464) | - | -9.419 (-12.793) | - | | | | |
| 推定法 | SUCCR | | | | | | | | | |
| MMSE | 0.899 | 0.665 | 0.507 | 0.957 | 1.257 | 0.719 | 35.918 | 2.148 | 8.933 | |
| LAD | 7.176 | 6.515 | 5.172 | 7.594 | 8.121 | 6.283 | 44.507 | 12.915 | 22.384 | |
| 豫測值 | 1996 | 51900 | 91112 | 143012 | 50106 | 71117 | 123223 | 101124 | 125183 | 226307 |
| | 1997 | 57726 | 109557 | 167283 | 57884 | 79375 | 137259 | 132693 | 158033 | 290726 |
| | 1998 | 64777 | 131727 | 196504 | 65049 | 88479 | 153528 | 183228 | 199626 | 382854 |

註 : 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1971년=1971, ..., 1995년=1995임.

2. d₇₃, d₇₅, d₇₆, d₈₉, d₉₀, d₉₂는 각각 1973년, 1975년, 1976년, 1989년, 1990년, 1992년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

<表 III-15> 所得稅 申告分과 源泉分의 SUR 模型 推定結果
(二次差分模型)

(單位: %, 億원)

| | INCMDISUR-1 | | INCMDISUR-2 | | | | |
|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------|---------|---------|
| | 申告分 | 源泉分 | 申告分 | 源泉分 | | | |
| 常 數 | 0.529 (0.064) | 3.037 (0.407) | 0.0004 (0.014) | 0.014 (0.574) | | | |
| 時 間 趨 勢 | -0.0003 (-0.063) | -0.002 (-0.405) | - | - | | | |
| d ₇₂ | -0.253 (-2.193) | - | -0.268 (-2.433) | - | | | |
| d ₇₅ | - | -0.201 (-1.683) | - | -0.170 (-1.511) | | | |
| d ₇₆ | 0.424 (5.281) | - | 0.436 (5.362) | - | | | |
| d ₈₀ | - | -0.149 (-1.840) | - | -0.146 (-1.886) | | | |
| d ₈₉ | - | -0.027 (-0.349) | - | - | | | |
| d ₉₀ | 0.051 (0.591) | - | - | - | | | |
| d ₉₁ | - | -0.224 (-1.235) | - | -0.195 (-1.138) | | | |
| d ₉₂ | -0.065 (-0.818) | - | - | - | | | |
| 稅 率 | - | 0.026 (1.551) | - | 0.023 (1.464) | | | |
| GNP _t | 1.401 (2.394) | 1.254 (2.116) | 1.454 (2.366) | 1.384 (2.540) | | | |
| GNP _{t-1} | -0.096 (-0.178) | - | -0.265 (-0.525) | - | | | |
| R ² | 0.560 <0.339> | | 0.522 <0.385> | | | | |
| D.W. | 2.473 | 2.627 | 2.535 | 2.599 | | | |
| 推定法 | IFGLS | | | | | | |
| MMSE | 1.673 | 1.597 | 0.371 | 1.870 | 1.600 | 0.341 | |
| LAD | 10.625 | 9.831 | 4.871 | 11.759 | 10.035 | 4.498 | |
| 豫測值 | 1996 | 51,862 | 96,784 | 148,646 | 51,914 | 99,762 | 151,676 |
| | 1997 | 56,946 | 117,555 | 174,501 | 57,329 | 125,612 | 182,941 |
| | 1998 | 62,308 | 141,502 | 203,810 | 63,322 | 160,152 | 223,474 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1971년=1971, ..., 1995년=1995임.

2. d₇₂, d₇₅, d₇₆, d₈₀, d₈₉, d₉₀, d₉₁, d₉₂는 각각 1972년, 1975년, 1976년, 1980년, 1989년, 1990년, 1991년, 1992년부터 1의 값을 가지고 나머지는 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

果를 보이는 것으로 나타났다. 그러나 이 경우에는 稅法改正이나 構造變化를 나타내는 더미를 제대로 고려하지 않았기 때문인 것으로 사료된다. 왜냐하면 1990년, 1992년 더미 등을 설명변수로 포함시킨 경우 이들에 대한 추정치가 통계적으로 상당히 유의한 결과를 나타내었으며 이 경우 時間趨勢에 대한 계수 추정치는 절대값과 t -값 모두 거의 0에 가까워 兩者間の 效果가 서로 상충되는 모습을 보였기 때문이다. 이러한 것을 종합적으로 검토할 때 申告分의 경우 세수예측오차 및 설명력 측면에서 가장 우수한 것은 INCMSUR-1인 것으로 사료된다. 源泉分의 경우에도 더미를 분석에서 제외하였을 때에는 時間趨勢가 統計的으로 유의한 것으로 나타났으나 더미를 고려하면 申告分에서와 거의 동일한 결과가 나타났다. 더욱이 時間趨勢를 설명변수로 포함한 경우에는 INCMSUR-1에서처럼 國民總生産이 통계적으로 거의 유의하지 않게 나타나고 있는 것을 볼 때 時間趨勢를 설명변수에서 제외하는 것이 바람직하다는 결론을 얻을 수 있다. 또한 이로부터 所得稅 源泉分과 所得, 즉 國民總生産間에는 각각에 대한 趨勢線이 거의 비슷함을 간접적으로 유추할 수 있다. 이에 따라 自然代數線形模型을 이용한 SUR 模型 추정 결과에서 源泉分의 경우에 가장 우수한 推定式은 세 가지 가운데 INCMSUR-2인 것으로 사료된다.

二次差分模型을 이용한 SUR 模型 추정결과는 申告分과 源泉分 세수를 별개로 추정하였을 때와 거의 비슷한 결과를 나타내었다. 두 가지 분석방법에 따른 주된 차이는 추정치의 t -값이 변화하였다는 정도이다. 이러한 점을 고려하여 설명력이 우수하고 세수예측오차가 작은 것은, 申告分과 源泉分의 경우 각각 INCMDISUR-2와 INCMDISUR-1인 것으로 사료된다.

2. 法人稅

가. 法人稅 總計

法人稅의 경우에 주요 설명변수로는, 構造變化를 나타내는 1973년 더미와 一般法人 및 公共法人에 대한 法人稅率(名目稅率), 今期와 前期의 國民總生産 그리고 時間趨勢를 사용하였다. 法人稅의 경우에는, 名目法人稅率이 조정되더라도 각종 損費處理 규정이나 減價償却制度의 改編 등에 따라 稅率의 움직임과 상반되는 방향으로 기업의 활동이 전개되는 경우가 상당히 많은 만큼, 名目法人稅率이 營業利潤에의 投資 등을 비롯한 企業의 諸般 活動에 미치는 직접적인 영향은 크지 않다는 견해가 있다. 따라서 만약 그러한 假定을 받아들인다면 法人稅 稅收函數에서 說明變數로서 名目法人稅率을 채택하는 것은 타당하지 않을 수 있다. 그러나 미시적으로 名目法人稅率이 기업의 投資決定 등 각종 의사결정 과정에 미치는 영향이 거의 없다고 하더라도 대부분의 경우에 法人稅率을 조정하게 되면 總體的인 法人稅 稅收에는 상당한 정도의 영향을 미치게 된다. 더욱이 本 研究에서의 稅收推計의 目的이 稅收豫測에 있는 만큼 稅率調整에 따른 稅收效果를 파악하여야 한다는 점을 고려하여, 本節에서는 名目法人稅率을 說明變數로 채택하였다. 다만 名目法人稅率이 企業의 意思決定 및 營業活動에 미치는 영향이 크지 않다는 점 때문에 名目法人稅率에 대한 推定結果가 統計的으로 有意性이 크지 않은 경우가 많을 것으로 사료되며, 아래의 분석결과에서 보듯이 실제로도 이러한 結果가 나타났다.

먼저 自然代數線形模型에 대한 분석결과를 살펴보자. 時間趨勢에 대한 推定値는, 法人稅率을 說明變數로 포함하지 않은 경우에는 통계적으로 상당히 유의하게 나타났으나 法人稅率을 說明變數로 명시적으로 포함하여 추정된 경우에는 세수에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않음을 알 수 있다. 다만 COR-3의 경우에는 法人稅

<表 III-16> 法人稅 總計의 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位: %, 億원)

| | COR-1 | COR-2 | COR-3 | COR-4 | COR-5 | COR-6 |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| 常 數 | -240.142 (-5.227) | -167.504 (-3.808) | -258.643 (-2.437) | -5.864 (-9.570) | -8.895 (-10.870) | -6.554 (-8.296) |
| 時間趨勢 | 0.122 (5.103) | 0.084 (3.628) | 0.130 (2.386) | - - | - - | - - |
| d_{73} | - - | -0.450 (-3.251) | - - | -0.404 (-3.242) | -0.706 (-4.737) | -0.422 (-3.391) |
| 稅率 _t (一般法人) | - - | - - | 0.012 (0.782) | - - | 0.005 (0.289) | -0.008 (-0.592) |
| 稅率 _{t-1} (一般法人) | - - | - - | 0.021 (1.641) | - - | 0.011 (0.763) | 0.016 (1.527) |
| 稅率 _t (公共法人) | - - | - - | 0.007 (0.562) | 0.028 (3.176) | - - | 0.025 (2.961) |
| 稅率 _{t-1} (公共法人) | - - | - - | -0.011 (-1.411) | -0.010 (-1.380) | - - | -0.009 (-1.267) |
| GNP _t | 1.318 (2.283) | 2.782 (4.093) | 1.107 (2.081) | 2.724 (4.513) | 3.619 (4.090) | 2.717 (4.154) |
| GNP _{t-1} | -0.782 (-1.350) | -1.959 (-3.222) | -0.511 (-0.957) | -1.599 (-2.841) | -2.285 (-2.678) | -1.558 (-2.507) |
| 推定法 | CCR, d=1 | | | | | |
| MMSE | 2.160 | 1.472 | 1.211 | 1.020 | 1.438 | 0.909 |
| LAD | 10.325 | 10.034 | 7.823 | 8.099 | 10.140 | 7.893 |
| 豫測值 | 1996 109,383 | 107,436 | 102,964 | 93,938 | 90,144 | 94,664 |
| | 1997 130,724 | 126,708 | 119,975 | 105,737 | 101,300 | 103,673 |
| | 1998 156,767 | 150,834 | 146,139 | 119,851 | 117,479 | 117,969 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1971년=1971, ..., 1995년=1995임.

2. d_{73} 은 1973년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

率을 명시적으로 고려하더라도 時間趨勢가 유의하게 나타났으나, 國民總生産에 대한 추정결과가 통계적으로 유의하지 않은 것을 볼 때

전반적인 추정결과의 유의성은 낮은 편이라고 할 수 있다. 이러한 결과는 勤勞所得稅에서 본 바와 매우 유사한 것으로 해석되는바, 時間趨勢와 名目法人稅率이 稅收에 미치는 영향이 서로 상충됨에 따라 나타난 것으로 사료된다. 이러한 해석은 다음 項의 法人稅 申告分에 대한 推定結果에서도 대체로 비슷한 양상이 나타나는 것을 볼 때 타당성을 가질 수 있을 것으로 사료된다. 1973년 더미의 경우에는 法人稅率을 명시적으로 설명변수로 포함하여 주요 稅法改正에 따른 稅率의 變化效果를 효과적으로 통제하였는지 여부를 불문하고 추정결과가 통계적으로 상당히 유의하게 나타났는바, 이는 1973년을 전후하여 法人稅의 稅法改正에 따라 法人稅 稅收構造가 상당히 크게 변화하였던 것이 法人稅 稅收函數에 構造的인 變化를 야기하였음을 시사해 주는 것이다.

國民總生産에 대한 추정결과를 보면 今期 및 前期의 國民總生産 모두 비교적 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 다만 前期의 國民總生産에 대한 係數 推定值가 절대값은 今期の 경우에 비해 작지만 음의 값을 가진 것으로 나타나 景氣가 호황국면으로 접어들면서 國民總生産의 增加率이 커질수록 法人稅 稅收는 더욱 크게 증가한다는 것을 간접적으로 보여 주고 있다. 이러한 관계를 COR-1의 경우를 예로 들어 數式으로 설명하면 다음과 같다.

$$1.318\ln(\text{國民總生産}_t) - 0.782\ln(\text{國民總生産}_{t-1}) \\ = 0.536\ln(\text{國民總生産}_t) + 0.782\ln\left(\frac{\text{國民總生産}_{t-1}}{\text{國民總生産}_{t-1}}\right)$$

즉 國民總生産이 法人稅 稅收에 미치는 영향은 今期の 國民總生産이 1% 증가할 때 稅收는 0.536% 증가하고 또한 國民總生産의 增加率이 1% 커질 경우 稅收는 0.782% 증가함을 보여주는 것으로 해석할 수 있는바, 이로부터 國民總生産이 더욱 크게 증가하여 法人의 營業利潤이 더욱 크게 확대될수록 法人稅 課標의 增大에 따라

稅收가 더욱 가속적으로 증가하게 된다고 할 수 있다.

自然代數線形模型 가운데 稅收豫測誤差가 가장 작을 뿐더러 법인세율을 설명변수로서 명시적으로 도입하고 있는 COR-6이 法人稅總計에 대한 稅收函數로서 가장 우수한 것으로 사료된다.

二次差分模型에 대한 法人稅의 추정결과는 다음과 같다.

時間趨勢에 대한 추정결과는 自然代數線形模型에서의 결과와 달리 법인세율을 명시적으로 포함시켰는지의 여부에 관계없이 統計的으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 所得稅에 대한 推定結果에서 본 바와 마찬가지로 2次에 걸친 資料의 差分過程에서 時間趨勢의 說明力이 消去되었기 때문인 것으로 사료된다. 國民總生產에 대한 추정결과도 統計的으로 상당히 有意性이 큰 것으로 나타났다. 다만 前期 國民總生產에 대한 係數도 陽의 값을 가지는 것으로 나타난 것이 특징적이다. 이는 今期 및 前期의 國民總生產 增加率 隔差, 즉

$$\Delta^2 \ln(\text{國民總生產}_t) = \ln\left(\frac{\text{國民總生產}_t}{\text{國民總生產}_{t-1}}\right) - \ln\left(\frac{\text{國民總生產}_{t-1}}{\text{國民總生產}_{t-2}}\right)$$

$$\Delta^2 \ln(\text{國民總生產}_{t-1}) = \ln\left(\frac{\text{國民總生產}_{t-1}}{\text{國民總生產}_{t-2}}\right) - \ln\left(\frac{\text{國民總生產}_{t-2}}{\text{國民總生產}_{t-3}}\right)$$

이 모두 法人稅 稅收에 미치는 영향이 큰 것을 의미하는 것이다. 이는 곧 法人의 營業利潤 增減의 變化, 즉 營業利潤 變化의 加速度가 國民總生產의 變化의 加速度와 매우 깊은 관계가 있음을 시사해 주는 것으로, 法人稅 課標의 變化는 國民總生產의 變化의 加速度에 크게 의존한다고 할 수 있다. 다시 말해, 經濟가 好況局面에 접어들면서 國民總生產이 가속적으로 증가하게 되는 경우에는 法人의 營業利潤도 이에 따라 가속적으로 증가하는 반면, 景氣下降에 따라 國民總生產의 增加率이 하락함으로써 國民總生產 變化의 加速度가 둔화되는 경우에는 營業利潤이 오히려 감소될 수 있음을 보여주는

<表 III-17> 法人稅 總計의 推定結果(二次差分模型)

(單位: %, 億圓)

| | CORDI-1 | CORDI-2 | CORDI-3 | CORDI-4 | CORDI-5 | CORDI-6 |
|-----------------------------|---|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| 常 數 | 0.019 (0.394) | 0.025 (0.844) | 0.019 (0.388) | -0.002 (-0.060) | 8.090 (0.825) | 0.020 (0.404) |
| 時間趨勢 | - | - | - | - | -0.004 (-0.822) | - |
| d_{73} | -0.271 (-1.282) | - | -0.391 (-2.340) | -0.654 (-1.780) | 0.327 (0.727) | -0.380 (-2.181) |
| 稅率 _t (一般法人) | 0.015 (0.616) | 0.003 (0.132) | - | - | - | - |
| 稅率 _{t-1} (一般法人) | 0.032 (1.482) | 0.020 (1.051) | 0.030 (1.769) | - | - | - |
| 稅率 _t (公共法人) | 0.025 (1.451) | 0.015 (1.026) | - | 0.023 (1.767) | - | - |
| 稅率 _{t-1} (公共法人) | 0.006 (0.291) | -0.008 (-0.516) | 0.012 (0.732) | - | - | - |
| GNP _t | 2.743 (2.510) | 2.858 (2.897) | 2.753 (2.617) | 1.964 (1.710) | 2.954 (2.990) | 2.533 (2.328) |
| GNP _{t-1} | 0.523 (0.435) | 0.703 (0.677) | 0.714 (0.643) | 0.033 (0.029) | 1.729 (1.459) | 1.461 (1.346) |
| R ² | 0.588 <0.395> | 0.459 <0.243> | 0.522 <0.382> | 0.430 <0.295> | 0.438 <0.306> | 0.418 <0.326> |
| D.W. | 2.367 | 2.097 | 2.532 | 2.532 | 2.129 | 2.774 |
| 推定法 | OLS | C-O | OLS | C-O | C-O | OLS |
| MMSE | 4.313 | 5.197 | 4.904 | 4.975 | 11.723 | 6.656 |
| LAD | 14.632 | 16.328 | 16.695 | 16.782 | 23.799 | 18.982 |
| 豫測值 | 1996 99,334 1997 116,595 1998 147,767 | 99,824 115,130 140,629 | 99,339 112,701 129,164 | 98,324 109,835 122,055 | 96,594 101,552 103,392 | 99,995 113,237 129,144 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1973년=1973, ..., 1995년=1995임.

2. d_{73} 은 1973년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

것이다. 이는 投資에 대한 加速度 原理와 다소의 차이가 있기는 하지만 대체로 비슷한 논리가 적용되는 것으로 볼 수 있다⁴⁾.

1973년 더미의 경우에는 어떠한 法人稅率을 설명변수로 사용하였는가에 추정치의 t -값이 다소 민감한 반응을 보이고 있다. 이상의 논의를 바탕으로 할 때 稅收豫測誤差가 비교적 작고 推定值의 t -값이 높은 推定式은 CORDI-3인 것으로 사료된다.

나. 法人稅 申告分

法人稅 申告分에 대한 稅收函數의 說明變數는 法人稅 總計의 경우와 비슷하다. 다만 이용 가능한 法人稅 申告分 資料가 1977년부터인 관계로 그 이전 시기의 구조변화를 나타내는 1973년 더미는 사용할 수 없었다.

먼저 自然代數線形模型에 대한 분석결과를 보면, 법인세 총계에서 본 바와 마찬가지로 時間趨勢는 統計的으로 有意하지 않은 것으로 나타났다. 國民總生產에 대한 추정결과는 법인세 총계에서의 추정결과와 매우 비슷한 모습을 보이고 있다. 今期の 國民總生產의 경우 t -값이 대체로 높은 반면 前期의 경우에는 陰의 값을 가지면서 t -값이 다소 낮게 나타났다. 法人稅 申告分 稅收가 전년도 영업실적에 대한 법인세 확정신고시의 申告分 稅收와 금년도 영업실적이 일부 반영되는 中間豫納分 稅收로 구성됨을 고려할 때 이와 같이 前期의 國民總生產에 대한 係數 推定值의 값이 陰으로 나타난 것은 다소 의외의 결과로 받아들여질 수도 있다. 그러나 이는 법인들의 영업실적의 등락 폭이 국민총생산의 등락 폭보다 훨씬 크다는 점을 감안하면, 景氣가 호전되어 영업실적이 증가할수록 法人稅 課標는 遞增하게 됨을 보여주는 것이다. 따라서 앞의 項에서 간략히

4) 이러한 측면에 초점을 맞추어 法人稅 稅收函數에 대한 說明變數로 設備 投資를 사용하는 것이 좋다는 견해도 있다. 그러나 本 研究에서는 이를 고려하지 않았다.

<表 III-18> 法人稅 申告分의 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位：%, 億원)

| | CORS-1 | CORS-2 | CORS-3 | CORS-4 |
|--------------------------------|--------------------|----------------------|--------------------|--------------------|
| 常 數 | -5.888 (-3.844) | -175.729 (-1.403) | -6.797 (-4.476) | 19.732 (0.184) |
| 時 間 趨 勢 | - | 0.088 (1.340) | - | -0.013 (-0.238) |
| 稅率 _t (一 般 法 人) | -0.033 (-1.997) | -0.012 (-0.985) | 0.002 (0.178) | -0.002 (-0.244) |
| 稅率 _{t-1} (一 般 法 人) | 0.030 (2.739) | 0.026 (2.624) | - | - |
| 稅率 _t (公 共 法 人) | 0.029 (2.777) | 0.013 (2.124) | 0.0001 (0.012) | 0.006 (0.922) |
| 稅率 _{t-1} (公 共 法 人) | -0.024 (-3.795) | -0.024 (-3.180) | - | - |
| GNP _t | 2.930 (3.431) | 2.044 (1.499) | 2.906 (2.957) | 2.389 (1.831) |
| GNP _{t-1} | -1.836 (-2.263) | -1.289 (-1.179) | -1.749 (-1.886) | -1.217 (-1.133) |
| 推定法 | CCR, d=3 | | | |
| MMSE | 1.036 | 0.797 | 1.075 | 0.980 |
| LAD | 8.106 | 7.116 | 7.920 | 7.727 |
| 豫 測 值 | 1996 | 1997 | 1998 | |
| | 62,816 | 66,246 | 74,804 | 62,915 |
| | | 74,917 | 88,935 | 62,044 |
| | | | | 70,028 |
| | | | | 79,653 |
| | | | | 63,236 |
| | | | | 70,796 |
| | | | | 79,648 |

註：1. 1977~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1977년=1977, ..., 1995년=1995임.

2. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

설명한 바에 의해 今期와 前期의 國民總生産에 대한 係數 推定值의 符號가 正반대로 나타난 결과를 쉽게 이해할 수 있을 것이다. 今期와 前期의 國民總生産에 대한 係數 推定值의 合은 1에 매우 가까운 데 이는 法人稅 申告分 稅收가 所得에 대해 單位彈力的임을 시사해

<表 III-19> 法人稅 申告分의 推定結果(二次差分模型)

(單位: %, 億원)

| | CORSDI-1 | CORSDI-2 | CORSDI-3 | CORSDI-4 | CORSDI-5 | CORSDI-6 |
|-----------------------------|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 常數 | 0.016 (0.428) | 0.013 (0.319) | -3.540 (-0.149) | 0.011 (0.323) | 0.016 (0.440) | 0.019 (0.480) |
| 時間趨勢 | - | - | 0.002 (0.149) | - | - | - |
| 稅率 _t (一般法人) | - | -0.009 (-0.456) | - | - | -0.017 (-0.856) | -0.004 (-0.189) |
| 稅率 _{t-1} (一般法人) | - | - | - | - | 0.023 (1.256) | 0.018 (0.950) |
| 稅率 _t (公共法人) | - | 0.014 (1.045) | 0.018 (1.027) | 0.009 (0.621) | 0.006 (0.419) | - |
| 稅率 _{t-1} (公共法人) | - | - | 0.004 (0.229) | -0.012 (-0.885) | -0.019 (-1.284) | - |
| GNP _t | 1.440 (1.276) | 1.592 (1.339) | 1.678 (1.186) | 1.585 (1.402) | 1.825 (1.569) | 1.584 (1.320) |
| GNP _{t-1} | 2.059 (1.811) | 1.727 (1.286) | 1.348 (0.934) | 1.503 (1.207) | 1.828 (1.384) | 2.160 (1.711) |
| R ² | 0.199 <0.076> | 0.313 <0.063> | 0.305 - | 0.236 - | 0.416 <0.026> | 0.282 <0.021> |
| D.W | 2.262 | 2.220 | 2.486 | 2.166 | 2.322 | 2.273 |
| 推定法 | C-0 | C-0 | OLS | C-0 | C-0 | C-0 |
| MMSE | 3.919 | 3.221 | 3.120 | 3.541 | 2.743 | 3.572 |
| LAD | 17.045 | 15.554 | 15.491 | 16.841 | 14.273 | 15.781 |
| 豫測值 | | | | | | |
| 1996 | 55,924 | 55,576 | 55,522 | 55,490 | 55,602 | 55,998 |
| 1997 | 58,628 | 56,947 | 58,319 | 57,908 | 56,062 | 58,406 |
| 1998 | 61,471 | 58,291 | 61,631 | 60,388 | 59,321 | 63,253 |

註: 1. 1977~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1979년=1979, ..., 1995년=1995임.

2. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

주는 것이다.

法人稅 申告分의 自然代數線形模型 가운데 稅收豫測誤差가 작은 것으로는 CORS-2와 CORS-4를 들 수 있으나, 두 가지 모두 時間趨勢의 統計的 有意性이 낮다는 점을 고려하면 네 가지 推定式 가운데 CORS-1이 가장 우수한 모형으로 사료된다.

二次差分模型을 이용한 法人稅 申告分의 稅收函數에 대한 분석결과는 모두 여섯 가지를 보고하였다. 여섯 가지의 경우를 포함하여 분석한 결과를 종합해 보면 時間趨勢는 統計的으로 有意하지 않은 것으로 나타났다. 법인세율에 대한 추정치의 t-값은 상대적으로 작은 것으로 나타났지만 法人稅率이 法人稅 申告分 稅收에 미치는 영향이 크다는 점을 고려하여 그 결과를 함께 보고하였다. 前期의 국민총생산에 대한 계수 추정치는 二次差分模型을 이용한 法人稅 總計에 대한 분석결과와 마찬가지로 陽의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이로부터 國民總生產의 增減率과 稅收間에 有意性이 높은 正의 관계가 성립하는 것을 알 수 있다. 法人稅 申告分의 경우에 가장 稅收豫測誤差가 작은 것으로는 CORSDI-5를 들 수 있다.

다. 法人稅 源泉分

法人稅 源泉分 稅收은 대부분 利子所得과 配當所得으로 구성되어 있다. 따라서 法人稅 源泉分에 대해서는 利子·配當所得稅率, 國民總生產, 稅收函數의 構造變化를 나타내는 1985년 및 1991년 더미를 설명변수로 사용하였다. 時間趨勢의 경우에는 自然代數線形模型과 二次差分模型에 대한 분석결과 모두에서 統計的으로 有意하지 않은 것으로 나타나 CORWDI-3을 제외하고는 모두 설명변수에서 제외하였다.

먼저 自然代數線形模型에 대한 추정결과를 살펴보자.

法人稅 源泉分에 대한 稅收函數의 構造變化를 나타내는 1991년 더미의 경우 수준 및 기울기 더미를 막론하고 推定值의 統計的 有意性이 다소 낮은 것으로 나타났다. 또한 利子·配當所得稅率의 係

<表 III-20> 法人稅 源泉分의 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位：%，億원)

| | CORW-1 | CORW-2 | CORW-3 | CORW-4 | CORW-5 | CORW-6 |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| 常數 | -8.236 (-4.564) | -14.694 (-9.270) | -7.759 (-4.062) | -15.394 (-12.387) | -7.945 (-4.391) | -8.138 (-3.857) |
| d_{85} | -15.636 (-2.830) | - | -16.857 (-4.271) | - | -13.433 (-2.578) | -18.502 (-5.913) |
| d_{91} | 9.541 (0.583) | -1.364 (-0.064) | - | - | 9.718 (0.782) | - |
| 利子·配當稅率 | 0.040 (1.086) | 0.054 (1.136) | 0.006 (0.231) | 0.060 (2.252) | - | - |
| GNP_t | 1.086 (7.656) | 1.579 (15.018) | 1.075 (7.256) | 1.630 (15.266) | 1.095 (7.659) | 1.111 (6.653) |
| $GNP_t \times d_{85}$ | 1.158 (2.881) | - | 1.250 (4.330) | - | 0.999 (12.626) | 1.362 (5.834) |
| $GNP_t \times d_{91}$ | -0.652 (-0.575) | 0.110 (0.076) | - | - | -0.635 (-0.743) | - |
| 推定法 | CCR, d=2 | | | | | |
| MMSE | 8.321 | 8.436 | 8.674 | 9.927 | 8.125 | 9.187 |
| LAD | 18.791 | 23.106 | 19.943 | 25.528 | 18.632 | 21.088 |
| 豫測值 | 1996 34,749 | 33,188 | 48,369 | 28,567 | 36,292 | 54,294 |
| | 1997 41,712 | 40,284 | 63,151 | 34,440 | 42,903 | 72,092 |
| | 1998 49,964 | 48,787 | 82,192 | 41,429 | 50,618 | 95,405 |

註：1. 1977~1995년 자료를 사용하였음.

2. d_{85} , d_{91} 은 각각 1985년, 1991년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. () 와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R^2 값임.

數에 대한 推定値는, 1985년과 1991년 더미를 說明變數에 포함하고 있는 推定式에서는 t-값이 매우 낮아 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있는 반면, 더미를 포함하지 않은 推定式의 경우에는 t-값이 매우 높은 것을 볼 수 있다. 이는 더미(특히 1991년 더미)와 利子·配當所得稅率間에 상당히 큰 線形的 比例關係가

<表 III-21> 法人稅 源泉分의 推定結果(二次差分模型)

(單位：%，億원)

| | CORWDI-1 | CORWDI-2 | CORWDI-3 | CORWDI-4 | CORWDI-5 | CORWDI-6 | |
|------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------|
| 常 數 | -0.072 (-0.680) | -0.073 (-0.779) | -33.704 (-0.798) | -0.113 (-1.136) | -0.034 (-0.424) | -0.073 (-0.811) | |
| 時間趨勢 | - | - | 0.017 (0.795) | - | - | - | |
| d ₈₅ | -46.197 (-1.461) | -50.469 (-1.440) | -54.414 (-1.668) | -50.406 (-1.585) | - | -49.837 (-1.509) | |
| d ₉₁ | 11.767 (0.141) | - | -34.283 (-0.517) | -51.449 (-0.846) | -4.657 (-0.083) | - | |
| 利子·配當 稅 率 | 0.034 (1.116) | 0.002 (0.102) | - | - | - | - | |
| GNP _t | -6.226 (-3.235) | -5.808 (-2.466) | -6.869 (-3.351) | -6.427 (-3.292) | -4.367 (-2.865) | -5.838 (-2.608) | |
| GNP _t × d ₈₅ | 3.417 (1.461) | 3.734 (1.441) | 4.024 (1.668) | 3.728 (1.585) | - | 3.687 (1.510) | |
| GNP _t × d ₉₁ | -0.772 (-0.134) | - | - | 3.567 (0.852) | 0.351 (0.091) | - | |
| R ² | 0.513 <0.188> | 0.355 <0.120> | 0.398 - | 0.463 <0.195> | 0.412 <0.264> | 0.356 <0.195> | |
| D.W | 1.711 | 2.078 | 2.007 | 1.803 | 2.327 | 2.072 | |
| 推定法 | C-0 | | | | | | |
| MMSE | 6.621 | 9.477 | 7.107 | 7.180 | 9.241 | 9.496 | |
| LAD | 19.779 | 25.268 | 21.794 | 22.466 | 20.945 | 25.276 | |
| 豫測值 | 1996 | 38,898 | 44,410 | 48,605 | 41,260 | 48,331 | 44,989 |
| | 1997 | 49,232 | 54,327 | 71,784 | 43,679 | 67,108 | 55,148 |
| | 1998 | 68,886 | 62,694 | 111,266 | 41,269 | 90,606 | 63,053 |

註：1. 1977~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1979년=1979, ..., 1995년=1995임.

2. d₈₅, d₉₁은 각각 1985년, 1991년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

있기 때문인 것으로 사료된다. 즉 利子·配當所得稅率과 構造變化를 나타내는 더미간에는 說明力이 대체로 비슷한바 後者가 前者와 상당히 비슷한 모습을 보이기 때문이다.

이상의 논의를 종합적으로 검토해 볼 때, 法人稅 源泉分 稅收가 대부분 法人의 利子·配當所得과 밀접한 관련이 있다는 점에서 利子·配當所得稅率 또는 이와 통계적으로 상당히 상관관계가 큰 것으로 판단되는 더미 가운데 하나를 설명변수로 선택하는 것이 필요하다. 이러한 요소와 세수예측오차를 나타내는 MMSE와 LAD를 감안할 때 自然代數線形模型 가운데에는 CORW-5가 가장 우수한 推定式인 것으로 사료된다.

二次差分模型을 이용하여 추정한 경우에도 위에서의 논의와 매우 유사한 결론을 도출할 수 있다. 다만 二次差分模型의 경우에는 利子·配當所得稅率에 대한 변화가 갖지 않았다는 점을 고려할 때 차분과정에서 그 효과가 반감된 것으로 판단되는바 稅率에 대한 추정 결과가 통계적으로 유의하지 않게 나타났으며, 그러한 경우에 있어 國民總生産에 대한 係數 推定值도 陰으로 나타났다. 이는 利子·配當所得稅의 추정결과와도 일맥상통하는 것으로 사료된다. 二次差分模型의 경우에는 CORWDI-1이 가장 稅收豫測誤差가 작은 것으로 사료된다.

라. 法人稅 申告分과 源泉分의 SUR 模型 推定結果

法人稅 申告分 稅收函數와 源泉分 稅收函數를 병렬하여 분석한 결과는 <表 III-22>와 <表 III-23>에 나타난 바와 같다.

自然代數線形模型의 경우, 法人稅 源泉分에 대한 설명변수는 모두 동일하게 사용하였다. 왜냐하면 源泉分 稅收가 대부분 利子·配當所得으로 구성되어 있는 만큼 설명변수도 이에 대응하여 일정할 뿐더러 회귀분석 결과도 이를 뒷받침해 주고 있기 때문이다. 다만 源泉分에 대한 추정결과는 SUR 模型의 특성상 申告分 稅收函數와

<表 III-22> 法人稅 申告分과 源泉分의 SUR 模型 推定結果
(一般自然代數線形模型)

(單位：%，億원)

| | CORSUR-1 | | CORSUR-2 | | CORSUR-3 | | | | | |
|-----------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------|--------|--------|---------|
| | 申告分 | 源泉分 | 申告分 | 源泉分 | 申告分 | 源泉分 | | | | |
| 常 數 | -6.469 (-13.051) | -7.335 (-7.551) | -5.719 (-6.915) | -7.912 (-8.432) | -10.509 (-18.647) | -5.570 (-10.715) | | | | |
| d_{85} | - | -16.832 (-5.173) | - | -21.042 (-6.310) | - | -13.597 (-9.345) | | | | |
| d_{91} | - | 12.689 (2.094) | - | 15.034 (2.258) | - | 14.981 (6.140) | | | | |
| 稅率 _t (一般法人) | - | - | -0.001 (-0.115) | - | -0.002 (-0.327) | - | | | | |
| 稅率 _{t-1} (一般法人) | - | - | - | - | 0.023 (5.729) | - | | | | |
| 稅率 _t (公共法人) | 0.009 (2.310) | - | 0.005 (1.344) | - | -0.008 (-2.267) | - | | | | |
| 稅率 _{t-1} (公共法人) | -0.008 (-3.152) | - | - | - | -0.003 (-1.309) | - | | | | |
| 利子·配當 稅 率 | - | 0.059 (4.274) | - | 0.062 (3.983) | - | 0.034 (5.276) | | | | |
| GNP_t | 2.507 (5.818) | 0.998 (13.342) | 2.349 (3.858) | 1.041 (14.464) | 3.445 (8.058) | 0.877 (22.506) | | | | |
| GNP_{t-1} | -1.367 (-3.354) | - | -1.263 (-2.174) | - | -2.062 (-5.010) | - | | | | |
| $GNP_t \times d_{85}$ | - | 1.258 (5.328) | - | 1.557 (6.437) | - | 1.041 (9.935) | | | | |
| $GNP_t \times d_{91}$ | - | -0.884 (-2.118) | - | -1.063 (-2.311) | - | -1.007 (-6.018) | | | | |
| 推定法 | SUCCR | | | | | | | | | |
| MMSE | 0.890 | 8.453 | 0.556 | 0.978 | 9.157 | 0.643 | 1.327 | 8.187 | 0.984 | |
| LAD | 7.435 | 19.317 | 5.375 | 7.815 | 21.966 | 6.347 | 9.486 | 19.307 | 7.898 | |
| 豫測值 | 1996 | 61,943 | 30,078 | 92,021 | 62,784 | 30,302 | 93,086 | 65,994 | 25,647 | 91,641 |
| | 1997 | 69,956 | 32,864 | 102,820 | 70,520 | 36,134 | 106,654 | 72,870 | 28,469 | 101,339 |
| | 1998 | 79,459 | 38,395 | 117,854 | 79,626 | 43,001 | 122,627 | 84,996 | 31,564 | 116,560 |

註：1. 1977~1995년 자료를 사용하였음.

2. d_{85} , d_{91} 은 각각 1985년, 1991년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

<表 III-23> 法人稅 申告分과 源泉分의 SUR 模型 推定結果
(二次差分模型)

(單位：%，億원)

| | CORDISUR-1 | | | CORDISUR-2 | | | CORDISUR-3 | | |
|-----------------------------|--------------------|---------------------|---------|--------------------|---------------------|---------|--------------------|--------------------|---------|
| | 申告分 | 源泉分 | | 申告分 | 源泉分 | | 申告分 | 源泉分 | |
| 常 數 | 0.017 (0.383) | 0.017 (0.200) | | 0.014 (0.298) | -0.017 (-0.207) | | -0.009 (-0.206) | 0.014 (0.192) | |
| d_{85} | - | -18.646 (-0.691) | | - | -35.283 (-1.506) | | - | 0.045 (0.222) | |
| d_{91} | - | 34.288 (0.553) | | - | -3.745 (-0.072) | | - | 0.590 (2.523) | |
| 稅率 _t (一般法人) | -0.019 (-1.283) | - | | -0.019 (-1.544) | - | | 0.004 (0.209) | - | |
| 稅率 _{t-1} (一般法人) | 0.020 (1.325) | - | | - | - | | 0.026 (1.662) | - | |
| 稅率 _t (公共法人) | 0.004 (0.388) | - | | 0.013 (1.503) | - | | 0.019 (1.561) | - | |
| 稅率 _{t-1} (公共法人) | -0.013 (-0.997) | - | | - | - | | -0.003 (-0.209) | - | |
| 利子·配當 稅 率 | - | 0.034 (1.312) | | - | 0.026 (1.213) | | - | 0.031 (1.346) | |
| GNP_t | 2.356 (2.335) | -5.657 (-2.971) | | 2.312 (2.131) | -6.042 (-3.173) | | 1.544 (1.535) | -5.202 (-2.930) | |
| GNP_{t-1} | 3.208 (3.729) | - | | 3.229 (3.687) | - | | - | - | |
| $GNP_t \times d_{85}$ | - | 1.392 (0.696) | | - | 2.629 (1.518) | | - | - | |
| $GNP_t \times d_{91}$ | - | -2.325 (-0.546) | | - | 0.289 (0.081) | | - | - | |
| R^2 | 0.478 <0.138> | | | 0.428 <0.142> | | | 0.442 <0.200> | | |
| D.W | 2.154 | 1.390 | | 2.130 | 1.378 | | 2.587 | 1.367 | |
| 推定法 | IFGLS | | | | | | | | |
| MMSE | 2.892 | 8.701 | 1.761 | 3.424 | 9.214 | 1.885 | 2.933 | 9.578 | 1.948 |
| LAD | 13.711 | 20.955 | 10.583 | 14.921 | 22.127 | 11.215 | 14.982 | 22.111 | 11.783 |
| 豫測 值 | 1996 55,625 | 44,381 | 99,706 | 55,223 | 42,434 | 97,657 | 54,230 | 43,995 | 98,225 |
| | 1997 53,974 | 71,809 | 125,783 | 53,643 | 59,337 | 112,980 | 55,874 | 68,611 | 124,485 |
| | 1998 54,329 | 141,630 | 195,959 | 51,564 | 93,118 | 144,682 | 60,018 | 127,756 | 186,774 |

註：1. 1977~1995년 자료를 사용하였음.

2. d_{85} , d_{91} 은 각각 1985년, 1991년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R^2 값임.

共分散의 영향을 상당히 크게 받을 수도 있는 만큼 보다 정확한 추정결과를 얻기 위해서는 稅收豫測誤差 등을 종합적으로 고려하는 것이 필요하다. 그러한 측면에서 源泉分의 경우에는 CORSUR-1이 가장 우수한 추정결과인 것으로 사료된다.

法人稅 申告分의 경우에는 일반적인 예상과 마찬가지로 前期의 國民總生産에 대한 추정결과가 통계적으로 상당히 유의하게 나타났을 뿐더러 이 경우 今期의 國民總生産에 대한 추정결과도 좋지 않았다. 이는 法人稅 申告分을 별개로 추정하였을 경우 前期의 국민총생산의 계수 추정치의 t -값이 다소 작게 나타났던 것과 반대되는 결과인데 별도로 분석하는 경우에 비해 兩者를 병렬하여 분석할 때 보다 많은 정보를 활용할 수 있으므로 推定値의 統計的 有意性이 제고되었기 때문인 것으로 판단된다. 今期 및 前期의 國民總生産에 대한 係數는 1에 매우 가까운 數値를 보이고 있는데 <表 III-18>에서 今期和 前期의 國民總生産에 대한 係數의 합이 1에 가깝다는 점과 비교하면, 法人稅 申告分에 대한 所得彈性이 1과 거의 비슷하다는 결론을 유도함에 있어 실질적인 차이는 크지 않은 것으로 사료된다. 法人稅率에 대한 추정결과는 推定式마다 제각각인바 그 가운데 공공법인에 대한 세율이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이러한 것을 종합적으로 볼 때 申告分의 경우에는 CORSUR-1이 가장 우수한 것으로 판단된다.

二次差分模型의 경우에는 自然代數線形模型에서와 마찬가지로 申告分의 경우 今期 및 前期의 國民總生産에 대한 추정결과가 통계적으로 상당히 유의하게 나타난 반면, 法人稅率에 대해서는 전반적으로 統計的 有意性이 다소 낮은 것으로 나타났다.

이러한 점들을 종합하여 판단할 때 法人稅 申告分의 경우에는 CORDISUR-1이 가장 우수하다고 할 수 있다. 源泉分의 경우에는 推定式에 따라 추정치의 값이 매우 크게 차이를 보일 뿐만 아니라 향후의 세수에 측치도 비현실적으로 크게 나타나는 등 추정결과가

매우 나쁜 것으로 사료되는바 이러한 방법으로 源泉分 稅收函數를 분석하는 것은 적절하지 않은 것으로 판단된다.

3. 相續稅

相續稅는 相續分과 贈與分으로 구분된다. 相續稅는 稅收의 原因發生時點과 徵收時點間에 상당히 時差가 크기 때문에 설명변수로 今期와 前期 및 直前2期の 國民總生産과 主要 稅法改正이나 構造變化를 나타내는 더미, 時間趨勢를 사용하였다.

가. 相續稅 相續分

相續稅 相續分에 대한 自然代數線形模型의 추정결과를 보면, 時間趨勢가 陽數로서 t -값도 매우 크게 나타나 統計的으로 有意성이 높은 것으로 해석된다. 相續分에 대한 주요 稅法改正과 課標調整 등을 나타내는 構造變化 要因으로 1975년, 1981년, 1990년, 1991년의 네 가지 더미를 사용하였다. 그 가운데 1990년 더미의 경우에서만 추정결과가 유의하지 않은 것으로 나타났을 뿐 나머지에 대해서는 推定値가 모두 陽의 값을 가지면서 統計的으로 상당히 유의하게 나타났다. 이는 곧 稅法改正이나 相續稅 相續分과 관련한 諸般 課稅環境이 점차 강화되어 왔음을 의미한다고 할 수 있다. 國民總生産에 대한 추정결과를 보면, 앞서서도 간략히 언급하였듯이 相續稅 相續分の 경우에는 일반적으로 原因發生時點과 徵收時點間에 상당히 긴 時差가 있는 만큼 今期の 國民總生産에 대한 추정결과가 유의하지 않게 나타난 반면에 前期 및 直前2期の 國民總生産에 대한 推定値는 상대적으로 統計的인 有意성이 높은 것은 이러한 것에 그 원인이 있는 것으로 판단된다. 이상의 논의로부터 相續稅 相續分 稅收函數 가운데 가장 우수한 推定式은 SNGH-3인 것으로 판단된다.

<表 III-24> 相續稅 相續分의 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位：%, 億원)

| | | SNGH-1 | SNGH-2 | SNGH-3 | SNGH-4 |
|--------------------|------|----------|----------|-----------|-----------|
| 常 數 | | -971.161 | -953.611 | -1110.822 | -1094.726 |
| | | (-5.458) | (-5.158) | (-7.479) | (-6.876) |
| 時 間 趨 勢 | | 0.505 | 0.496 | 0.579 | 0.570 |
| | | (5.429) | (5.140) | (7.443) | (6.851) |
| d ₇₅ | | 2.043 | 2.042 | 2.144 | 2.141 |
| | | (4.423) | (4.223) | (4.723) | (4.421) |
| d ₈₁ | | 1.090 | 1.125 | 1.064 | 1.036 |
| | | (3.402) | (3.324) | (3.271) | (3.103) |
| d ₉₀ | | - | -0.154 | - | 0.112 |
| | | - | (-0.472) | - | (0.396) |
| d ₉₁ | | 1.119 | 1.311 | 1.008 | 0.899 |
| | | (5.241) | (3.326) | (4.825) | (3.468) |
| GNP _t | | 4.899 | 6.062 | - | - |
| | | (1.262) | (1.332) | - | - |
| GNP _{t-1} | | -13.582 | -15.714 | -4.952 | -5.015 |
| | | (-1.862) | (-1.821) | (-2.115) | (-2.025) |
| GNP _{t-2} | | 6.481 | 7.490 | 2.356 | 2.464 |
| | | (1.625) | (1.620) | (1.072) | (1.054) |
| 推定法 | | CCR, d=2 | | | |
| MMSE | | 8.961 | 11.096 | 5.769 | 5.647 |
| LAD | | 23.569 | 26.405 | 19.039 | 18.837 |
| 豫 測 值 | 1996 | 5,395 | 5,383 | 6,092 | 5,960 |
| | 1997 | 7,322 | 7,332 | 8,223 | 8,033 |
| | 1998 | 9,780 | 9,801 | 11,061 | 10,779 |

註：1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1972년=1972, ..., 1995년=1995임.

2. d₇₅, d₈₁, d₉₀, d₉₁은 각각 1975년, 1981년, 1990년, 1991년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

<表 III-25> 相續稅 相續分의 推定結果(二次差分模型)

(單位：%, 億원)

| | | SNGHDI-1 | SNGHDI-2 | SNGHDI-3 | SNGHDI-4 |
|-----|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 常 | 數 | 11.985 (0.406) | 11.047 (0.359) | 0.015 (0.166) | 0.015 (0.159) |
| 時 | 間 趨 勢 | -0.006 (-0.405) | -0.006 (-0.359) | - | - |
| | d ₇₅ | 0.761 (2.167) | 0.734 (1.949) | 0.758 (2.221) | 0.727 (1.997) |
| | d ₈₁ | 0.859 (2.514) | 0.887 (2.419) | 0.868 (2.618) | 0.898 (2.541) |
| | d ₉₀ | - | 0.122 (0.286) | - | 0.139 (0.336) |
| | d ₉₁ | -0.149 (-0.424) | -0.083 (-0.192) | -0.140 (-0.412) | -0.066 (-0.159) |
| | GNP _t | 1.783 (0.821) | 1.538 (0.640) | 1.791 (0.849) | 1.514 (0.651) |
| | GNP _{t-1} | -2.093 (-0.866) | -1.835 (-0.690) | -1.951 (-0.840) | -1.671 (-0.659) |
| | GNP _{t-2} | 0.207 (0.098) | 0.282 (0.128) | 0.378 (0.188) | 0.448 (0.215) |
| | R ² | 0.564 <0.345> | 0.566 <0.299> | 0.559 <0.382> | 0.562 <0.343> |
| | D.W | 2.262 | 2.276 | 2.259 | 2.276 |
| 推定法 | | OLS | | | |
| | MMSE | 99.856 | 99.858 | 99.949 | 99.939 |
| | LAD | 99.827 | 99.928 | 99.971 | 99.968 |
| 豫 | 1996 | 6,458 | 6,534 | 6,965 | 7,012 |
| 測 | 1997 | 6,611 | 6,793 | 8,287 | 8,376 |
| 值 | 1998 | 6,378 | 6,680 | 10,057 | 10,180 |

註：1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1974년=1974, ..., 1995년=1995임.

2. d₇₅, d₈₁, d₉₀, d₉₁은 각각 1975년, 1981년, 1990년, 1991년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

二次差分模型에 대한 분석결과는 다음과 같다.

時間趨勢에 대한 統計的 有意性은 상당히 낮게 나타났다. 稅法改正이나 構造變化를 포착하기 위한 더미는 1975년과 1981년 더미의 경우에는 自然代數線形模型에서와 마찬가지로 有意하지만 1990년과 1991년 더미는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 國民總生產에 대한 추정결과도 有意性이 대체로 낮게 나타났다. 그러나 이러한 것은 각 변수를 差分하는 과정에서 原始資料가 가지고 있는 情報가 일부 遺失되기 때문인 것으로 사료된다. 相續分의 二次差分模型 推定式 가운데 가장 우수한 것은 SNGHDI-3으로 판단된다.

나. 相續稅 贈與分

相續稅 贈與分의 경우에도 相續稅 相續分의 경우와 마찬가지로 時間趨勢에 대한 추정결과가 質的인 측면에서 볼 때 상당히 유사한 것으로 나타났다. 즉 自然代數線形模型의 경우에는 推定值의 값이 陽으로서 統計的 有意性도 상당히 큰 반면에, 二次差分模型의 경우에는 統計的인 관점에서 볼 때 時間趨勢가 相續稅 贈與分 稅收에 미치는 영향이 매우 미미한 것으로 나타났다. 이는 所得稅나 法人稅에 대한 稅收函數 推定結果에서 나타난 바와 마찬가지로, 資料를 差分하는 과정에서 時間趨勢가 지닌 稅收에 미치는 影響에 대한 情報가 遺失되었기 때문인 것으로 해석된다.

稅法改正이나 構造變化를 나타내는 더미에 대한 추정결과를 보면, 自然代數線形模型의 경우에는 1975년, 1981년, 1990년 더미에 대한 추정치가 모두 陽의 값을 가지면서 $t-1$ 값도 대체로 크게 나타나 통계적으로 상당히 유의한 것으로 분석되었다. 마찬가지로 二次差分模型의 경우에도 이들 더미에 대한 추정치가 모두 陽의 값을 가지면서 $t-1$ 값 또한 대체로 크게 나타났다. 다만 二次差分模型에서는 1990년 더미의 경우에 係數 推定值의 $t-1$ 값이 상대적으로 작게 나타났지만 陽의 값을 가지는 것을 볼 때 統計的인 有意性이 다

<表 III-26> 相續稅 贈與分의 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位: %, 億원)

| | | SNGG-1 | SNGG-2 | SNGG-3 | SNGG-4 |
|--------------------|------|----------|----------|----------|----------|
| 常 數 | | -789.991 | -681.252 | -8.982 | -11.074 |
| | | (-6.680) | (-5.154) | (-2.840) | (-3.427) |
| 時 間 趨 勢 | | 0.407 | 0.350 | - | - |
| | | (6.583) | (5.053) | - | - |
| d ₇₅ | | 1.034 | 0.764 | 0.160 | 0.054 |
| | | (2.605) | (1.817) | (0.248) | (0.087) |
| d ₈₁ | | 1.273 | 1.301 | 1.012 | 1.114 |
| | | (5.014) | (5.270) | (2.067) | (2.353) |
| d ₉₀ | | 0.555 | 0.538 | 1.192 | 0.993 |
| | | (3.194) | (3.138) | (3.648) | (3.041) |
| GNP _t | | - | 4.377 | - | 9.390 |
| | | - | (1.642) | - | (1.890) |
| GNP _{t-1} | | 4.044 | -2.929 | 5.676 | -10.528 |
| | | (1.917) | (-0.586) | (1.496) | (-1.128) |
| GNP _{t-2} | | -5.221 | -2.242 | -4.721 | 2.226 |
| | | (-2.621) | (-0.776) | (-1.294) | (0.432) |
| 推定法 | | CCR, d=2 | | | |
| MMSE | | 3.951 | 6.689 | 10.008 | 25.921 |
| LAD | | 15.981 | 21.005 | 24.079 | 36.533 |
| 豫 測 值 | 1996 | 6,891 | 6,259 | 4,476 | 4,069 |
| | 1997 | 8,284 | 7,568 | 4,673 | 4,515 |
| | 1998 | 10,506 | 9,603 | 5,052 | 5,126 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1972년=1972, ..., 1995년=1995임.

2. d₇₅, d₈₁, d₉₀은 각각 1975년, 1981년, 1990년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

소 떨어지기는 하나 대체로 相續稅 贈與分 稅收의 增加率과 正의 關係를 갖는다고 할 수 있다.

國民總生産에 대한 추정결과를 보면, 自然代數線形模型의 경우에

<表 III-27> 相續稅 贈與分의 推定結果(二次差分模型)

(單位：%, 億원)

| | | SNGGDI-1 | SNGGDI-2 | SNGGDI-3 | SNGGDI-4 |
|--------------------|------|----------|----------|----------|----------|
| 常 數 | | -2.356 | -0.016 | -0.041 | -8.085 |
| | | (-0.146) | (-0.339) | (-0.759) | (-0.459) |
| 時 間 趨 勢 | | 0.001 | - | - | 0.004 |
| | | (0.145) | - | - | (0.457) |
| d ₇₅ | | 1.479 | 1.480 | 1.564 | 1.566 |
| | | (4.575) | (4.734) | (5.144) | (5.006) |
| d ₈₁ | | 0.550 | 0.548 | 0.600 | 0.613 |
| | | (1.863) | (1.920) | (2.112) | (2.086) |
| d ₉₀ | | 0.366 | 0.364 | 0.539 | 0.555 |
| | | (1.203) | (1.240) | (1.803) | (1.796) |
| GNP _t | | - | - | -2.777 | -2.992 |
| | | - | - | (-1.451) | (-1.479) |
| GNP _{t-1} | | -1.010 | -1.031 | -0.852 | -0.777 |
| | | (-0.506) | (-0.536) | (-0.448) | (-0.395) |
| GNP _{t-2} | | -0.047 | -0.098 | -0.551 | -0.426 |
| | | (-0.030) | (-0.065) | (-0.368) | (-0.272) |
| R ² | | 0.743 | 0.743 | 0.813 | 0.815 |
| | | <0.633> | <0.657> | <0.733> | <0.715> |
| D.W | | 2.276 | 2.278 | 2.239 | 2.257 |
| | | | | | |
| 推定法 | | C-0 | | | |
| MMSE | | 11.968 | 12.129 | 7.741 | 7.543 |
| LAD | | 24.353 | 24.364 | 21.858 | 21.468 |
| 豫 測 值 | 1996 | 4,650 | 4,580 | 4,607 | 4,852 |
| | 1997 | 5,176 | 4,948 | 4,958 | 5,779 |
| | 1998 | 5,806 | 5,305 | 5,217 | 7,080 |

註：1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1974년=1974, ..., 1995년=1995임.

2. d₇₅, d₈₁, d₉₁은 각각 1975년, 1981년, 1990년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

는 今期 및 前期의 國民總生産에 대한 추정치의 t -값이 대체로 낮게 나타났다. 반면에 直前2期の 國民總生産에 대한 係數 推定値는, 統計적으로 有意성이 높은 것으로 판단되는 時間趨勢를 설명변수로 포함한 경우(SNGG-1)에 있어 t -값의 절대치가 2를 초과하는 것으로 나타나 統計적으로 有意한 것으로 분석되었다. 이는, 相續稅 相續分에 대한 推定結果에 따르면 前期의 國民總生産에 대한 推定値가 統計적으로 유의하였던 것과 비교해 볼 때, 相續稅 贈與分에 대한 國民總生産 係數 推定値의 統計的 有意성이 今期나 前期의 國民總生産에 대해서는 상당히 낮지만 直前2期の 國民總生産에 대해서는 높게 나타났다는 점이 특기할 만하다. 이와 같이 相續稅 贈與分の 경우에 直前2期の 國民總生産에 대한 係數 推定値가 높게 나타남으로써, 前期의 國民總生産에 대한 係數 推定値가 統計적으로 유의한 것으로 나타났던 相續稅 相續分과 큰 차이를 보이게 된 원인으로서는 다음을 들 수 있다. 相續稅 相續分の 경우에는 稅收 또는 相續稅 相續分에 대한 課標의 原因發生時點이 相續者의 死亡時點에 기인하는바 이에 대한 事實捕捉이 매우 용이한 반면에, 相續稅 贈與分の 경우에는 贈與者가 被贈與者에게 財産을 증여함에 따라 稅源 또는 相續稅 贈與分에 대한 課標가 발생하게 되는바 稅務當局이 그 原因發生을 포착하는 데 보다 긴 時間이 소요된다. 따라서 相續稅 贈與分 稅收에 대한 課標 發生時點과 이에 대한 課稅捕捉 時點間에 상당히 큰 時差가 존재하게 됨에 따라 나타나게 되는 매우 자연스러운 현상으로 해석된다. 이에 따라 相續稅 贈與分の 경우에는 時差가 큰 直前2期の 國民總生産에 대한 係數 推定値의 統計的 有意성이 큰 것으로 나타나게 되었으며, 이것이 相續稅 相續分과 贈與分에 대한 推定結果의 주된 차이의 하나인 것으로 사료된다.

반면에 二次差分模型의 경우에는 自然代數線形模型에 대한 분석 결과에서 나타난 것과는 상당히 다른 결과가 나타났다. 二次差分模型에서는 相續稅 相續分에서 본 바와 같이 今期の 國民總生産을 說

明變數에서 제외하고 분석한 결과를 보면, 前期 및 直前2期の 國民總生産에 대한 推定値의 推定結果가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 今期の 國民總生産을 설명변수로 포함하더라도 前期 및 直前2期の 國民總生産에 대한 추정결과는 여전히 統計的으로 有意하지 않은 것으로 나타나지만 今期の 國民總生産의 경우에는 推定値의 統計的 有意性이 상당히 커진 것을 볼 수 있다. 이는 2次에 걸쳐 資料를 差分함에 따라 前期 및 直前2期の 國民總生産에 대한 效果가 今期の 國民總生産에 內在化되었기 때문인 것으로 사료된다.

이상의 논의를 종합해 볼 때 相續稅 贈與分에 대한 自然代數線形模型과 二次差分模型의 稅收函數 가운데 가장 우수한 것으로는 각각 SNGG-1과 SNGGDI-3을 선정할 수 있다.

다. 相續稅 相續分과 贈與分의 SUR 模型 推定結果

相續稅 相續分과 贈與分에 대한 SUR 模型을 이용한 稅收函數의 推定結果는 다음과 같다.

먼저 自然代數線形模型에 대한 추정결과를 살펴보자.

相續稅 相續分의 경우에는 時間趨勢에 대한 推定結果가 統計的으로 매우 有意한 것으로 추정되었다. 또한 稅法改正 또는 構造變化를 나타내는 1975년, 1981년 및 1991년 더미에 대한 係數 推定値 역시 統計的으로 매우 有意한 것으로 나타났다. 國民總生産의 경우에는 時差의 정도에 따라 상당히 다른 결과가 나타났다. 前期의 國民總生産의 경우에는 係數의 推定値가 統計的으로 비교적 有意한 것으로 나타난 것을 볼 수 있다. 반면에, 今期 및 直前2期の 國民總生産의 경우에는 係數의 推定値가 統計的으로 有意하지 않은 것으로 나타났다. 이는 <表 III-24>에서 相續稅 相續分을 獨立的으로 추정하였을 때의 推定結果와도 일치하는 것으로서, 質的인 측면에서는 兩者間에 다소의 차이가 있기는 하지만 推定結果의 統計的 有

〈表 III-28〉 相續稅 相續分과 贈與分의 SUR 模型 推定結果
(一般自然代數線形模型)

(單位: %, 億원)

| | SUGSUR-1 | | SUGSUR-2 | | SUGSUR-3 | | | | | |
|--------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|--------|--------|--------|--------|
| | 相續分 | 贈與分 | 相續分 | 贈與分 | 相續分 | 贈與分 | | | | |
| 常 數 | -1102.199 (-8.109) | -789.972 (-7.432) | -1053.812 (-6.954) | -785.963 (-7.400) | -1097.969 (-8.144) | -731.543 (-6.480) | | | | |
| 時間趨勢 | 0.575 (8.075) | 0.407 (7.318) | 0.549 (6.912) | 0.405 (7.287) | 0.573 (8.110) | 0.376 (6.358) | | | | |
| d ₇₅ | 2.238 (4.873) | 0.691 (1.977) | 2.242 (4.720) | 0.720 (2.107) | 2.314 (5.267) | 0.550 (1.497) | | | | |
| d ₈₁ | 1.359 (4.601) | 1.147 (5.402) | 1.377 (4.580) | 1.140 (5.403) | 1.336 (4.575) | 1.030 (5.565) | | | | |
| d ₉₀ | - - | 0.387 (2.326) | - - | 0.408 (2.473) | - - | 0.405 (2.484) | | | | |
| d ₉₁ | 1.248 (6.150) | - - | 1.286 (6.492) | - - | 1.259 (6.345) | - - | | | | |
| GNP _t | - - | - - | 1.233 (0.506) | - - | - - | 2.200 (1.296) | | | | |
| GNP _{t-1} | -4.616 (-2.106) | 4.590 (2.674) | -6.172 (-1.538) | 4.425 (2.559) | -4.658 (-2.176) | 1.382 (0.479) | | | | |
| GNP _{t-2} | 1.895 (0.930) | -5.642 (-3.523) | 2.374 (1.022) | -5.480 (-3.402) | 1.946 (0.976) | -4.438 (-2.525) | | | | |
| 推定法 | SUCCR | | | | | | | | | |
| MMSE | 7.282 | 5.291 | 3.554 | 7.160 | 5.143 | 3.202 | 7.012 | 6.138 | 3.311 | |
| LAD | 19.992 | 17.364 | 14.616 | 19.332 | 17.179 | 13.900 | 19.498 | 19.914 | 14.387 | |
| 豫測值 | 1996 | 6,051 | 7,071 | 13,122 | 5,891 | 7,038 | 12,929 | 6,045 | 6,730 | 12,775 |
| | 1997 | 7,958 | 8,568 | 16,526 | 7,691 | 8,530 | 16,221 | 7,947 | 8,130 | 16,077 |
| | 1998 | 10,480 | 10,985 | 21,465 | 10,068 | 10,992 | 20,990 | 10,457 | 10,389 | 20,846 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1972년=1972, ..., 1995년=1995임.

2. d₇₅, d₈₁, d₉₀, d₉₁은 각각 1975년, 1981년, 1990년, 1991년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

<表 III-29> 相續稅 相續分과 贈與分의 SUR 模型 推定結果
(二次差分模型)

(單位：%，億원)

| | SUGDISUR-1 | | SUGDISUR-2 | | SUGDISUR-3 | | | | | |
|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------|--------|--------|--------|
| | 相續分 | 贈與分 | 相續分 | 贈與分 | 相續分 | 贈與分 | | | | |
| 常 數 | 0.014 (0.190) | -0.037 (-0.632) | 0.015 (0.198) | -0.032 (-0.539) | 0.002 (0.027) | -0.033 (-0.546) | | | | |
| d ₇₅ | 0.769 (2.719) | 1.725 (7.447) | 0.763 (2.701) | 1.660 (8.098) | 0.728 (2.552) | 1.657 (8.082) | | | | |
| d ₈₁ | 0.870 (3.161) | 0.538 (2.414) | 0.873 (3.175) | 0.585 (2.766) | 0.935 (3.466) | 0.590 (2.789) | | | | |
| d ₉₀ | - (-) | 0.647 (2.917) | - (-) | 0.696 (3.444) | - (-) | 0.698 (3.452) | | | | |
| GNP _t | 1.529 (0.916) | -2.818 (-2.102) | 1.547 (0.927) | -2.693 (-2.010) | - (-) | -2.776 (-2.078) | | | | |
| GNP _{t-1} | -2.141 (-1.132) | -1.049 (-0.649) | -2.047 (-1.085) | - (-) | -2.674 (-1.517) | - (-) | | | | |
| GNP _{t-2} | 0.647 (0.410) | -0.391 (-0.311) | 0.690 (0.438) | - (-) | - (-) | - (-) | | | | |
| R ² | 0.718 <0.609> | | 0.716 <0.630> | | 0.709 <0.642> | | | | | |
| D.W. | 2.305 | 2.651 | 2.310 | 2.648 | 2.238 | 2.650 | | | | |
| 推定法 | IFGLS | | | | | | | | | |
| MMSE | 12.801 | 7.167 | 5.422 | 12.776 | 7.500 | 5.483 | 12.154 | 7.539 | 5.328 | |
| LAD | 27.483 | 20.886 | 19.297 | 27.514 | 21.442 | 19.434 | 26.632 | 21.560 | 19.172 | |
| 豫 測 值 | 1996 | 7,038 | 4,641 | 11,679 | 7,050 | 4,720 | 11,770 | 6,981 | 4,724 | 11,705 |
| | 1997 | 8,500 | 5,064 | 13,564 | 8,522 | 5,184 | 13,706 | 8,402 | 5,194 | 13,596 |
| | 1998 | 10,438 | 5,409 | 15,847 | 10,465 | 5,533 | 15,998 | 10,315 | 5,547 | 15,862 |

註：1. 1970~1995년 자료를 사용하였음.

2. d₇₅, d₈₁, d₉₀, d₉₁은 각각 1975년, 1981년, 1990년, 1991년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

意性 측면에서는 상당히 유사한 결과를 보여 주고 있다고 하겠다.

相續稅 贈與分의 경우에는 <表 III-26>에서 相續稅 贈與分 稅收函數를 獨立의로 분석한 것과 대체로 유사한 결과를 보여주었다. 즉 時間趨勢와, 1975년, 1981년 1990년 더미에 대한 係數 推定值가 統計的으로 상당히 有意한 것으로 나타났으며, 前期 및 直前2期의 國民總生産에 대한 係數 推定值도 상대적으로 統計的 有意性이 높은 것으로 나타났다. 반면에 今期の 國民總生産의 경우에는 係數의 推定值가 統計的으로 有意하지 않은 것으로 나타났다. 이와 같이 今期の 國民總生産에 대한 係數 推定值가 앞 項에 나타난 推定結果와 마찬가지로 統計的으로 有意하지 않은 것으로 나타난 데에는 여러 가지 원인이 있을 수 있겠지만, 그 중 가장 중요한 것으로는 相續稅 贈與分에 대한 稅源發生時點과 課稅(徵收)時點間에 상당한 時差가 있다는 점을 들 수 있다. 이에 따라 相續稅 贈與分에 대한 稅源發生時點에서 상당한 정도의 時間이 경과된 이후에야 비로소 稅金이 징수되고 있음을 시사해 준다고 하겠다.

이상의 논의를 종합해 볼 때 自然代數線形模型을 이용한 SUR 模型 분석에서 相續分과 贈與分에 대한 推定式 가운데 가장 우수한 것은 각각 SNGSUR-3과 SNGSUR-2인 것으로 사료된다. 이상과 같은 SUR 模型에 의한 추정결과를, 相續稅 相續分과 贈與分을 별개로 분리하여 독립적으로 추정한 경우와 비교해 보면, 前者, 즉 SUR 模型의 경우에 있어 가장 우수한 稅收函數 推定式으로 선정된 것과, 각각을 독립적으로 분석하였을 경우에 가장 우수한 稅收函數 推定式으로 선정된 것은 서로 동일한 函數形態 및 說明變數를 가지는데, 그러한 경우에 있어 稅收豫測誤差와 推定值의 說明力 측면이 모두 우수하다는 것을 알 수 있다. 다만 이와 같이 동일한 형태의 稅收函數와 동일한 說明變數를 가질 때 SUR 模型分析과 獨立的 分析에서 동일한 분석결과를 보여주었다고 하더라도 한 가지 차이점이 있는바, 그것은 각 母數에 대한 推定值의 t-값이 종전에 비해 조금씩 더 커진 것을 볼 수 있다는 것이다. 이는 相續稅 相續分과

贈與分 稅收函數를 병렬하여 함께 분석함으로써 추정결과를 統計的으로 보다 유의하게 만들 수 있었다는 데에 기인하는 것이라고 하겠다.

二次差分模型을 이용한 SUR 模型 分析結果도 <表 III-25>와 <表 III-27>에 나타난 결과와 대동소이한 모습을 보이고 있다. 따라서 二次差分模型에 대한 분석결과에 대한 설명은 앞 項에서 논의한 바와 별다른 차이가 없기 때문에 별도의 설명은 생략하기로 한다.

이에 따라 앞의 두 項에서의 논의를 종합적으로 검토해 볼 때, 二次差分模型의 경우에는 相續稅 相續分과 贈與分에 대한 稅收函數의 推定式 가운데 SNGDISUR-3과 SNGDISUR-2가 가장 우수한 것으로 사료된다. 다만 두 稅收函數 推定式과 앞 項에서 우수한 것으로 선정하였던 推定式間에는 다소의 차이가 있는바, 그 차이는 기본적으로 모두 前期 또는 直前2期の 國民總生産을 說明變數에 포함시켰는지의 여부에 기인하며, 또한 이는 稅收函數가 지니고 있는 情報의 量과도 상당히 깊은 관계에 있기 때문인 것으로 사료된다.

4. 附加價值稅

가. 附加價值稅 總計

附加價值稅는 1977년 7월 1일에 도입된 이래 10%의 單一稅率로 과세되고 있다. 따라서 우리나라에서는 附加價值稅의 稅率이 變動되어 稅收에 영향을 준 적은 없었다. 그러므로 우리나라에서 附加價值稅와 관련하여 稅收에 영향을 주었던 稅法改正은 대부분 附加價值稅 課稅對象의 範圍 조정, 少額不徵收 制度의 範圍 조정, 小規模零細事業者(課稅特例者)들에 대한 과세방법이나 과세범위 조정, 限界稅額控除制度나 簡易課稅制度의 도입 등과 관련한 것이었다. 그러나 이러한 내용의 稅法改正이 있었다고 하여도 稅收에 미쳤던

<表 III-30> 附加價值稅 總計의 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位：%，億圓)

| | VAT-1 | VAT-2 | VAT-3 | VAT-4 | VAT-5 | VAT-6 |
|------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 常 數 | -117.067 (-1.694) | -22.775 (-0.509) | -5.283 (-34.004) | -98.311 (-1.236) | -5.291 (-27.204) | -5.207 (-35.411) |
| 時間趨勢 | 0.059 (1.619) | 0.009 (0.393) | - | 0.049 (1.170) | - | - |
| 限界稅額 控除더미 | -0.049 (-0.928) | - | - | -0.059 (-1.116) | -0.021 (-0.762) | - |
| GNP _t | - | - | - | 1.329 (3.348) | 1.772 (10.014) | 1.706 (11.452) |
| 民 間 消費支出 | 1.194 (3.597) | 1.643 (6.185) | 1.648 (10.355) | - | - | - |
| 輸 入 | 0.157 (0.585) | 0.218 (1.023) | 0.160 (1.004) | 0.636 (4.365) | 0.500 (5.110) | 0.521 (5.595) |
| 輸 出 | -0.326 (-4.125) | -0.221 (-3.558) | -0.234 (-3.982) | -0.579 (-10.002) | -0.590 (-10.163) | -0.576 (-10.578) |
| 設備投資 | -0.250 (-2.044) | -0.111 (-1.390) | -0.086 (-1.629) | -0.630 (-6.168) | -0.634 (-6.260) | -0.602 (-6.906) |
| 推定法 | CCR, d=1 | | | | | |
| MMSE | 0.071 | 0.098 | 0.095 | 0.078 | 0.089 | 0.081 |
| LAD | 1.917 | 2.549 | 2.455 | 2.262 | 2.493 | 2.354 |
| 豫 測 值 | 1996 175,151 | 164,313 | 167,891 | 181,572 | 175,778 | 179,169 |
| | 1997 211,172 | 182,927 | 187,186 | 225,489 | 206,037 | 205,850 |
| | 1998 244,522 | 208,977 | 213,672 | 257,970 | 232,043 | 231,864 |

註：1. 1978~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1978년=1978, ..., 1995년=1995임.

2. 限界稅額控除더미는 1994년부터 1의 값을 가짐.

3. () 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

영향은 附加價值稅 전체 稅收規模에 비추어 볼 때 상대적으로 미미하였다. 즉 附加價值稅의 稅收規模가 매우 크고 稅率의 變動이 없는 상황에서 여타의 개편에 따른 附加價值稅의 稅法改正 效果는 상

<表 III-31> 附加價值稅 總計의 推定結果(二次差分模型)

(單位：%，億圓)

| | VATDI-1 | VATDI-2 | VATDI-3 | VATDI-4 | VATDI-5 | VATDI-6 |
|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 常 數 | -0.004 (-0.303) | 0.015 (0.002) | -0.005 (-0.366) | -0.008 (-0.589) | -0.796 (-0.095) | -0.009 (-0.617) |
| 時間趨勢 | - | -0.000 (-0.003) | - | - | 0.0004 (0.094) | - |
| 限界稅額 控除더미 | -0.062 (-0.837) | - | - | -0.054 (-0.695) | - | - |
| GNP _t | - | - | - | 0.240 (0.275) | 0.317 (0.341) | 0.289 (0.345) |
| 民 間 消費支出 | 0.834 (0.998) | 0.779 (0.902) | 0.779 (0.951) | - | - | - |
| 輸 入 | 0.042 (0.083) | 0.060 (0.110) | 0.059 (0.121) | 0.413 (1.243) | 0.369 (0.912) | 0.389 (1.204) |
| 輸 出 | -0.082 (-0.273) | -0.043 (-0.140) | -0.043 (-0.148) | -0.272 (-1.000) | -0.229 (-0.808) | -0.226 (-0.845) |
| 設備投資 | 0.039 (0.118) | -0.090 (-0.277) | -0.089 (-0.313) | -0.088 (-0.243) | -0.186 (-0.551) | -0.195 (-0.632) |
| R ² | 0.309 | 0.240 | 0.240 | 0.234 | 0.179 | 0.178 |
| D.W | 2.353 | 2.394 | 2.394 | 2.204 | 2.277 | 2.277 |
| 推定法 | C-0 | | | | | |
| MMSE | 0.441 | 0.404 | 0.405 | 0.435 | 0.422 | 0.417 |
| LAD | 5.496 | 5.368 | 5.369 | 5.675 | 5.507 | 5.423 |
| 豫測值 | 1996 164,509 | 162,663 | 162,684 | 165,568 | 165,044 | 164,078 |
| | 1997 192,153 | 177,805 | 177,863 | 191,683 | 181,951 | 179,393 |
| | 1998 211,665 | 194,988 | 195,113 | 205,107 | 197,057 | 191,829 |

註：1. 1978~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1980년=1980, ..., 1995년=1995임.

2. 限界稅額控除더미는 1994년부터 1의 값을 가짐.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값임.

당히 미미하였던 것이다. 대표적인 예로는 課稅特例制度를 들 수 있

는바, 課稅特例者들로부터 징수되는 附加價値稅 稅收은 전체의 2% 이내로 매우 미미한 수준이므로 이와 관련된 小規模零細事業者들에 대한 課稅特例制度를 개편하더라도 이것이 附加價値稅 稅收에 미치는 영향은 무시할 수 있는 정도이다. 따라서 小規模零細事業者와 관련한 課稅特例制度에 대한 稅法改正效果는 說明變數에 포함시키지 않았다.

1994년부터는 限界稅額控除制度라고 하여 年間 賣出額이 1억 5천만원 미만인 小規模零細事業者들을 대상으로 算出稅額의 일정 비율을 공제해 주는 제도가 도입되었다. 年間 賣出額이 1억 5천만원 미만인 事業者들이 납부하는 附加價値稅의 규모는 附加價値稅의 總稅收規模에 비추어 볼 때 상당히 작은 비중을 점유하고 있었기 때문에 總稅收에 미치는 영향도 상당히 작은 편이었다. 이러한 것을 반영하듯이 自然代數線形模型으로 추정한 <表 III-30>과 二次差分模型으로 추정한 <表 III-31> 모두에서 限界稅額控除制度가 적용되기 시작하여 세수에 負의 效果를 나타내기 시작한 1994년 이후를 대상으로 더미를 사용하여 분석하였는바, 추정결과는 예상대로 係數의 推定值가 陰의 符號를 가지는 것으로 나타나 限界稅額控除制度가 附加價値稅 稅收에 미친 영향이 陰의 效果를 가진다는 사실에 부합되는 결과를 보여주었다. 그렇지만 推定值의 t-값이 매우 낮게 나타나는 등 統計的으로는 有意性이 매우 낮아 만족스럽지 못한 결과를 보였는데 이는 限界稅額控除制度의 導入에 따른 稅收減少效果가 全體 稅收에 비추어 볼 때 比重이 매우 작아서 그 효과를 제대로 포착하지 못하였기 때문인 것으로 판단된다.

附加價値稅 稅收은 크게 國內分 納付稅額과 還給稅額, 輸入分으로 구분된다. 이 가운데 還給稅額이라 함은, 設備投資와 輸出財貨 등에 대해 零稅率을 적용함으로써 賣出稅額을 免稅함은 물론이고 買入稅額도 免稅하는 등, 이미 이들 物品購入價格에 포함되어 있는 附加價値稅 買入稅額을 還給해 주는 것을 말한다. 그리고 國內分

納付稅額과 輸入分은 각각 所得이나 消費, 輸入 財貨나 用役을 대상으로 과세한다. 따라서 還給稅額을 설명해 주는 設備投資와 輸出의 경우에는 附加價値稅 稅收와 負의 關係에 있고, 國民總生産이나 消費支出, 輸入 등은 稅收와 正의 關係에 있다고 하겠다.

自然代數線形模型 및 二次差分模型을 이용한 附加價値稅 추정결과에서도 이러한 關係가 잘 나타나고 있다. 다만 二次差分模型의 경우에는 전반적으로 係數 推定值의 t -값이 높지 않은바 統計的 有意性이 그다지 높지 않게 나타난 것이 특징적이다. 이는 附加價値稅의 課稅標準이 當該年度의 附加價値를 반영하고 있으므로 稅收도 當該年度의 附加價値에 의존하는 반면에, 今期와 前期의 附加價値의 差異 등이 今期の 附加價値稅 稅收에 미치는 영향은 별로 크지 않기 때문에 나타난 결과로 사료된다.

이상의 논의를 바탕으로 할 때 附加價値稅 總實稅收에 대한 稅收函數 推定式 가운데 가장 우수한 것을 두 가지씩 선정한다면, 推定值의 統計的 有意性이 낮은 時間趨勢와 限界稅額控除制度 더미를 說明變數에서 제외한 稅收函數가 우수한 것으로 사료되는바, 自然代數線形模型의 경우에는 VAT-3과 VAT-6 그리고 二次差分模型의 경우에는 VATDI-3과 VATDI-6을 들 수 있다.

나. 附加價値稅 國內分

附加價値稅 國內分の 경우에는 輸入分 稅收가 附加價値稅 總實稅收에서 제외되는바, 輸入을 國內分 附加價値稅에 대한 稅收函數의 說明變數에서 제외하고 추정하였다. 附加價値稅 國內분에 대한 추정결과는, 自然代數線形模型 및 二次差分模型의 구분 없이, 附加價値稅 總計에 대한 추정결과에서 國內分 稅收와 관련된 推定結果 部分과 매우 비슷하게 나타났다.

自然代數線形模型에 대한 推定結果는 다음과 같다.

<表 III-32> 附加價值稅 國內分의 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位: %, 億원)

| | VATD-1 | VATD-2 | VATD-3 | VATD-4 | VATD-5 | VATD-6 |
|------------------|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------|----------------------|
| 常數 | 256.829 (1.239) | -13.584 (-20.270) | -167.147 (-1.007) | -13.989 (-21.190) | -3.407 (-0.025) | -13.177 (-23.182) |
| 時間趨勢 | -0.142 (-1.306) | - | 0.081 (0.928) | - | -0.055 (-0.068) | - |
| 限界稅額 控除 더미 | - | - | -0.155 (-1.174) | -0.216 (-2.066) | - | - |
| GNP _t | 6.888 (7.925) | 5.888 (12.783) | - | - | - | - |
| 民間 消費支出 | - | - | 3.610 (10.733) | 4.067 (14.314) | 3.761 (10.183) | 3.822 (14.368) |
| 輸出 | -1.849 (-6.947) | -1.661 (-7.179) | -1.197 (-6.795) | -1.281 (-6.754) | -1.151 (-6.136) | -1.130 (-6.047) |
| 設備投資 | -3.040 (-9.058) | -3.142 (-9.378) | -1.421 (-3.711) | -1.203 (-7.170) | -1.077 (-3.354) | -1.160 (-6.430) |
| 推定法 | CCR, d=2 | | | | | |
| MMSE | 1.867 | 1.830 | 1.478 | 1.728 | 1.823 | 1.701 |
| LAD | 10.431 | 10.637 | 9.770 | 10.676 | 10.979 | 10.816 |
| 豫測 值 | 1996 67,991 | 73,509 | 79,928 | 75,362 | 82,595 | 85,757 |
| | 1997 73,818 | 82,523 | 92,637 | 85,983 | 93,573 | 97,413 |
| | 1998 80,296 | 93,317 | 112,396 | 102,884 | 110,783 | 115,880 |

註: 1. 1978~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1978년=1978, ..., 1995년=1995임.

2. 限界稅額控除더미는 1994년부터 1의 값을 가짐.

3. () 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

時間趨勢를 포함하여 限界稅額控除制度를 대표하는 1994년 더미에 대한 係數 推定値는, 時間趨勢를 說明變數에서 제외한 VATD-4를 제외하고는, 統計的으로 有意性이 낮은 것으로 나타났다. 國民總生産이나 消費支出 등 國內分 附加價值稅의 課標를 대리하는 變數의 경우에는 예상했던 것과 마찬가지로 係數의 推定値가 陽의 값

<表 III-33> 附加價值稅 國內分의 推定結果(二次差分模型)

(單位: %, 億원)

| | VATDDI-1 | VATDDI-2 | VATDDI-3 | VATDDI-4 | VATDDI-5 | VATDDI-6 |
|------------------|---|----------------------------|----------------------------|------------------------------|----------------------------|----------------------------|
| 常 數 | -0.033 (-0.530) | -0.034 (-0.564) | -0.974 (-0.022) | -0.017 (-0.288) | -1.928 (-0.047) | -0.024 (-0.264) |
| 時間趨勢 | - | - | 0.0005 (0.022) | - | 0.001 (0.046) | - |
| 限界稅額 控除더미 | -0.128 (-0.358) | - | -0.046 (-0.150) | -0.134 (-0.383) | - | - |
| GNP _t | -0.439 (-0.118) | -0.280 (-0.079) | - | - | - | - |
| 民 間 消費支出 | - | - | 0.234 (0.068) | 1.638 (0.743) | 0.187 (0.057) | 0.229 (0.076) |
| 輸 出 | -1.578 (-1.477) | -1.532 (-1.507) | -1.021 (-1.211) | -1.773 (-2.117) | -1.012 (-1.260) | -1.011 (-1.316) |
| 設備投資 | -0.197 (-0.125) | -0.482 (-0.368) | -0.288 (-0.264) | -0.570 (-0.440) | -0.354 (-0.374) | -0.353 (-0.389) |
| R ² | 0.339 <0.075> | 0.331 <0.148> | 0.145 - | 0.391 <0.148> | 0.143 - | 0.143 - |
| D.W | 2.421 | 2.437 | 2.765 | 2.682 | 2.766 | 2.766 |
| 推定法 | C-0 | C-0 | OLS | C-0 | OLS | OLS |
| MMSE | 12.615 | 12.663 | 11.721 | 13.903 | 11.740 | 11.778 |
| LAD | 26.491 | 25.674 | 24.584 | 26.546 | 24.596 | 24.475 |
| 豫測 值 | 1996 79,796 1997 101,672 1998 108,177 | 78,817 88,088 93,706 | 69,594 76,887 79,015 | 83,430 109,307 123,369 | 69,717 74,173 77,175 | 69,136 72,278 73,234 |

註: 1. 1978~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1980년=1980, ..., 1995년=1995임.

2. 限界稅額控除더미는 1994년부터 1의 값을 가짐.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

을 가지면서 t-값도 상당히 크게 나타나 통계적으로 유의한 것으로 나타났는바 國內分 稅收에 正의 效果가 있음을 알 수 있다. 또한

設備投資와 輸出 역시 예상대로 係數가 陰數로 추정되었을 뿐더러 推定値의 t -값 역시 절대값이 크게 나타나 稅收와 이들 變數間에 統計的으로 有意性이 높은 負의 關係가 있음을 시사해 주고 있다.

그러나 二次差分模型의 경우에는, 附加價値稅 總實稅收에 대한 二次差分模型에 대한 分析結果에서 본 바와 마찬가지로, 差分過程에서 정보가 많이 유실된다는 差分模型이 지니는 일반적인 短點에 따라 推定値의 統計的 有意性이 낮다. 뿐만 아니라, 附加價値稅의 課標가 當該年度의 附加價値를 반영함으로써 稅收도 當該年度의 附加價値에 크게 의존하고 있는 반면 前期의 附加價値와 附加價値稅 稅收와의 관련성은 상대적으로 작은 만큼, 대체적으로 二次差分模型에서의 推定結果의 統計的 有意性이 상대적으로 많이 떨어지는 것을 볼 수 있다.

國內分 稅收에 대한 推定式 가운데에는 自然代數線形模型의 경우에는 VATD-4, 二次差分模型의 경우에는 VATDDI-3이 稅收豫測誤差가 가장 작은 것으로 사료된다.

다. 附加價値稅 輸入分

附加價値稅 輸入分에 대한 稅收函數 推定을 위해 本 研究에서는 輸入分 稅收를 설명하는 說明變數로 輸入, 民間消費支出, 國民總生産의 세 가지를 사용하였다.

각 설명변수에 대한 추정결과를 보면 自然代數線形模型과 二次差分模型을 불문하고 각각의 설명변수 모두가 統計的으로 有意性이 매우 높은 것으로 나타났다. 二次差分模型에서 民間消費支出과 時間趨勢를 함께 분석한 推定式(VATIDI-3)의 경우에만 國民總生産의 係數 推定値에 대한 t -값이 다소 작게 나타난 것을 볼 수 있다. 그 외의 推定式的 경우에는 모두 각 說明變數의 說明力이 상당히 우수하게 나타난 것으로 판단된다.

그러나 이와 같이 대부분의 경우에 각 說明變數의 說明力이 우수

<表 III-34> 附加價值稅 輸入分の 推定結果(一般自然代數線形模型)
(單位: %, 億圓)

| | VATI-1 | VATI-2 | VATI-3 | VATI-4 | VATI-5 | VATI-6 | |
|------------------|----------------------|--------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------|
| 常 數 | -135.878 (-5.884) | -2.787 (-9.299) | -137.628 (-3.079) | -3.262 (-10.395) | -47.005 (-0.611) | -2.570 (-10.401) | |
| 時間趨勢 | 0.070 (5.770) | - | 0.071 (3.006) | - | 0.023 (0.575) | - | |
| GNP _t | - | - | - | - | 0.789 (3.072) | 0.919 (50.960) | |
| 民 間 消費支出 | - | - | 0.523 (3.218) | 1.009 (42.310) | - | - | |
| 輸 入 | 0.522 (6.163) | 1.015 (42.700) | - | - | - | - | |
| 推定法 | CCR, d=1 | | | | | | |
| MMSE | 0.209 | 0.411 | 0.404 | 0.468 | 0.379 | 0.348 | |
| LAD | 3.857 | 5.446 | 5.387 | 5.876 | 4.755 | 4.711 | |
| 豫 測 值 | 1996 | 101,239 | 103,194 | 96,280 | 90,670 | 92,538 | 87,978 |
| | 1997 | 117,161 | 119,597 | 108,950 | 100,371 | 103,691 | 97,756 |
| | 1998 | 133,337 | 134,173 | 124,101 | 112,528 | 116,065 | 108,486 |

註: 1. 1978~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1978년=1978, ..., 1995년=1995임.

2. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

하다고 하더라도 이는 說明變數와 被說明變數間의 關係를 事後的인 것으로 분석하였기 때문에 나타난 결과일 뿐이며, 또한 民間消費支出이나 國民總生産, 輸入 등의 변화추세가 短期的으로는 상당히 큰 차이가 있지만 長期에 있어서는 趨勢的인 差異가 상대적으로 작아진다는 점 때문인 것으로 사료된다. 따라서 이러한 관계를 정설로 받아들인다면, 短期에 있어 輸入 增加率이 크게 증가 또는 감소하게 될 때, 비록 民間消費支出이나 國民總生産이 事後的인 관점에서 輸入分 附加價值稅 稅收를 잘 설명해 준다고 하더라도 輸入變化에

<表 III-35> 附加價值稅 輸入分の 推定結果(二次差分模型)

(單位: %, 億圓)

| | VATIDI-1 | VATIDI-2 | VATIDI-3 | VATIDI-4 | VATIDI-5 | VATIDI-6 |
|------------------|--------------------|------------------|--------------------|------------------|--------------------|------------------|
| 常 數 | 6.304 (1.090) | 0.005 (0.396) | -5.605 (-0.459) | 0.009 (0.370) | -7.301 (-1.036) | 0.008 (0.523) |
| 時間趨勢 | -0.003 (-1.089) | - | 0.003 (0.460) | - | 0.004 (1.037) | - |
| GNP _t | - | - | - | - | 2.515 (3.980) | 2.642 (4.241) |
| 民 間 消費支出 | - | - | 1.578 (1.778) | 1.718 (2.126) | - | - |
| 輸 入 | 1.168 (6.632) | 1.076 (6.818) | - | - | - | - |
| R ² | 0.723 <0.677> | 0.724 <0.702> | 0.193 <0.058> | 0.202 <0.140> | 0.609 <0.544> | 0.581 <0.548> |
| D.W | 2.588 | 2.445 | 2.077 | 2.021 | 2.198 | 2.026 |
| 推定法 | C-0 | | | | | |
| MMSE | 0.391 | 0.387 | 1.222 | 1.231 | 1.627 | 1.737 |
| LAD | 5.176 | 5.018 | 9.075 | 9.067 | 9.367 | 9.926 |
| 豫 測 值 | 1996 95,973 | 99,546 | 114,297 | 111,650 | 112,571 | 109,023 |
| | 1997 103,835 | 114,742 | 149,271 | 138,719 | 146,202 | 132,468 |
| | 1998 105,288 | 128,359 | 206,312 | 177,749 | 198,026 | 161,668 |

註: 1. 1978~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1980년=1980, ..., 1995년=1995임.

2. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

다른 輸入分 稅收의 變化를 충분히 감안하여 예측할 수는 없을 것 으로 판단된다. 따라서 輸入分 附加價值稅에 대한 稅收函數 分析에 있어서는 民間消費支出과 國民總生産에 대한 분석도 병행하였으나 尙後 稅收를 예측함에 있어서는 輸入을 說明變數로 사용한 模型에 대해서만 輸入分 附加價值稅 稅收展望을 위한 模型으로 사용하기로 한다.

自然代數線形模型의 경우에는 時間趨勢에 대한 추정결과가, 國民總生產을 說明變數로 사용한 경우(VATI-5)를 제외하고는 상당히 유의한 것으로 나타났다. 稅收豫測誤差를 나타내는 MMSE와 LAD도 時間趨勢를 포함한 경우가 보다 우수하게 나타났다. 이와 달리 二次差分模型의 경우에는 時間趨勢의 統計的 有意성이 낮은 것으로 나타났으나 自然代數線形模型에서와 달리 MMSE와 LAD는 時間趨勢의 包含與否에 관계없이 거의 비슷한 것으로 나타났다.

이상의 관점에서 볼 때 推定値의 統計的 有意성이 크면서 稅收豫測誤差를 나타내는 MMSE와 LAD도 가장 작은 모형으로는 自然代數線形模型의 경우에는 VATI-1, 二次差分模型의 경우에는 VATIDI-2인 것으로 사료된다.

라. 附加價值稅 國內分과 輸入分の SUR 模型 推定結果

國內分과 輸入分 附加價值稅를 병렬하여 분석한 SUR 模型 추정 결과는 <表 III-36>과 <表 III-37>에 나타난 바와 같다.

먼저 自然代數線形模型에 대한 추정결과를 살펴보자.

國內分 附加價值稅 稅收에 대한 추정결과는 별도의 獨立式으로 추정한 <表 III-32>의 결과와 비교해 볼 때 상당히 유사하게 나타났다. 즉 時間趨勢에 대한 係數 推定値가 대체로 통계적으로는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 國民總生產이나 民間消費支出의 경우에는 國內分 稅收에 正의 영향을 미치면서 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타났다. 輸出이나 設備投資 등 國內分 附加價值稅의 還給稅額을 설명해 주는 변수들에 대한 係數 推定値 역시 예상대로 陰의 값을 가지면서 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 다만 民間消費支出을 설명변수로 채택한 경우에는 推定結果가 統計적으로 여전히 유의하기는 하지만 다른 推定式에 비해 設備投資의 係數 推定値에 대한 t-값이 낮아지는 것을 볼 수 있다.

國內分 稅收函數의 경우에는 說明變數의 추정결과의 統計的 有意

<表 III-36> 附加價值稅 國內分과 輸入分의 SUR 模型 推定結果
(一般自然代數線形模型)

(單位: %, 億원)

| | VATSUR-1 | | VATSUR-2 | | VATSUR-3 | | | | | |
|------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|---------|---------|---------|---------|
| | 國內分 | 輸入分 | 國內分 | 輸入分 | 國內分 | 輸入分 | | | | |
| 常 數 | 100.679 (1.196) | -128.162 (-9.086) | -13.415 (-82.691) | -118.240 (-35.127) | -13.619 (-23.797) | -12.738 (-6.543) | | | | |
| 時間趨勢 | -0.060 (-1.359) | 0.066 (8.902) | - | 0.061 (34.339) | - | 0.066 (6.401) | | | | |
| 限界稅額 控除 더미 | - | - | - | - | -0.176 (-2.317) | - | | | | |
| GNP _t | 6.181 (21.129) | - | 5.836 (38.777) | - | - | - | | | | |
| 民 間 消費支出 | - | - | - | - | 3.786 (17.854) | - | | | | |
| 輸 出 | -1.675 (-18.952) | - | -1.704 (-25.089) | - | -1.118 (-8.827) | - | | | | |
| 設備投資 | -3.026 (-16.756) | - | -3.049 (-29.767) | - | -1.095 (-6.935) | - | | | | |
| 輸 入 | - | 0.554 (10.881) | - | 0.582 (46.525) | - | 0.556 (7.598) | | | | |
| 推定法 | SUCCR | | | | | | | | | |
| MMSE | 1.871 | 0.207 | 0.176 | 1.807 | 0.203 | 0.183 | 1.593 | 0.213 | 0.107 | |
| LAD | 10.438 | 3.920 | 3.147 | 10.535 | 3.774 | 3.183 | 9.857 | 4.002 | 2.838 | |
| 豫測值 | 1996 | 71,810 | 102,040 | 173,850 | 73,654 | 101,249 | 174,903 | 77,018 | 102,071 | 179,089 |
| | 1997 | 79,557 | 118,146 | 197,703 | 82,806 | 117,103 | 199,909 | 87,995 | 118,247 | 206,242 |
| | 1998 | 88,599 | 134,389 | 222,988 | 93,613 | 132,938 | 226,551 | 105,172 | 134,569 | 239,741 |

註: 1. 1978~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1978년=1978, ..., 1995년=1995임.

2. () 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

性 및 稅收豫測誤差 등을 종합적으로 고려할 때 VATSUR-3이 가장 우수한 것으로 판단된다. 輸入分의 경우에는 <表 III-34>에서

<表 III-37> 附加價值稅 國內分과 輸入分의 SUR 模型 推定結果
(二次差分模型)

(單位: %, 億원)

| | VATDISUR-1 | | VATDISUR-2 | | VATDISUR-3 | | | | | |
|------------------|--------------------|------------------|--------------------|------------------|--------------------|--------------------|---------|--------|---------|---------|
| | 國內分 | 輸入分 | 國內分 | 輸入分 | 國內分 | 輸入分 | | | | |
| 常 數 | -0.030 (-0.394) | 0.003 (0.206) | -0.256 (-0.346) | 0.003 (0.202) | -0.025 (-0.329) | 1.837 (0.634) | | | | |
| 時間趨勢 | - | - | - | - | - | -0.001 (-0.633) | | | | |
| 限界稅額 | - | - | -0.092 | - | - | - | | | | |
| 控除 디미 | - | - | (-0.891) | - | - | - | | | | |
| GNP _t | - | - | -0.320 (-0.269) | - | 0.123 (0.110) | - | | | | |
| 民 間 | -0.532 | - | - | - | - | - | | | | |
| 消費支出 | (-0.427) | - | - | - | - | - | | | | |
| 輸 出 | -0.964 (-2.524) | - | -0.932 (-2.357) | - | -0.974 (-2.405) | - | | | | |
| 設備投資 | -0.238 (-0.747) | - | -0.064 (-0.127) | - | -0.307 (-0.704) | - | | | | |
| 輸 入 | - | 0.973 (8.354) | - | 0.960 (9.637) | - | 0.963 (9.464) | | | | |
| R ² | 0.202 <0.049> | | 0.195 <0.002> | | 0.185 - | | | | | |
| D.W. | 2.692 | 2.840 | 2.712 | 2.836 | 2.727 | 2.855 | | | | |
| 推定法 | IFGLS | | | | | | | | | |
| MMSE | 11.354 | 0.393 | 0.450 | 11.361 | 0.396 | 0.443 | 11.624 | 0.393 | 0.460 | |
| LAD | 24.326 | 4.798 | 4.757 | 24.380 | 4.796 | 4.647 | 24.445 | 4.866 | 4.744 | |
| 豫測值 | 1996 | 68,368 | 100,645 | 169,013 | 67,945 | 100,804 | 168,749 | 68,425 | 99,980 | 168,405 |
| | 1997 | 71,137 | 116,874 | 188,011 | 77,086 | 117,201 | 194,287 | 71,120 | 114,296 | 185,416 |
| | 1998 | 70,567 | 131,984 | 202,551 | 76,756 | 132,568 | 209,324 | 71,356 | 125,880 | 197,236 |

註: 1. 1978~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1980년=1980, ..., 1995년=1995임.

2. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

와 마찬가지로 時間趨勢의 係數 推定值에 대한 t -값이 매우 높게 나타난 것을 볼 수 있다. 따라서 輸入分 附加價值稅 稅收函數에 대해서는 時間趨勢와 輸入을 說明變數로 채택한 경우만을 분석하였다. 그 결과 세 가지 SUR 模型 推定式 모두 매우 유사한 추정결과를 나타내었다. 그 가운데 가장 稅收豫測力이 우수한 것은 VATSUR-2인 것으로 사료된다.

다음은 二次差分模型을 이용한 SUR 模型 추정결과를 살펴보자.

二次差分模型의 경우에는 國內分 附加價值稅와 輸入分 附加價值稅 모두에서 時間趨勢에 대한 係數 推定值가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 대부분의 경우에 時間趨勢를 分析對象에서 제외하였다. 이에 따라 輸入分 附加價值稅의 경우에는 輸入만을 說明變數로 사용하였다⁵⁾. 國內分 附加價值稅의 경우에는 輸出만이 명시적으로 零稅率이 적용되는 說明變數 가운데 유일하게 統計的으로 有意한 것으로 나타났다. 그 외에 國民總生産에 대한 추정결과는 民間消費支出에 비해 상당히 떨어지는 것으로 나타났다. 이러한 것을 종합적으로 고려해 볼 때 가장 우수한 推定式은 國內分과 輸入分 附加價值稅 모두 VATDISUR-1인 것으로 판단된다.

5. 特別消費稅

特別消費稅에 대한 稅收函數 分析에 있어서는 稅收比重이 크면서 1994년부터 새로이 과세되기 시작한 燈油和 天然가스를 분석대상에 포함시킨 경우와 그렇지 않은 두 가지 경우에 대해 분석하였다.

가. 燈油和 天然가스를 除外한 경우의 推定結果

特別消費稅에 대한 稅收函數의 說明變數로는 國民總生産과 民間

5) 다만 VATDISUR-3에서는 시간추세를 포함하여 추정하였으나 통계적으로 유의하지 않은 만큼 이에 대해서는 설명하지 않기로 한다.

<表 III-38> 特別消費稅의 推定結果(一般自然代數線形模型, 燈油, LNG 除外)

(單位: %, 億원)

| | | SETN-1 | SETN-2 | SETN-3 | SETN-4 | SETN-5 | SETN-6 |
|------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 常 數 | | -1.667 | -2.771 | -3.124 | -2.383 | -2.500 | -3.749 |
| | | (-2.146) | (-4.679) | (-5.737) | (-2.444) | (-2.585) | (-5.935) |
| d ₉₀ | | 0.187 | 0.093 | - | 0.147 | 0.168 | - |
| | | (1.625) | (0.709) | - | (1.082) | (1.265) | - |
| d ₉₄ | | 0.086 | - | - | 0.064 | - | - |
| | | (0.811) | - | - | (0.505) | - | - |
| GNP _t | | 0.759 | 0.843 | 0.871 | - | - | - |
| | | (12.915) | (19.284) | (21.908) | - | - | - |
| 民 間 消費支出 | | - | - | - | 0.845 | 0.854 | 0.954 |
| | | - | - | - | (11.038) | (11.242) | (19.884) |
| 推定法 | CCR, d=1 | | | | | | |
| MMSE | | 1.531 | 1.855 | 2.101 | 2.227 | 2.200 | 2.721 |
| LAD | | 8.913 | 9.726 | 10.450 | 10.440 | 10.673 | 10.782 |
| 豫 測 值 | 1996 | 24,940 | 24,872 | 24,260 | 24,889 | 24,119 | 25,209 |
| | 1997 | 27,206 | 27,396 | 26,807 | 27,101 | 26,286 | 27,753 |
| | 1998 | 29,649 | 30,143 | 29,587 | 29,825 | 28,957 | 30,923 |

註: 1. 1978~1095년 자료를 사용하였음.

2. d₉₀, d₉₄는 각각 1990년, 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. () 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

消費支出을 사용하였다. 이 외에도 時間趨勢와 特別消費稅의 主要 稅法改正을 나타내는 더미를 사용하였다. 다만 이 가운데 時間趨勢의 경우에는 特別消費稅에 대한 대부분의 稅收函數 推定式에서 係數의 推定值에 대한 추정결과가 統計적으로 有意하지 않은 것으로 나타났다. 이는 個別 消費品目에 대한 個別消費稅 稅收函數라는 관점에서 볼 때, 전반적으로 特別消費稅의 稅率引下 趨勢와 消費性向에 대한 趨勢的 흐름, 즉 時間趨勢가 稅收에 미치는 영향이 서로 상

〈表 III-39〉 特別消費稅의 推定結果(二次差分模型, 燈油, LNG 除外)

(單位: %, 億원)

| | SETNDI-1 | SETNDI-2 | SETNDI-3 | SETNDI-4 | SETNDI-5 | SETNDI-6 |
|------------------------------------|---|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| 常 數 | 0.030 (0.618) | 11.368 (0.590) | 0.030 (0.647) | 4.602 (0.325) | 6.707 (0.253) | 0.008 (0.330) |
| 時間趨勢 | - | -0.006 (-0.587) | - | -0.002 (-0.325) | -0.003 (-0.253) | - |
| d ₉₀ | 0.503 (3.608) | 33.289 (1.692) | 0.502 (3.736) | -12.286 (-0.936) | 0.569 (3.326) | 0.436 (3.260) |
| d ₉₄ | 0.037 (0.275) | - | - | - | - | - |
| GNP _t | 2.627 (2.366) | 3.833 (3.169) | 2.660 (2.500) | - | - | - |
| 民 間 消費支出 | - | - | - | -1.469 (-1.246) | 0.903 (0.467) | -1.285 (-1.365) |
| GNP _t × d ₉₀ | - | -2.2976 (-1.666) | - | - | - | - |
| 民間消費 × d ₉₀ | - | - | - | 0.928 (0.968) | - | - |
| R ² | 0.681 <0.602> | 0.752 <0.662> | 0.679 <0.630> | 0.410 <0.175> | 0.534 <0.417> | 0.426 <0.331> |
| D.W. | 2.490 | 1.978 | 2.518 | 1.364 | 2.892 | 1.412 |
| 推定法 | OLS | OLS | OLS | OLS | OLS | C-0 |
| MMSE | 2.213 | 1.955 | 2.228 | 4.978 | 3.649 | 4.755 |
| LAD | 10.496 | 11.129 | 10.868 | 19.340 | 15.489 | 18.855 |
| 豫測值 | 1996 27,034 1997 31,627 1998 37,980 | 26,940 30,824 35,126 | 27,027 31,610 37,957 | 26,970 30,646 33,809 | 26,823 30,053 33,522 | 27,921 34,107 41,323 |

註: 1. 1978~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1980년=1980, ..., 1995년=1995임.

2. d₉₀, d₉₄는 각각 1990년, 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

쇄됨에 따라 나타난 결과인 것으로 사료된다.

特別消費稅는 수차에 걸쳐 稅法이 改正되어 왔으나 特別消費稅 稅收函數에 構造的인 變化를 초래할 수 있는 정도로 대폭적이었고 판단되는 것으로는 1990년 前後의 稅收函數의 構造變化를 가져온 1989년의 개정과 1994년부터 시행된 稅法改正 두 가지를 가장 큰 것으로 들 수 있는바 이들 두 더미를 說明變數로 포함하여 분석하였다.

먼저 이상과 같은 논의를 바탕으로 분석한 自然代數線形模型에 대한 추정결과를 살펴보면 다음과 같다.

앞에서도 간략히 언급하였듯이 稅法改正을 나타내는 1990년 및 1994년 더미에 대한 係數 推定値는 예상과는 달리 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 稅法改正이 稅收에 미치는 效果가 부분적으로 稅收의 趨勢的 變化要因(時間趨勢)과 상쇄되었기 때문에 나타난 것으로 해석된다. 또한 두 더미의 係數 推定値가 t -값이 매우 낮기 때문에 정확히 추론할 수는 없지만, 두 더미 가운데 稅收에 미치는 영향이 상대적으로 더 큰 것은 1990년 더미인 것으로 사료된다.

國民總生產과 民間消費支出의 경우에는, 다른 설명변수로서 더미를 포함시켰는지의 여부에 관계없이 前者에 대한 t -값이 後者の 경우보다 훨씬 더 크게 나타나고 있을 뿐만 아니라 稅收豫測誤差를 나타내는 MMSE와 LAD도 더 작게 나타나고 있다. 이러한 것을 볼 때 自然代數線形模型의 경우에는 民間消費支出보다 國民總生產의 稅收函數에 대한 說明力 및 稅收豫測力이 더 높은 것으로 사료된다.

이러한 맥락에서 볼 때 <表 III-38>의 여섯 가지의 推定式 가운데 稅收豫測力 및 추정결과의 說明力이 가장 우수한 推定式은, 係數 推定値에 대한 統計的 有意性이 낮게 나타난 1990년 및 1994년 稅法改正 더미를 說明變數에 포함한 SETN-1인 것으로 판단된다.

二次差分模型에 대한 추정결과는 다음과 같다.

二次差分模型의 경우에서도 時間趨勢에 대한 추정결과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 1990년 더미의 경우에는 自然代數線形模型에서의 推定結果와는 대조적으로 統計的인 有意性이 상당히 높은 것으로 나타났다. 國民總生産과 民間消費支出의 경우에는, 國民總生産에 대한 係數 推定値의 推定結果가 좋은 반면 民間消費支出의 경우에는 추정결과가 상당히 좋지 않은 것으로 나타났다. 이와 같이 民間消費支出에 대한 係數 推定値가 統計的으로 유의하지 않게 나타난 원인을 찾는 것은 쉽지 않지만, 간접적으로 이러한 결과가 예상될 수 있는 요인을 한 가지 들면 다음과 같다. 自然代數線形模型의 분석결과를 보면 民間消費支出에 대한 係數의 推定結果가 통계적으로 유의하기는 하지만 國民總生産에 대한 係數 推定値의 t -값에 비해 그 값이 낮을 뿐더러, 國民總生産을 說明變數로 사용한 경우에 비해 民間消費支出을 說明變數로 사용한 경우에서 稅收豫測誤差를 나타내는 MMSE와 LAD가 모두 낮은 점 등을 관찰할 수 있었다. 이러한 요인이 二次差分模型에서도 종합적으로 작용하여 民間消費支出을 說明變數로 채택한 稅收函數 推定式의 推定結果가 좋지 않게 나타난 것으로 사료된다. 이로부터 國民總生産과 民間消費支出 가운데 特別消費稅에 대한 說明變數로 보다 안정적인 것은 國民總生産으로 판단된다.

이러한 것을 종합해 볼 때 二次差分模型 가운데 가장 우수한 稅收函數 推定式은 SETNDI-1이다.

나. 燈油와 天然가스를 포함한 경우의 推定結果

앞에서도 간략히 언급하였듯이 1994년에는 特別消費稅 課稅對象의 범위에 큰 변화가 있었다. 그 동안 特別消費稅가 과세되지 않았던 燈油와 天然가스가 새로이 課稅對象에 추가되면서 特別消費稅 稅收函數에도 변화가 있었을 것으로 추측된다. 이에 따라 本項에서

<表 III-40> 特別消費稅의 推定結果(一般自然代數線形模型, 燈油, LNG 包含)

(單位: %, 億원)

| | SET-1 | SET-2 | SET-3 | SET-4 | SET-5 | SET-6 |
|------------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 常 數 | -1.668 (-2.144) | -2.838 (-4.622) | -3.415 (-5.778) | -2.384 (-2.443) | -3.586 (-4.823) | -4.065 (-6.110) |
| d ₉₀ | 0.187 (1.627) | - | - | 0.147 (1.083) | - | - |
| d ₉₄ | 0.193 (1.810) | 7.825 (0.141) | - | 0.170 (1.347) | 13.469 (0.198) | - |
| GNP _t | 0.759 (12.904) | 0.848 (18.705) | 0.893 (20.692) | - | - | - |
| 民 間 消費支出 | - | - | - | 0.845 (11.027) | 0.940 (16.447) | 0.979 (19.366) |
| GNP _t × d ₉₄ | - | -0.512 (-0.138) | - | - | - | - |
| 民間消費 × d ₉₄ | - | - | - | - | -0.931 (-0.197) | - |
| 推定法 | CCR, d=1 | | | | | |
| MMSE | 1.534 | 1.922 | 2.374 | 2.229 | 2.526 | 2.910 |
| LAD | 8.978 | 10.122 | 11.677 | 10.507 | 11.072 | 11.903 |
| 豫 測 值 | 1996 27,744 | 24,198 | 25,315 | 27,687 | 22,102 | 26,328 |
| | 1997 30,265 | 25,149 | 28,043 | 30,149 | 22,121 | 29,057 |
| | 1998 32,982 | 26,126 | 31,029 | 33,179 | 22,142 | 32,467 |

註: 1. 1978~1995년 자료를 사용하였음.

2. d₉₀, d₉₄는 각각 1990년, 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. () 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

추정하는 推定式에서도 1994년 더미를 사용하였는바 前項에 비해서는 燈油와 天然가스로부터 추가적으로 징수되는 稅收로 인해 1994년 더미에 대한 係數 推定值의 t-값이 크게 나타날 것으로 추측된다.

<表 III-41> 特別消費稅의 推定結果(二次差分模型, 燈油, LNG 包含)

(單位: %, 億원)

| | SETDI-1 | SETDI-2 | SETDI-3 | SETDI-4 | SETDI-5 | SETDI-6 |
|------------------------------------|------------------|--------------------|------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| 常 數 | 0.030 (0.635) | 11.870 (0.585) | 0.031 (0.653) | -0.010 (-0.343) | 1.922 (0.152) | 8.299 (0.305) |
| 時間趨勢 | - | -0.006 (-0.582) | - | - | -0.001 (-0.152) | -0.004 (-0.304) |
| d ₉₀ | 0.503 (3.606) | 32.109 (1.549) | 0.499 (3.584) | -12.994 (-0.973) | -11.810 (-0.890) | 0.561 (3.182) |
| d ₉₄ | 0.132 (0.979) | - | - | -17.083 (-0.803) | - | - |
| GNP _t | 2.636 (2.375) | 3.894 (3.056) | 2.752 (2.498) | - | - | - |
| 民 間 消費支出 | - | - | - | -1.819 (-1.650) | -1.437 (-1.211) | 1.211 (0.608) |
| GNP _t × d ₉₀ | - | -2.213 (-1.526) | - | - | - | - |
| 民間消費 × d ₉₀ | - | - | - | 0.981 (1.006) | 0.893 (0.922) | - |
| 民間消費 × d ₉₄ | - | - | - | 1.201 (0.806) | - | - |
| R ² | 0.692 <0.615> | 0.734 <0.637> | 0.667 <0.616> | 0.414 <0.089> | 0.395 <0.153> | 0.523 <0.403> |
| D.W. | 2.494 | 2.163 | 2.590 | 1.403 | 1.329 | 2.866 |
| 推定法 | OLS | OLS | OLS | C-O | C-O | OLS |
| MMSE | 2.217 | 2.161 | 2.428 | 5.073 | 5.223 | 3.853 |
| LAD | 10.463 | 12.242 | 12.009 | 19.943 | 20.426 | 16.278 |
| 豫 測 值 | 1996 30,618 | 30,373 | 30,588 | 30,490 | 30,926 | 30,163 |
| | 1997 36,287 | 34,919 | 36,217 | 35,001 | 36,532 | 33,707 |
| | 1998 44,178 | 39,888 | 44,082 | 39,943 | 42,526 | 37,463 |

註: 1. 1978~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1980년=1980, ..., 1995년=1995임.

2. d₉₀, d₉₄는 각각 1990년, 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

먼저 自然代數線形模型에 대한 추정결과를 살펴보자. 이 경우에도 時間趨勢에 대한 추정결과는 統計적으로 有意하지 않은 것으로 나타나 說明變數에서 時間趨勢를 제외하고 분석하였다. 稅法改正과 構造變化를 나타내는 1990년 더미와 1994년 더미에 대한 係數 推定值의 t -값은 예상했던 바와 같이 前項의 분석결과에 비해 t -값이 대체로 크게 나타났다. 그러나 아직도 절대적인 관점에서 본다면 이들 더미의 統計的 有意성은 작은 편인 것으로 판단된다. 특히 燈油와 天然가스가 새로이 特別消費稅의 課稅對象에 포함되어 稅收增加의 效果가 기대되는 1994년 稅法改正의 경우에는 기올기 더미도 함께 분석하였으나 t -값이 거의 零에 가깝게 나타나는 등, 統計的 有意성은 거의 없는 것으로 분석되어, 統計적으로 이러한 사실을 뒷받침하기는 다소 어려운 것으로 판단된다. 國民總生産과 民間消費支出間의 相對的인 說明力 比較에 있어서는 역시 國民總生産이 民間消費支出보다 우수한 것으로 사료된다. 왜냐하면 두 가지 경우 모두 係數 推定值은 統計적으로 매우 有意성이 높은 것으로 나타났지만 稅收豫測誤差를 나타내는 MMSE와 LAD를 보면 國民總生産을 說明變數로 사용한 경우가 더 우수하기 때문이다. 이러한 관점에서 볼 때 自然代數線形模型 가운데 稅收豫測力이 가장 우수한 것을 선택한다면 SET-1인 것으로 판단된다.

二次差分模型의 경우에도 自然代數線形模型에 대한 分析結果와 매우 유사한 結果를 나타내었다. 따라서 二次差分模型의 경우에도 自然代數線形模型에서와 같은 이유로 인해 SETDI-1이 가장 우수한 推定式인 것으로 판단된다.

6. 酒稅

酒稅의 경우에 稅收에 미치는 要因으로 時間趨勢, 主要 酒類에 대한 稅率, 國民總生産 또는 民間消費支出을 설명변수로 하여 稅收

<表 III-42> 酒稅의 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位: %, 億원)

| | LT-1 | LT-2 | LT-3 | LT-4 | |
|------------------|----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| 常 數 | 228.775 (3.993) | 152.401 (5.347) | 67.350 (2.222) | 112.390 (4.777) | |
| 時 間 趨 勢 | -0.121 (-4.078) | -0.082 (-5.495) | -0.038 (-2.402) | -0.061 (-4.981) | |
| 麥 酒 稅 率 | 0.002 (0.642) | - | 0.006 (2.386) | - | |
| 위 스키 稅 率 | -0.005 (-2.282) | - | -0.001 (-0.854) | - | |
| 清 酒 稅 率 | 0.004 (1.489) | - | 0.003 (1.284) | - | |
| GNP _t | 1.535 (9.356) | 1.332 (18.374) | - | - | |
| 民 間 消 費 支 出 | - | - | 1.180 (12.394) | 1.340 (20.649) | |
| 推定法 | CCR, d=3 | | | | |
| MMSE | 0.439 | 0.557 | 0.446 | 0.433 | |
| LAD | 5.470 | 6.123 | 5.319 | 5.455 | |
| 豫 測 值 | 1996 1997 1998 | 21,254 21,521 22,683 | 17,866 19,183 20,561 | 20,225 19,444 21,401 | 19,508 21,003 22,996 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1970년=1970, ..., 1995년=1995임.

2. () 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

函數를 분석하였다.

먼저 自然代數線形模型에 대해서는 모두 네 가지의 추정결과를 보고하였는바 推定結果를 살펴보면 다음과 같다.

時間趨勢에 대한 推定結果는 네 가지 推定式 모두에서 매우 유익한 것으로 나타났다. 다만 推定值가 陰의 값을 가지는 것으로 나타

<表 III-43> 酒稅의 推定結果(二次差分模型)

(單位: %, 億圓)

| | | LTDI-1 | LTDI-2 | LTDI-3 | LTDI-4 |
|------------------|------|--------------------|------------------|-------------------|------------------|
| 常 數 | | 0.002 (0.084) | 0.001 (0.037) | 0.009 (0.515) | 0.008 (0.529) |
| 麥 酒 稅 率 | | 0.007 (1.876) | - | 0.001 (0.269) | - |
| 위 스 키 稅 率 | | -0.002 (-0.573) | - | 0.001 (0.217) | - |
| 清 酒 稅 率 | | 0.004 (1.076) | - | 0.0004 (0.114) | - |
| GNP _t | | 1.870 (3.404) | 1.473 (2.637) | - | - |
| 民 間 消 費 支 出 | | - | - | 1.713 (3.791) | 1.749 (4.437) |
| R ² | | 0.441 <0.324> | 0.240 <0.206> | 0.420 <0.291> | 0.361 <0.330> |
| D.W. | | 2.241 | 2.609 | 2.149 | 2.152 |
| 推定法 | | OLS | OLS | C-0 | C-0 |
| MMSE | | 1.187 | 1.807 | 1.294 | 1.437 |
| LAD | | 8.787 | 10.334 | 9.547 | 10.001 |
| 豫 測 值 | 1996 | 21,652 | 21,073 | 21,036 | 21,310 |
| | 1997 | 21,454 | 24,126 | 23,775 | 24,575 |
| | 1998 | 24,393 | 27,594 | 28,317 | 29,204 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였음.

2. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

났는바 이는 酒稅 稅收가 趨勢的으로 增加趨勢가 鈍化되고 있음을 시사해 주고 있다. 우리나라의 酒類 消費 水準이 사실상 飽和狀態에 이를 정도로 매우 높기 때문에 추가적으로 酒類의 消費가 增加하는 데에는 限界가 있다는 관점에서 보더라도 이러한 추정결과는 수긍이 가는 것으로 판단된다.

맥주와 위스키, 청주 등에 대한 酒稅率을 說明變數로 사용하였으나 LT-1에서 위스키 稅率에 대한 것을 제외하고는 t-값이 모두 낮게 나타나는 등 추정결과는 대체로 만족스럽지 못한 것으로 사료된다. 다만 한 가지 특기할 만한 것은 위스키의 稅率에 대한 係數가 陰의 값을 가지는 것으로 추정되었다는 점이다. 이는 일반적인 상식에서 다소 벗어나는 것이다. 그렇지만 최근 위스키의 稅率이引下되면서 輸入이 매우 크게 증가하여 전반적으로 위스키의 出庫增加率이 稅率의 引下率을 크게 상회함에 따라 稅率의 引下에도 불구하고 稅收은 오히려 증가하는 현상이 발생하고 있다. 따라서 이러한 요인이 복합적으로 작용하여 酒稅收入이 오히려 증가하는 원인이 되었던 것으로 사료된다. 이러한 것을 종합적으로 검토할 때 주요 주류에 대한 酒稅率의 변화가 세수에 미치는 영향을 효과적으로 포착할 수 있는 推定式은 네 가지 推定式 가운데 LT-1인 것으로 판단된다.

二次差分模型에서도 이러한 추정결과와 대체로 매우 유사한 결과를 보여주고 있다. 다만 二次差分模型에서는 時間趨勢가 유의하지 않게 나타났다. 二次差分模型의 경우에는 LTDI-1이 가장 우수한 推定式인 것으로 사료된다.

7. 印紙稅

印紙稅의 경우에는 時間趨勢와 國民總生產 또는 民間消費支出을 說明變數로 하여 분석하였다.

自然代數線形模型에 대한 추정결과를 보면, 時間趨勢는 統計적으로 유의하지 않은 것으로 나타났고, 國民總生產과 民間消費支出에 대한 추정결과는 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 따라서 <表 III-44>에 나타난 네 가지 推定式에서 가장 우수한 推定式을 선택한다면 時間趨勢를 포함하지 않은 推定式, 즉 INJI-2와

<表 III-44> 印紙稅의 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位：%，億圓)

| | | INJI-1 | INJI-2 | INJI-3 | INJI-4 |
|------------------|------|----------|-----------|----------|-----------|
| 常 數 | | -18.583 | -6.442 | -33.850 | -6.977 |
| | | (-0.218) | (-14.802) | (-0.428) | (-15.065) |
| 時 間 趨 勢 | | 0.006 | - | 0.014 | - |
| | | (0.138) | - | (0.336) | - |
| GNP _t | | 0.964 | 0.961 | - | - |
| | | (4.437) | (28.437) | - | - |
| 民 間 消 費 支 出 | | - | - | 0.998 | 1.041 |
| | | - | - | (4.577) | (27.865) |
| 推定法 | | CCR, d=3 | | | |
| MMSE | | 5.963 | 6.065 | 6.114 | 5.979 |
| LAD | | 16.307 | 15.610 | 16.990 | 15.659 |
| 豫 測 值 | 1996 | 4,079 | 3,457 | 4,178 | 3,517 |
| | 1997 | 4,584 | 3,860 | 4,684 | 3,906 |
| | 1998 | 5,144 | 4,304 | 5,318 | 4,395 |

註：1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1970년=1970, ..., 1995년=1995임.

2. () 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

INJI-4를 들 수 있다. 양자 사이에는 MMSE와 LAD가 거의 비슷하여 稅收豫測誤差 측면에서 우열을 가리기 어렵다.

二次差分模型을 이용한 추정결과를 보면, 時間趨勢에 대한 추정 결과가 통계적으로는 유의하게 나타났다. 그러한 경우에는 그렇지 않은 경우에 비해 稅收豫測誤差가 다소 크게 나타났으나 전반적으로 우수한 것으로 사료된다. 따라서 二次差分模型의 경우에는 INJIDI-2와 INJIDI-4가 우수한 것으로 판단된다.

<表 III-45> 印紙稅의 推定結果(二次差分模型)

(單位: %, 億圓)

| | | INJIDI-1 | INJIDI-2 | INJIDI-3 | INJIDI-4 |
|------------------|------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| 常數 | | -12.826 (-1.861) | -0.032 (-1.338) | -13.115 (-1.909) | -0.032 (-1.301) |
| 時間趨勢 | | 0.006 (1.857) | - - | 0.007 (1.905) | - - |
| GNP _t | | -0.460 (-0.579) | -0.655 (-0.787) | - - | - - |
| 民間消費支出 | | - - | - - | -0.304 (-0.482) | -0.388 (-0.581) |
| R ² | | 0.171 <0.088> | 0.029 - | 0.167 <0.084> | 0.016 - |
| D.W. | | 1.571 | 1.410 | 1.497 | 1.299 |
| 推定法 | | C-0 | | | |
| MMSE | | 20.918 | 24.131 | 21.189 | 24.680 |
| LAD | | 27.358 | 28.708 | 27.279 | 28.374 |
| 豫測值 | 1996 | 3,926 | 3,633 | 3,920 | 3,614 |
| | 1997 | 5,107 | 4,013 | 5,105 | 3,974 |
| | 1998 | 7,066 | 4,295 | 7,059 | 4,214 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1972년=1972, ..., 1995년=1995임.

2. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

8. 電話稅

電話稅의 경우에는 時間趨勢, 移動通信加入者 數, 構造變化를 나타내는 더미, 電話稅率, 國民總生産이나 民間消費支出을 설명변수로 사용하였다.

自然代數線形模型에 대한 推定結果를 보면 다음과 같다.

時間趨勢에 대한 係數 推定値는 統計的으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 移動通信加入者 數의 경우에는 최근 加入者의 數가

<表 III-46> 電話稅의 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位：%，億圓)

| | TEL-1 | TEL-2 | TEL-3 | TEL-4 | TEL-5 | TEL-6 |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 常數 | -14.070 (-18.761) | -13.477 (-20.724) | -14.067 (-18.831) | -130.381 (-1.934) | -132.935 (-0.743) | -13.653 (-23.178) |
| 時間趨勢 | - | - | - | 0.061 (1.733) | 0.062 (0.665) | - |
| 移動通信 加入者數 | - | -0.007 (-0.600) | - | - | 0.001 (0.026) | 0.012 (1.218) |
| d_{93} | 3.258 (0.164) | -0.160 (-1.796) | -0.169 (-1.620) | 6.215 (0.400) | -0.296 (-2.441) | -0.230 (-2.852) |
| 電話稅率 | 0.135 (6.185) | 0.116 (6.496) | 0.136 (6.231) | 0.128 (5.512) | 0.142 (5.397) | 0.121 (7.511) |
| GNP _t | 1.429 (37.382) | 1.408 (29.631) | 1.428 (37.459) | - | - | - |
| 民間 消費支出 | - | - | - | 1.185 (6.727) | 1.209 (3.085) | 1.464 (32.426) |
| GNP _t × d_{93} | -0.230 (-0.173) | - | - | - | - | - |
| 民間消費 × d_{93} | - | - | - | -0.456 (-0.419) | - | - |
| 推定法 | CCR, d=3 | | | | | |
| MMSE | 1.500 | 1.704 | 1.516 | 1.126 | 1.093 | 1.244 |
| LAD | 9.343 | 9.457 | 9.619 | 8.419 | 8.797 | 8.799 |
| 豫測值 | 1996 | 1997 | 1998 | 1996 | 1997 | 1998 |
| | 6,252 | 7,173 | 8,217 | 6,605 | 7,748 | 9,075 |
| | 6,679 | 7,868 | 9,250 | 6,191 | 7,080 | 8,171 |
| | 7,011 | 8,424 | 10,277 | 7,011 | 8,424 | 10,277 |
| | 6,628 | 7,706 | 9,122 | 6,628 | 7,706 | 9,122 |

註：1. 1974~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1974년=1974, ..., 1995년=1995임.

2. d_{93} 은 1993년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. () 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

기하급수적으로 증가하고 있고 移動通信의 電話料金이 一般電話에 비해 상당히 高價라는 점을 고려하면 이에 대한 추정치는 陽의 값

<表 III-47> 電話稅의 推定結果(二次差分模型)

(單位: %, 億圓)

| | TELDI-1 | TELDI-2 | TELDI-3 | TELDI-4 | TELDI-5 | TELDI-6 |
|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 常 數 | -0.026 (-1.002) | -0.037 (-1.415) | -0.037 (-1.412) | -0.018 (-0.827) | -0.018 (-0.874) | -0.017 (-0.849) |
| 移動通信 加入者數 | 0.009 (0.901) | - | - | 0.003 (0.268) | - | - |
| d_{93} | -0.064 (-0.814) | -0.067 (-0.819) | - | -0.075 (-0.764) | -0.074 (-0.769) | - |
| 電話稅率 | 0.086 (4.924) | 0.088 (4.858) | 0.088 (4.870) | 0.067 (3.524) | 0.067 (3.609) | 0.067 (3.651) |
| GNP _t | -1.712 (-2.826) | -1.934 (-3.096) | -1.876 (-3.052) | - | - | - |
| 民 間 消費支出 | - | - | - | -0.795 (-1.099) | -0.644 (-0.943) | -0.481 (-0.741) |
| R ² | 0.621 <0.512> | 0.609 <0.536> | 0.593 <0.545> | 0.423 <0.258> | 0.407 <0.289> | 0.394 <0.318> |
| D.W. | 2.088 | 2.023 | 1.955 | 2.027 | 2.022 | 2.037 |
| 推定法 | C-0 | OLS | | C-0 | | |
| MMSE | 1.086 | 1.091 | 1.131 | 1.802 | 1.838 | 1.865 |
| LAD | 8.850 | 8.703 | 8.796 | 9.776 | 10.124 | 10.501 |
| 豫 測 值 | 1996 | 6,418 | 6,381 | 6,378 | 6,360 | 6,358 |
| | 1997 | 7,477 | 7,319 | 7,312 | 7,384 | 7,369 |
| | 1998 | 8,505 | 8,109 | 8,102 | 8,333 | 8,322 |
| | | | | | | 8,311 |

註: 1. 1974~1995년 자료를 사용하였음.

2. d_{93} 은 1993년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

을 가지면서 통계적으로 상당히 유의할 것이라고 예상된다. 그러나 추정결과에 따르면 移動通信加入者 數의 係數 推定值(TEL-5, TEL-6)는 비록 부호가 陽이라는 점이 일치하기는 하였지만 통계적으로는 유의하지 않은 것으로 나타나 의외의 결과로 받아들여진

다. 그러나 그 동안 移動通信加入者 數가 매우 빠른 속도로 증가하였던 반면에 電話使用料도 크게 引下되었기 때문에, 이러한 요인이 복합적으로 작용하여 각각의 稅收效果가 서로 상쇄됨으로써 移動通信加入者 數가 電話稅 稅收에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않게 나타나게 된 원인이 된 것으로 판단된다.

國民總生産 또는 民間消費支出에 대한 係數 推定値는 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 다만 後者를 설명변수로 사용한 경우가 前者를 설명변수로 사용한 경우보다 稅收豫測誤差가 작게 나타난 것을 볼 수 있다.

이상의 논의를 종합해 볼 때 電話稅에 대한 稅收函數로서 說明力 및 稅收豫測誤差 측면에서 우수한 推定式은 TEL-6인 것으로 판단된다.

二次差分模型에 대한 추정결과는 다음과 같다.

時間趨勢는 통계적으로 유의하지 않아 설명변수에서 제외하였으며, 移動通信加入者 數, 그리고 民間消費支出에 대해서는 추정결과가 통계적으로 유의하지 않거나 낮은 것으로 나타났다. 여기서 한 가지 특기할 만한 점은 國民總生産이나 民間消費支出에 대한 係數 推定値가 陰의 값을 가진다는 것이다. 이는 아마도 電話料金이 지속적으로 引下되고 있는 趨勢에 있기 때문에 나타나 것으로 추측된다. 이상의 논의를 종합해 볼 때 二次差分模型에서는 TELDI-1이 가장 우수한 推定式인 것으로 사료된다.

9. 關稅

關稅에 대한 稅收函數의 추정결과는 <表 III-48>과 <表 III-49>에 나타난 바와 같다. 關稅에 대한 說明變數로는 時間趨勢, 名目關稅率 또는 實績 關稅率, 國民總生産 또는 輸入 등을 사용하였다.

<表 III-48> 關稅의 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位: %, 億원)

| | GW-1 | GW-2 | GW-3 | GW-4 | GW-5 | GW-6 | |
|------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------|
| 常數 | 49.123 (0.750) | 7.661 (1.334) | -3.882 (-60.251) | 286.983 (5.036) | 242.493 (9.308) | -4.905 (-10.335) | |
| 時間趨勢 | -0.027 (-0.824) | -0.006 (-2.007) | - | -0.152 (-5.193) | -0.129 (-9.520) | - | |
| 名目平均 關稅率 | 0.018 (1.007) | - | - | 0.013 (1.088) | - | - | |
| 實績平均 關稅率 | - | 17.452 (36.061) | 17.964 (34.449) | - | 10.104 (6.780) | 13.898 (3.915) | |
| GNP _t | - | - | - | 1.818 (15.151) | 1.645 (25.562) | 1.007 (36.957) | |
| 輸入 | 1.167 (10.613) | 1.023 (75.323) | 0.998 (255.795) | - | - | - | |
| 推定法 | CCR, d=2 | | | | | | |
| MMSE | 3.756 | 0.054 | 0.060 | 1.349 | 0.404 | 2.259 | |
| LAD | 16.210 | 1.919 | 1.959 | 9.636 | 5.238 | 12.872 | |
| 豫測值 | 1996 | 56,669 | 53,295 | 54,098 | 44,304 | 42,680 | 55,202 |
| | 1997 | 65,329 | 61,470 | 62,540 | 46,866 | 45,311 | 61,958 |
| | 1998 | 72,548 | 68,613 | 70,026 | 49,454 | 47,998 | 69,447 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1970년=1970, ..., 1995년=1995임.

2. () 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

먼저 自然代數線形模型에 대한 추정결과를 살펴보자.

國民總生産을 說明變數로 한 경우에는 時間趨勢에 대한 係數 推定值가 통계적으로 상당히 유의한 것으로 나타났으나, 輸入을 說明變數로 사용한 경우에는 實績關稅率을 說明變數에 포함한 경우에

<表 III-49> 關稅의 推定結果(二次差分模型)

(單位: %, 億圓)

| | GWDI-1 | GWDI-2 | GWDI-3 | GWDI-4 | GWDI-5 | GWDI-6 |
|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| 常 數 | 2.650 (0.224) | -0.675 (-0.431) | 0.0003 (0.057) | -2.495 (-0.266) | -2.887 (-0.614) | 0.009 (0.586) |
| 時間趨勢 | -0.001 (-0.223) | 0.0003 (0.431) | - | 0.001 (0.268) | 0.001 (0.616) | - |
| 名目 平均 關 稅 率 | -0.002 (-0.177) | - | - | -0.009 (-1.197) | - | - |
| 實績 平均 關 稅 率 | - | 16.828 (27.054) | 16.816 (27.548) | - | 12.108 (5.907) | 12.160 (5.988) |
| GNP _t | - | - | - | 2.949 (4.439) | 2.011 (4.050) | 1.957 (4.029) |
| 輸 入 | 0.757 (2.270) | 0.923 (17.176) | 0.923 (17.505) | - | - | - |
| R ² | 0.230 <0.114> | 0.975 <0.971> | 0.975 <0.972> | 0.512 <0.439> | 0.790 <0.757> | 0.787 <0.765> |
| D.W. | 2.031 | 2.190 | 2.182 | 2.130 | 1.840 | 1.810 |
| 推定法 | OLS | C-0 | | OLS | C-0 | |
| MMSE | 3.704 | 0.107 | 0.109 | 2.554 | 0.919 | 0.945 |
| LAD | 15.754 | 2.668 | 2.672 | 11.501 | 7.780 | 7.927 |
| 豫 測 值 | 1996 56,653 | 54,160 | 53,938 | 61,617 | 60,529 | 59,496 |
| | 1997 70,087 | 64,942 | 64,121 | 83,350 | 80,293 | 76,110 |
| | 1998 84,075 | 75,988 | 74,027 | 116,637 | 109,469 | 98,010 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1972년=1972, ..., 1995년=1995임.

2. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

있어 時間趨勢가 統計的으로 有意한 것으로 나타났다.

平均 關稅率에 대한 추정결과는 關稅率 平均值가 實績值인가 또는 名目值인가에 따라 추정결과에 크게 차이를 보이고 있다. 名目 平均 關稅率의 경우에는 係數의 推定值에 대한 t -값이 낮을 뿐더러 稅收豫測誤差도 다른 것과 비교해 볼 때 상당히 큰 것으로 나타났다. 반면에 實績 關稅率의 경우에는 係數 推定值의 절대값이 매우 클 뿐만 아니라 t -값도 매우 큰 등 統計的으로 매우 유의한 것으로 나타났다.

國民總生産 또는 輸入을 說明變數로 사용한 경우 모두 推定值의 統計的 有意性이 크게 나타나 일견 두 가지 설명변수 모두 說明力이 우수한 것으로 보인다. 그러나 國民總生産을 설명변수로 하는 경우에는 輸入을 설명변수로 하는 경우에 비해 稅收豫測誤差를 나타내는 MMSE와 LAD가 모두 크게 나타나는바, 國民總生産보다는 輸入이 關稅 稅收를 설명함에 있어 보다 적절한 것으로 사료된다. 이에 따라 추정결과의 統計的 有意性和 稅收豫測誤差 측면에서 볼 때 GW-2가 가장 우수한 것으로 사료된다.

二次差分模型에 대한 稅收函數 分析結果도 自然代數線形模型에서의 分析結果와 매우 유사하게 나타났다. 전반적으로 時間趨勢와 名目 平均 關稅率에 대한 統計的 有意性이 상당히 낮게 나타났으며, 반면에 實績關稅率과 國民總生産 또는 輸入에 대한 係數 推定值가 統計的으로 매우 有意한 것으로 나타났다. 二次差分模型의 경우에도 名目 平均 關稅率이나 國民總生産을 설명변수로 사용한 경우에는 實績關稅率과 輸入을 설명변수로 사용한 경우에 비해 稅收豫測誤差가 크게 나타나고 있다. 이러한 것을 종합해 볼 때 GWDI-3이 가장 우수한 추정식인 것으로 사료된다.

10. 綜合

前節까지는 個別 稅目別로 稅收函數를 개별적으로 분리하여 독립

적으로 분석하거나 또는 同一 稅目 內에서 稅收函數를 병렬함으로써 SUR 模型을 이용하여 분석하였다. 本節에서는 여기에서 한 걸음 더 나아가 각 세목을 모두 병렬하여 SUR 模型을 적용하여 분석함으로써 稅目間 相互聯關性을 활용하여 분석결과와 신뢰도를 제고시키고자 하였다. 각 세목별로 주어진 資料의 期間이 상이하기 때문에 불가피하게 모든 세목을 하나로 병렬하지 못하고 所得稅(申告分과 源泉分으로 구분하였음), 法人稅, 相續稅, 酒稅, 印紙稅, 關稅를 하나의 조합으로 하고 附加價值稅, 特別消費稅, 電話稅를 하나의 조합으로 하는 두 가지의 경우에 대해 분석하였다. 앞의 節에서는 이미 각 稅收函數에 대한 추정결과를 분석함에 있어 분석결과가 나타나게 된 배경이나 경제적인 측면에서의 원인에 대해 논의하였는바, 아래의 논의에서는 가능한 한 논의의 중복을 피하기 위해 추정결과에 대한 비교와, 보다 우수한 推定式의 選定問題를 중점적으로 논의하기로 한다.

가. 所得稅, 法人稅, 相續稅, 酒稅, 印紙稅, 關稅의 SUR 模型 推定結果

<表 III-50>과 <表 III-51>에서는 所得稅 申告分과 所得稅 源泉分, 法人稅, 相續稅, 酒稅, 印紙稅, 關稅를 병렬하여 SUR 模型으로 분석한 결과이다.

먼저 自然代數線形模型에 대한 추정결과를 살펴보자. 自然代數線形模型의 경우에는 여러 가지의 경우에 대해 분석하였으나 그 중 추정결과가 가장 좋은 두 가지의 推定式의 추정결과를 보고하였다.

所得稅 申告分の 경우에는 두 가지 推定式 모두 동일한 설명변수를 사용하여 분석하였다⁶⁾. 설명변수는 時間趨勢, 1976년과 1990년,

6) 本節의 表에서는 일부의 경우 동일 세목에 대한 설명변수가 상당히 비슷한 경우가 많다. 이는 本章의 第1節에서 第9節까지 나타난 분석결과를 바탕으로 설명변수를 선정하는 과정에서 세목별로 여러 가지의 조합이

<表 III-50> 所得稅(申告分과 源泉分), 法人稅, 相續稅, 酒稅, 印紙稅,
關稅에 대한 SUR 模型 推定結果(一般自然代數線形模型)

(單位: %, 億圓)

| | SUR1-1 | | | SUR1-2 | | | |
|---------------------------|----------------------|----------------------------|------------------------------|-------------------------------|----------------------------|------------------------------|-------------------------------|
| | 所得申告分 | 所得源泉分 | 法人稅 | 所得申告分 | 所得源泉分 | 法人稅 | |
| 常 數 | -47.963 (-8.859) | -548.682 (-59.165) | -6.044 (-116.80) | 51.452 (5.634) | -199.478 (-4.240) | -5.128 (-8.472) | |
| 時間趨勢 | 0.023 (7.996) | 0.284 (58.536) | - | -0.030 (-6.204) | 0.102 (4.156) | - | |
| d ₇₅ | - | 0.315 (20.601) | - | - | -0.144 (-1.704) | - | |
| d ₇₆ | 0.139 (15.277) | - | - | -0.032 (-2.193) | - | - | |
| d ₈₀ | - | 0.112 (14.647) | - | - | - | - | |
| d ₈₉ | - | -0.192 (-34.128) | - | - | 0.197 (3.812) | - | |
| d ₉₀ | 0.448 (101.437) | - | - | 0.509 (64.681) | - | - | |
| d ₉₁ | - | -0.091 (-12.261) | - | - | - | - | |
| d ₉₂ | 0.109 (34.441) | - | - | 0.145 (31.650) | - | - | |
| 利子·配當 源泉稅率 | - | 0.032 (47.629) | -0.015 (-18.954) | - | 0.020 (3.412) | 0.010 (1.299) | |
| 一般法人 法人稅率 _t | - | - | -0.003 (-4.640) | - | - | -0.001 (-0.196) | |
| 公共法人 法人稅率 _t | - | - | 0.020 (92.872) | - | - | 0.012 (2.986) | |
| GNP _t | 1.617 (49.356) | -0.526 (-18.294) | 2.032 (58.722) | 2.204 (52.278) | 0.460 (3.605) | 1.550 (4.822) | |
| GNP _{t-1} | -0.770 (-26.372) | - | -0.894 (-25.189) | -1.043 (-26.273) | - | -0.472 (-1.508) | |
| MMSE | 0.736 | 1.548 | 1.145 | 0.891 | 0.844 | 1.268 | |
| LAD | 7.196 | 10.091 | 8.369 | 7.822 | 7.603 | 8.069 | |
| 豫測 值 | 1996 1997 1998 | 50,030 56,102 63,096 | 99,229 124,146 155,431 | 101,716 115,199 130,890 | 50,030 55,108 60,943 | 98,090 120,116 147,099 | 110,410 126,398 145,245 |

<表 III-50>의 繼續

(單位：%，億圓)

| | SUR1-1 | | | SUR1-2 | | |
|--------------------|------------------------|-----------------------|---------------------|------------------------|-----------------------|---------------------|
| | 相續相續分 | 相續贈與分 | 酒稅 | 相續相續分 | 相續贈與分 | 酒稅 |
| 常 數 | -1007.625 (-32.222) | -489.617 (-25.956) | 159.715 (55.465) | -1402.271 (-38.707) | -955.070 (-24.194) | 148.025 (34.668) |
| 時間趨勢 | 0.522 (32.811) | 0.251 (25.461) | -0.086 (-57.451) | 0.730 (38.418) | 0.494 (23.931) | -0.080 (-36.117) |
| d ₇₅ | 0.668 (6.767) | 1.309 (28.711) | - | 1.403 (13.951) | 1.834 (28.527) | - |
| d ₈₁ | 1.611 (33.043) | -0.052 (-1.583) | - | 2.113 (39.237) | 0.821 (20.257) | - |
| d ₉₀ | - | 0.706 (44.132) | - | - | 0.148 (3.868) | - |
| d ₉₁ | 0.573 (20.295) | - | - | 0.439 (12.702) | - | - |
| 麥 酒 | - | - | 0.001 | - | - | 0.002 |
| 酒 稅 率 | - | - | (5.357) | - | - | (10.743) |
| 위 스 키 | - | - | -0.001 | - | - | -0.001 |
| 酒 稅 率 | - | - | (-22.380) | - | - | (-12.515) |
| 清 酒 | - | - | 0.002 | - | - | 0.002 |
| 酒 稅 率 | - | - | (31.149) | - | - | (15.699) |
| GNP _{t-1} | 3.284 (5.943) | -2.591 (-8.914) | - | 0.706 (1.304) | -1.619 (-13.763) | - |
| GNP _{t-2} | -5.204 (-10.315) | 2.286 (8.233) | - | -4.003 (-8.161) | - | - |
| 民 間 | - | - | 1.500 | - | - | 1.475 |
| 消費支出 | - | - | (167.775) | - | - | (114.064) |
| MMSE | 13.062 | 7.370 | 0.394 | 15.531 | 7.669 | 0.463 |
| LAD | 29.821 | 22.594 | 5.245 | 32.072 | 19.928 | 5.910 |
| 豫 測 值 | 1996 5,571 | 6,339 | 19,645 | 5,795 | 7,537 | 20,018 |
| | 1997 6,864 | 8,134 | 20,658 | 7,574 | 10,147 | 20,477 |
| | 1998 8,964 | 10,252 | 22,467 | 10,480 | 13,808 | 22,339 |

<表 III-50>의 繼續

(單位: %, 億圓)

| | | SUR1-1 | | SUR1-2 | |
|------------------|------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | | 印紙稅 | 關稅 | 印紙稅 | 關稅 |
| 常數 | | -149.657 | -15.309 | -137.015 | -5.921 |
| | | (-69.649) | (-19.251) | (-60.557) | (-7.375) |
| 時間趨勢 | | 0.076 | 0.006 | 0.069 | 0.001 |
| | | (67.522) | (14.449) | (58.525) | (2.591) |
| 實績關稅率 | | - | 18.527 | - | 18.291 |
| | | - | (555.405) | - | (515.414) |
| GNP _t | | 0.475 | - | 0.510 | - |
| | | (88.938) | - | (90.965) | - |
| 輸 入 | | - | 0.966 | - | 0.989 |
| | | - | (526.284) | - | (537.659) |
| MMSE | | 0.905 | 0.070 | 0.902 | 0.055 |
| LAD | | 8.443 | 2.117 | 8.351 | 1.849 |
| 豫測值 | 1996 | 3,855 | 54,233 | 3,807 | 53,609 |
| | 1997 | 4,390 | 62,783 | 4,325 | 61,960 |
| | 1998 | 4,995 | 70,465 | 4,909 | 69,380 |

註: 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1972년=1972, ..., 1995년=1995임.

2. d_{75} , d_{76} , d_{80} , d_{81} , d_{89} , d_{90} , d_{91} , d_{92} 는 각각 1975년, 1976년, 1980년, 1981년, 1989년, 1990년, 1991년, 1992년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. () 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

1992년 더미, 今期 및 前期의 國民總生産을 사용하였다. 이는 <表 III-3>의 INSI-2에서 사용한 설명변수와 거의 동일한 것으로 통계적으로 모두 유의하게 나타났다⁷⁾. 두 가지 推定式 가운데 稅收

나타나는바, 추정결과가 가장 우수한 推定式을 선정하는 과정에서 불가피하게 설명변수가 동일하게 나타나게 된 것이다.

7) 本節에서는 INSI-2와 달리 1972년 더미를 사용하지 않았는데 이는 상속세의 경우 설명변수로 直前 2期の 國民總生産이 포함되어 있기 때문

<表 III-51> 所得稅(申告分과 源泉分), 法人稅, 相續稅, 酒稅, 印紙稅, 關稅에 대한 SUR 模型 推定結果(二次差分模型)

(單位: %, 億圓)

| | SURDI1-1 | | | SURDI1-2 | | | |
|---------------------|----------------------|----------------------------|------------------------------|-------------------------------|----------------------------|----------------------------|-------------------------------|
| | 所得申告分 | 所得源泉分 | 法人稅 | 所得申告分 | 所得源泉分 | 法人稅 | |
| 常 數 | 0.002 (0.018) | 0.012 (0.455) | -0.020 (-0.399) | 0.001 (0.031) | 0.007 (0.213) | -8.486 (-1.276) | |
| 時間趨勢 | - | - | - | - | - | 0.004 (1.277) | |
| d ₇₂ | -0.324 (-1.345) | - | - | 0.012 (0.129) | - | - | |
| d ₇₃ | - | - | -1.068 (-5.698) | - | - | -0.588 (-3.731) | |
| d ₇₅ | - | -0.150 (-3.021) | - | - | -0.716 (-8.476) | - | |
| d ₇₆ | -1.480 (-63.631) | - | - | 0.058 (1.185) | - | - | |
| d ₉₀ | - | 0.035 (5.522) | - | - | 0.001 (0.035) | - | |
| d ₉₁ | - | -0.620 (-10.471) | - | - | -1.280 (-11.332) | - | |
| 利子·配當 | - | 0.059 | - | - | 0.124 | -0.011 | |
| 源泉稅率 | - | (9.291) | - | - | (10.598) | (-1.151) | |
| 一般法人 | - | - | - | - | - | 0.018 | |
| 法人稅率 _t | - | - | - | - | - | (1.811) | |
| 一般法人 | - | - | -0.032 | - | - | 0.003 | |
| 法人稅率 _{t-1} | - | - | (-23.550) | - | - | (0.389) | |
| 公共法人 | - | - | 0.043 | - | - | - | |
| 法人稅率 _t | - | - | (34.385) | - | - | - | |
| GNP _t | 4.231 (1.861) | 1.677 (3.237) | 2.429 (2.540) | 1.707 (2.622) | 0.608 (0.954) | 2.100 (2.299) | |
| GNP _{t-1} | -0.330 (-1.361) | - | - | -1.420 (-2.919) | - | 0.971 (1.574) | |
| D.W. | 2.903 | 2.704 | 2.601 | 2.809 | 2.650 | 2.817 | |
| MMSE | 69.055 | 1.681 | 5.114 | 2.084 | 2.625 | 5.188 | |
| LAD | 36.054 | 9.782 | 19.616 | 12.524 | 11.956 | 17.767 | |
| 豫測值 | 1996 1997 1998 | 49,813 51,952 54,103 | 82,665 103,025 129,721 | 120,010 128,095 125,299 | 51,615 57,626 64,865 | 60,642 76,545 97,222 | 109,227 138,511 185,520 |

<表 III-51>의 繼續

(單位：%，億圓)

| | SURDII-1 | | | SURDII-2 | | | |
|-------------|------------------|--------------------|------------------|------------------|--------------------|------------------|--------|
| | 相續相續分 | 相續贈與分 | 酒稅 | 相續相續分 | 相續贈與分 | 酒稅 | |
| 常 數 | 0.010 (0.115) | -0.041 (-0.443) | 0.007 (0.301) | 0.008 (0.097) | -0.026 (-0.332) | 0.009 (0.388) | |
| 時間趨勢 | - | - | - | - | - | - | |
| d_{75} | 0.196 (0.816) | 0.832 (4.274) | - | 0.496 (2.007) | 1.419 (6.022) | - | |
| d_{91} | 1.356 (5.842) | 0.800 (4.082) | - | 1.417 (6.097) | 0.230 (1.013) | - | |
| 麥 酒 | - | - | 0.002 | - | - | 0.006 | |
| 酒 稅 率 | - | - | (1.189) | - | - | (2.330) | |
| 위 스 키 | - | - | -0.002 | - | - | 0.001 | |
| 酒 稅 率 | - | - | (-11.359) | - | - | (0.796) | |
| 清 酒 | - | - | 0.005 | - | - | 0.001 | |
| 酒 稅 率 | - | - | (4.480) | - | - | (0.274) | |
| | - | -4.474 | 1.668 | - | -1.509 | 1.959 | |
| GNP_t | - | (-2.668) | (3.373) | - | (-0.912) | (4.220) | |
| | -0.245 | - | - | -0.809 | - | - | |
| GNP_{t-1} | (-0.169) | - | - | (-0.506) | - | - | |
| D.W. | 2.464 | 3.099 | 2.580 | 2.659 | 3.075 | 2.427 | |
| MMSE | 15.599 | 34.548 | 1.294 | 13.906 | 17.200 | 1.056 | |
| LAD | 33.099 | 38.530 | 8.755 | 31.147 | 29.846 | 8.267 | |
| 豫 測 值 | 1996 | 7,072 | 4,808 | 22,124 | 7,051 | 4,663 | 20,487 |
| | 1997 | 8,369 | 5,393 | 24,351 | 8,377 | 5,050 | 20,808 |
| | 1998 | 10,017 | 5,840 | 28,256 | 10,086 | 5,338 | 24,087 |

<表 III-51>의 繼續

(單位 : %, 億圓)

| | | SURDI1-1 | | SURDI1-2 | |
|----------------|------------------|---------------------|---------------------|------------------|--------------------|
| | | 印紙稅 | 關稅 | 印紙稅 | 關稅 |
| 常 | 數 | 16.481 (15.026) | 0.001 (0.085) | 0.018 (0.411) | 0.002 (0.234) |
| 時 | 間 趨 勢 | -0.008 (-15.022) | - | - | - |
| 實 | 績 關 稅 率 | - | 16.723 (112.508) | - | 17.297 (40.925) |
| | GNP _t | 2.884 (3.683) | - | 2.709 (3.365) | - |
| 輸 | 入 | - | 0.886 (31.801) | - | 1.001 (19.789) |
| D.W. | | 3.062 | 2.525 | 3.201 | 2.843 |
| MMSE | | 5.352 | 0.108 | 4.730 | 0.123 |
| LAD | | 16.789 | 2.683 | 16.242 | 2.845 |
| 豫 | 測 | | | | |
| 值 | 1996 | 3,292 | 54,203 | 3,628 | 53,472 |
| | 1997 | 3,055 | 64,719 | 4,117 | 63,221 |
| | 1998 | 2,573 | 75,156 | 4,739 | 72,518 |
| R ² | | 0.748 <0.685> | | 0.611 <0.510> | |

註 : 1. 1970~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1974년=1974, ..., 1995년=1995임.

2. d₇₂, d₇₃, d₇₅, d₇₆, d₈₀, d₈₁, d₉₁은 각각 1972년, 1973년, 1975년, 1976년, 1980년, 1981년, 1991년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

豫測誤差가 작은 것은 SUR1-1로 나타났다.

所得稅 源泉分の 경우에는 <表 III-8>의 INWN-1에서 時間

에 실질적인 분석자료는 1972년부터 사용하였는바 이에 따라 1972년 더미는 무의미해졌기 때문에 제외한 것임에 유의하기 바란다.

趨勢와 利子·配當所得에 대한 源泉稅率, 今期の 國民總生産을 사용한 것이 統計的 有意性이 높게 나타난 것에 반해, 本節의 추정결과에서는 구조변화를 나타내는 더미에 대한 통계적 유의성도 상당히 높게 나타나 이를 설명변수로 포함한 경우를 보고하였다. 이와 같이 所得稅 源泉分을 별도로 추정하였을 때에 비해 구조변화를 나타내는 더미에 대한 추정치의 t -값이 크게 높아진 결과는 <表 III-14>의 所得稅 申告分과 源泉分에 대한 SUR 模型 분석에서도 유사한 결과가 나타났던 것을 볼 때 稅目間에 나타나는 共分散을 명시적으로 고려함에 따라 미세한 구조변화 요인도 효과적으로 포착할 수 있었기 때문인 것으로 판단된다. 所得稅 源泉分의 경우에는 SUR1-1과 SUR1-2에서 모두 推定値의 統計的 有意性이 대체로 높은 것으로 나타났지만, 推定値의 統計的 有意性 및 稅收豫測誤差 측면에서 볼 때에는 前者보다는 後者が 보다 우수한 것으로 사료된다.

法人稅의 경우에는 <表 III-16>에서와 마찬가지로 法人稅率 및 利子·配當所得에 대한 源泉稅率, 今期 및 前期의 國民總生産을 설명변수로 사용하였다. 아래의 추정결과에서 두 가지 推定式 모두 동일한 설명변수를 사용하였으나 推定値의 統計的 有意性을 감안할 때 SUR1-1이 보다 우수한 것으로 판단된다.

相續稅 相續分과 贈與分의 경우에는 각각 <表 III-24>와 <表 III-26>의 SNGH-3과 SNGG-1에 나타난 바와 같이 前期 및 直前 2期の 國民總生産과 구조변화 및 세법개정을 나타내는 1975년, 1981년, 1990년, 또는 1991년 더미를 설명변수로 사용한 경우에 대한 추정결과가 대부분 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타났다. 相續稅 相續分의 경우에는 아래의 두 가지 推定式 모두 동일한 설명변수를 사용하였는바, 그 가운데 SUR1-1이 보다 우수한 것으로 사료된다. 相續稅 贈與分의 경우에는 直前 2期에 대한 國民總生産을 說明變數로 포함한 경우에 추정결과가 통계적으로 매우 유의

한 것으로 나타났다. 그러나 이를 제외시킨 경우와도 稅收豫測誤差가 비슷하다. 따라서 本 研究에서는 直前 2期の 國民總生産에 대한 추정결과가 有意하다는 점에 주목하여 SUR1-1을 보다 우수한 추정식인 것으로 선정하도록 한다.

酒稅의 경우에도 <表 III-42>의 LT-3에 나타난 바와 마찬가지로 時間趨勢와 주요 주류에 대한 酒稅率, 民間消費支出을 說明變數로 사용한 경우에 추정결과가 가장 우수한 것으로 나타났다. 특히 SUR 模型을 이용한 아래의 추정결과에서 보는 바와 같이 다른 세목과의 共分散을 함께 고려함에 따라 각종 酒類에 대한 酒稅率의 係數 推定值의 t-값의 절대치가 2를 초과하는 것으로 추정되어 통계적으로 유의하게 나타난 것이 특기할 만하다. 두 가지 推定式 모두 稅收豫測誤差가 매우 비슷하게 나타났으나 그 가운데 SUR1-1이 미소하게나마 보다 稅收豫測誤差가 작게 나타났다.

印紙稅의 경우에는 <表 III-44>에서 본 바와 같이 國民總生産이나 民間消費支出을 설명변수로 사용한 경우와 마찬가지로 각 세목을 병렬하여 SUR 模型으로 추정한 결과가 매우 비슷하게 나타났다. 그러나 그 가운데에서도 國民總生産을 설명변수로 사용한 경우가 民間消費支出을 說明變數로 사용한 경우보다 미소하게나마 稅收豫測誤差가 작은 것으로 나타나 本節에서는 國民總生産을 설명변수로 사용한 것을 보고하였다. 다만 本節에서의 분석결과와 <表 III-44>의 분석결과가 차이가 나타나는 것은 時間趨勢에 대한 추정결과이다. 각 세목을 병렬하여 세목간 共分散을 고려한 本節의 분석결과에서는 時間趨勢에 대한 係數 推定值가 통계적으로 매우 유의하게 나타난 것이 특기할 만하다. SUR1-1과 SUR1-2 사이에는 稅收豫測誤差가 거의 동일하게 나타나고 있는 것을 볼 수 있다.

關稅의 경우에도 印紙稅에 대한 추정결과에서 보는 바와 매우 유사한 결과가 나타났다. <表 III-48>의 GW-3과 같이 輸入을 설명변수로 사용한 경우에 時間趨勢에 대한 추정치가 통계적으로 유

의하지 않았으나 本節의 SUR 模型 추정결과에서는 時間趨勢에 대한 추정결과가 統計的인 有意성이 상당히 크게 提高되었다. 이에 따라 <表 III-48>의 GW-2와 마찬가지로 時間趨勢를 명시적으로 포함한 경우에 稅收豫測誤差가 매우 작게 나타났다.

二次差分模型을 이용한 SUR 模型에 대한 추정결과를 요약하면 다음과 같다.

二次差分模型을 이용한 SUR 模型 추정결과에서도 自然代數線形模型을 이용한 SUR 模型 추정결과에서와 마찬가지로 분석결과가 우수한 두 가지 推定式을 보고하였다.

稅目別로는, 所得稅 申告分과 源泉分, 相續稅 相續分과 贈與分, 關稅의 경우에는 두 가지 推定式 모두 동일한 설명변수를 채택한 반면에, 法人稅의 경우에는 時間趨勢와 利子·配當所得에 대한 源泉稅率, 그리고 一般法人과 公共法人에 대한 法人稅率에 대한 조합을 달리하였고 또한 前期의 國民總生産에 대해서도 說明變數로의 採擇與否를 달리하였으며, 印紙稅의 경우에는 時間趨勢를 포함한 경우와 그렇지 않은 경우에 대해 분석하였다.

먼저 두 가지 推定式에서 설명변수가 동일한 경우에 대해 稅收豫測誤差가 우수한 것을 선정하기로 하자. 所得稅 申告分, 相續稅 相續分과 贈與分, 酒稅의 경우에는 SURDI1-2가 SURDI1-1보다 우수한 것으로 사료된다. 반면에 所得稅 源泉分의 경우에는 SURDI1-1이 SURDI1-2보다 稅收豫測誤差가 작은 것으로 나타났다.

法人稅의 경우에는 時間趨勢에 대한 係數 推定値는 統計的으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면에 構造變化를 나타내는 1973년 더미의 경우에는 두 가지 경우 모두에서 통계적으로 유의하게 나타나다. 반면에 法人稅 源泉分 稅收의 상당 부분을 설명해주는 利子 등에 대한 課稅分을 고려하여 설명변수로 채택한 利子·配當所得에 대한 係數 推定値도 統計的으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 法人稅率에 대한 조합에 있어서도 前期의 一般法人에 대

한 法人稅率과 今期の 公共法人에 대한 法人稅率은 推定値의 統計的 有意性이 매우 크게 나타난 데 비해 今期 및 前期의 一般法人에 대한 法人稅率의 조합에 대한 係數 推定値는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이에 따라 法人稅의 경우에는 SURDI1-1이 SURDI1-2보다 추정결과가 보다 우수한 것으로 사료된다.

印紙稅의 경우에는 時間趨勢를 포함한 경우에 그에 대한 추정치의 t -값이 매우 크게 나타났다. 따라서 印紙稅도 SURDI1-1이 보다 우수한 推定式인 것으로 사료된다.

나. 附加價値稅, 特別消費稅, 電話稅의 SUR 模型 推定結果

本節에서는 附加價値稅, 特別消費稅, 電話稅의 세 가지 세목에 대해 SUR 模型을 이용한 추정결과를 살펴본다.

먼저 自然代數線形模型에 대한 推定結果를 살펴보자.

附加價値稅의 경우에는 總計에 대한 것과, 附加價値稅 稅收을 國內分과 輸入分으로 구분한 경우에 대해 분석하였다. 總計 및 國內分 세수에 대한 설명변수로는 國民總生産과 輸出, 設備投資를 채택하였는데 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 總計 및 輸入分 稅收에 대해서는 輸入을 說明變數로 채택하였는바, 역시 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타났다. 따라서 推定値의 統計的 有意性 측면에서는 총계를 사용한 경우와 國內分 및 輸入分으로 구분하여 분석한 경우 모두 統計的으로 有意性이 높은 것으로 사료된다. 다만 직접적인 비교는 어렵지만 稅收豫測誤差 측면에서는 附加價値稅 總計를 분석한 결과가 國內分 및 輸入分을 구분하여 분석한 결과보다 우수한 것으로 사료된다. 따라서 附加價値稅의 경우에는 SUR1-1이 보다 우수한 것으로 사료된다.

特別消費稅의 경우에는 두 가지 推定式 모두 동일한 說明變數를 채택하여 분석하였다. 두 가지 推定式의 추정결과는 계수 推定値에 대한 統計的 有意性이 다소 차이가 나타나고 있기는 하지만 전반적

<表 III-52> 附加價值稅, 特別消費稅, 電話稅에 대한 SUR 模型 推定
結果(一般自然代數線形模型)

(單位: %, 億원)

| | SUR2-1 | | | SUR2-2 | | | |
|------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|
| | 附價稅 | 特消稅 | 電話稅 | 附價國內分 | 附價輸入分 | 特消稅 | 電話稅 |
| 常數 | -5.238 (-510.01) | -2.172 (-52.743) | -17.886 (-233.61) | -13.257 (-188.43) | -100.638 (-34.459) | -1.714 (-37.716) | 153.382 (12.900) |
| 時間趨勢 | - | - | - | - | 0.052 (33.622) | - | -0.089 (-14.365) |
| d ₉₀ | - | 0.288 (53.647) | - | - | - | 0.308 (48.198) | - |
| d ₉₂ | - | - | 10.684 (20.747) | - | - | - | - |
| d ₉₄ | - | 0.074 (26.131) | - | - | - | 0.089 (26.623) | - |
| 電話稅率 | - | - | 0.160 (238.082) | - | - | - | 0.162 (123.493) |
| 移動通信加入者數 | - | - | -0.005 (-7.553) | - | - | - | 0.011 (10.682) |
| GNP _t | 1.726 (150.792) | - | - | 5.599 (92.935) | - | - | - |
| 民間消費支出 | - | 0.826 (243.895) | 1.755 (308.122) | - | - | 0.790 (214.247) | 2.213 (60.473) |
| 輸入 | 0.532 (77.334) | - | - | - | 0.646 (62.483) | - | - |
| 輸出 | -0.549 (-157.79) | - | - | -1.568 (-62.134) | - | - | - |
| 設備投資 | -0.662 (-88.778) | - | - | -2.932 (-69.177) | - | - | - |
| 民間消費 × d ₉₂ | - | - | -0.771 (-21.273) | - | - | - | - |
| MMSE | 0.082 | 2.183 | 0.942 | 1.935 | 0.217 | 2.189 | 1.556 |
| LAD | 2.448 | 11.478 | 6.767 | 10.579 | 3.955 | 11.332 | 9.500 |
| 豫測值 | 1996 178,008 | 27,079 | 5,754 | 74,358 | 101,968 | 26,210 | 7,618 |
| | 1997 204,287 | 29,429 | 6,347 | 83,687 | 117,946 | 28,381 | 8,732 |
| | 1998 230,017 | 32,317 | 7,089 | 94,787 | 133,631 | 31,039 | 10,287 |

註: 1. 1978~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1978년=1978, ..., 1995년=1995임.

2. d₉₀, d₉₂, d₉₄는 각각 1990년, 1992년, 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. () 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

<表 III-53> 附加價值稅, 特別消費稅, 電話稅에 대한 SUR 模型 推定 結果(二次差分模型)

(單位: %, 億원)

| | SURDI2-1 | | | SURDI2-2 | | | |
|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 附價稅 | 特消稅 | 電話稅 | 附價國內分 | 附價輸入分 | 特消稅 | 電話稅 |
| 常數 | -0.007 (-0.405) | 7.087 (0.454) | -0.018 (-0.748) | -0.028 (-0.362) | 2.029 (0.695) | 8.297 (0.523) | -0.018 (-0.747) |
| 時間趨勢 | - | -0.004 (-0.452) | - | - | -0.001 (-0.694) | -0.004 (-0.521) | - |
| d ₉₀ | - | 0.380 (3.588) | - | - | - | 0.285 (2.851) | - |
| d ₉₄ | -0.023 (-0.477) | 0.140 (1.322) | - | - | - | 0.184 (1.915) | - |
| 電話稅率 | - | - | 0.085 (6.102) | - | - | - | 0.091 (6.595) |
| 移動通信加入者數 | - | - | - | - | - | - | - |
| GNP _t | - | 3.118 (3.236) | -1.380 (-2.314) | - | - | 3.020 (3.075) | -1.409 (-2.346) |
| 民間消費支出 | 0.282 (0.430) | - | - | -0.235 (-0.204) | - | - | - |
| 輸入 | 0.418 (1.254) | - | - | - | 1.078 (9.690) | - | - |
| 輸出 | -0.090 (-0.406) | - | - | -1.278 (-3.612) | - | - | - |
| 設備投資 | -0.156 (-0.951) | - | - | -0.388 (-1.304) | - | - | - |
| D.W. | 2.676 | 2.727 | 2.541 | 2.826 | 2.888 | 2.962 | 2.560 |
| MMSE | 0.392 | 2.307 | 0.930 | 12.083 | 0.381 | 2.785 | 0.955 |
| LAD | 5.211 | 10.943 | 7.967 | 24.908 | 4.967 | 12.933 | 8.292 |
| 豫測值 | 1996 158,427 | 29,588 | 6,449 | 74,107 | 98,579 | 29,460 | 6,451 |
| | 1997 173,972 | 32,770 | 7,593 | 80,655 | 111,342 | 32,297 | 7,596 |
| | 1998 183,827 | 36,019 | 8,796 | 83,972 | 120,633 | 34,896 | 8,801 |
| R ² | 0.607 <0.456> | | | 0.422 <0.257> | | | |

註: 1. 1978~1995년 자료를 사용하였으며, 時間趨勢는 1980년=1980, ..., 1995년=1995임.

2. d₉₀, d₉₄는 각각 1990년, 1994년부터 1의 값을 가지고 나머지는 모두 0임.

3. ()와 < > 안의 숫자는 t-값과 自由度가 調整된 R²값임.

으로 SUR2-1과 SUR2-2 모두 稅收豫測誤差가 우수한 것으로 나타나고 있는 것을 볼 때, 두 가지 推定式 가운데 우열을 가리는 것이 어렵지만 잠정적으로는 前者를 선택하기로 한다.

電話稅의 경우에는 1992년에 대한 稅收函數의 構造變化를 포착하고자 水準 및 기울기 더미를 사용하였다. 水準 및 기울기 더미 모두 係數 推定值의 t-값이 상당히 크게 나타났는바 통계적으로 유의한 것으로 사료된다. 따라서 電話稅의 경우에는 統計적으로 有意性이 높은 1992년 더미를 포함하고 있는 SUR2-1이 전반적으로 우수한 推定式인 것으로 판단된다.

二次差分模型을 이용한 SUR 模型에 대한 추정결과는 다음과 같다.

二次差分模型의 경우에도 自然代數線形模型에서와 같이 附加價値稅에 대해서는 附加價値稅 總計를 분석한 것과 附加價値稅 國內分과 輸入分을 구분하여 추정한 결과의 두 가지를 보고하였다.

附加價値稅의 경우에는, 自然代數線形模型에서 채택하였던 것과 달리, 附加價値稅 總計와 附加價値稅 國內分을 불문하고 주요 설명변수의 하나로 國民總生産 대신 民間消費支出을 설명변수로 채택하였다. 추정결과는 두 가지 推定式 모두 係數 推定值에 대한 t-값이 상당히 낮게 나타나는 등 전반적으로 만족스럽지 못한 결과를 보여주고 있다. 稅收豫測誤差의 경우에는, 自然代數線形模型에서와 마찬가지로 직접적으로 비교하는 것이 어렵지만, 대체로 SURDI2-1이 SURDI2-2보다 다소 우수할 것으로 판단되지만 그렇다고 하더라도 양자간에 큰 차이는 없을 것으로 사료된다.

特別消費稅와 電話稅의 경우에는 아래의 두 가지 推定式 모두 동일한 설명변수를 사용하여 분석하였다. 이에 따라 特別消費稅와 電話稅의 경우에는 추정결과가 매우 비슷하게 나타나고 있으나 두 가지 稅目 모두 SURDI2-2보다는 SURDI2-1이 稅收豫測誤差가 작은 것으로 나타났다.

前節의 경우에서도 마찬가지로의 결과가 나타났는데, 대개의 경우 二次差分模型을 이용한 추정결과는 推定値의 t-값이 낮게 나타난 경우가 많았다. 그러나 <表 III-51>과 <表 III-53>을 보면 비록 二次差分模型을 이용하여 분석하였다는 점에서는 각 세목을 별개로 추정하였던 경우와 큰 차이가 없으나 추정치의 t-값, 즉 統計的 有意性은 상당히 크게 提高되었음을 볼 수 있다. 이는 二次差分模型의 경우 차분과정에서 상당한 정도의 情報損失이 있기 때문에 일반적으로 추정결과가 유의하지 않은 경우가 많이 발생하였지만 SUR 模型의 분석을 통해 세목간의 共分散과 관련된 情報를 심분 활용할 수 있기 때문에 推定値에 대한 統計的 有意性이 전반적으로 크게 향상된 것으로 사료된다. 그럼에도 불구하고 일부의 경우에는 여전히 推定値의 t-값이 작게 나타나고 있는 것은 差分模型이 가지는 短點이라고 하겠다.

IV. 稅收推計模型의 比較 및 適正 稅收函數의 選定

本章에서는 第III章에서의 自然代數線形模型과 差分模型에 대한 稅收函數의 推定結果를 상호 비교함으로써 各 稅目別로 適正 稅收函數를 선정하고 이를 통해 第V章의 向後 稅收展望을 위한 稅目別 稅收推計의 基本模型을 확정하도록 한다.

1. 適正 稅收函數의 選定基準

適正 稅收函數에 대한 選定基準은 약간의 예외적인 경우가 있기는 하지만, 推定式으로부터 예측된 向後的 稅收豫測値에 대한 實現可能性과 稅收函數 자체의 稅收豫測誤差를 중점적으로 選定基準으로 고려하기로 한다. 다만 本章에서는 適正 稅收函數를 선정함에 있어 잠정적으로 自然代數線形模型과 差分模型에 대한 구분 없이 두 가지 형태의 稅收函數 모두가 타당하다는 前提下에 適正 稅收函數 選定基準을 無差別的으로 적용하기로 한다.

그러나 이와 같이 自然代數線形模型과 二次差分模型의 두 가지 形態의 稅收函數를 모두 타당하다고 보는 前提는 그것이 잠정적인 결론이라고 하더라도 다분히 비현실적인 假定일 수 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 다만 그렇다고 하더라도 각 稅收函數의 說明變數와 被說明變數間의 共積分 關係가 현 시점에서 檢定이 불가능하다는 점을 감안할 때 두 가지 形態의 稅收函數 가운데 어느 것이 타당한 形態의 稅收函數인지를 판단해 줄 수 있는 객관적인 기준을 마련하는 것이 현실적으로 거의 불가능하다. 따라서 本 研究에서는

共積分에 대한 檢定方法이 개발될 때까지는 잠정적으로 두 가지 형태의 稅收函數 가운데 稅收展望值의 實現可能性과 稅收豫測誤差라는 두 가지 基準을 적용하여 適正 稅收函數를 선정하도록 한다. 즉, 本研究에서는 單位根 檢定을 통해 稅收函數의 說明變數 및 被說明變數에 單位根이 존재함을 통계적으로 검정하였으나, 아직 共積分에 대한 검정을 하지 못하였는바, 만약 共積分에 대한 檢定이 완료되어 稅收函數의 共積分 關係가 성립한다면 稅收展望值 또는 稅收豫測誤差에 관계없이 自然代數線形模型을 채택하는 것이 바람직하고 그렇지 않다면 二次差分模型을 채택하는 것이 보다 바람직한 방향이라고 하겠다.

또한 SUR 模型을 이용한 分析結果에 대해서도 각각의 細稅目を 별개로 구분하여 適正 稅收函數를 선정하도록 한다. 이는 SUR 模型의 특성상 두개 또는 그 이상의 稅目이나 細稅目에 대한 稅收函數를 병렬하여 추정한다는 점을 감안할 때 다소 의외의 방법인 것으로 사료된다. 즉, SUR 模型을 이용하여 분석하게 되면 各 稅收函數를 독립적으로 추정하였을 경우에 비해 母數의 推定值가 다른 값을 가지게 되는 것이 일반적인 만큼, 稅收豫測 측면에서도 SUR 模型에서 병렬하여 사용한 各 稅收函數를 동시에 고려하는 것이 바람직하다고 생각할 수 있다. 그러나 SUR 模型을 이용하여 稅收函數를 추정하는 것의 目的이 各 稅收函數가 공통적으로 지니고 있는 情報(예를 들면 誤差項의 共分散)를 최대한 활용함으로써 推定結果의 統計的 有意性を 제고한다는 데 있을 뿐이며, 稅收函數의 推定結果를 이용하여 各 稅收函數로부터 該當 稅目이나 細稅目에 대한 向後의 稅收를 豫測한다는 것은 다른 次元에서의 논의라는 점에 주목할 필요가 있다. 즉, SUR 模型으로 분석하는 목적은 모든 이용가능한 情報를 최대한 이용함으로써 推定式의 推定結果에 대한 統計的 有意性を 제고시킬 뿐만 아니라 이를 통해 各各의 稅收函數에 대한 豫測力도 간접적으로 제고시키는 데 있으며, 결과적으로는 稅

收豫測에 있어 竝列된 稅收函數가 지니는 共通 情報를 최대한 활용한다고 하더라도 결국 各 稅目 또는 細稅目에 대해 個別的으로 稅收를 豫測하게 된다는 점을 고려할 때 各各의 稅目 또는 細稅目を 구별하여 適正 稅收函數를 선정하도록 한다.

2. 所得稅

本節에서는 所得種類別 稅收函數 및 總計에 대한 稅收函數의 稅收豫測力을 기초로 所得稅에 대한 適正 稅收函數를 選定하도록 한다.

讓渡所得稅의 경우에는 모두 네 가지를 비교하였다. 讓渡所得稅에 대한 네 가지 稅收函數는 自然代數線形模型 두 가지와 二次差分模型 두 가지로 구성되어 있다. 本 研究에서 稅收豫測力을 대변하는 指標로서 稅收豫測誤差를 나타내는 MMSE와 LAD에 대한 추정 결과를 보면 讓渡所得稅를 별개로 분석한 INYA-1이 가장 작게 나타나는 것을 볼 수 있다. 반면에 二次差分模型을 이용하거나 SUR 模型을 이용하여 분석한 경우에는 대체로 稅收豫測誤差가 크게 나타나고 있다. 稅收豫測値는 稅收函數 推定式間에 다소의 차이를 보이고 있어 自然代數線形模型을 이용한 것이 二次差分模型을 이용한 것보다 다소 작은 값을 나타내고 있다. 讓渡所得稅에 대한 適正 稅收函數로는 네 가지 稅收函數 推定式 가운데 MMSE와 LAD가 가장 작은 INYA-1을 선택하기로 한다.

事業所得稅의 경우에는 다섯 가지 稅收函數를 검토하기로 한다. 1996~1998년의 稅收函數의 稅收展望値 측면에서 다섯 가지의 稅收函數를 구분해 보면, 事業所得稅만을 대상으로 분석한 INSA-1과 INSADI-1의 경우에 稅收展望値가 작게 나타나고, 二次差分模型을 기초로 SUR 模型을 이용하여 분석한 경우에는 稅收展望値가 대체로 크게 나타나고 있다. 또한 自然代數線形模型을 기초로 讓渡

所得稅와 事業所得稅를 병렬하여 SUR 模型을 이용하여 분석한 INSISUR-1이 兩者의 중간 정도, 즉 평균적인 값을 나타내고 있다. 이 가운데 稅收豫測力을 나타내는 MMSE와 LAD가 가장 작은 것은 마지막에 언급한 SUR 模型을 이용하여 분석한 INSISUR-1인 것으로 나타났다.

所得稅 申告分 總計는, 總計에 대한 여덟 가지 稅收函數와 讓渡所得稅와 事業所得稅 稅收函數 가운데 稅收豫測力이 우수한 INYA-1과 INSISUR-1을 합산한 경우 등 모두 아홉 가지의 稅收函數에 대해 稅收豫測力을 비교해 보았다. 먼저 MMSE와 LAD가 가장 작은 것(模型)은 $YASA(=INYA-1 + INSISUR-1(\text{事業所得稅分}))$, INSIDISUR-1, INSISUR-1인 것으로 나타났다. 이 가운데 INSIDISUR-1의 경우에는 대체로 稅收增加率이 매우 높게 나타나고 있는바 向後의 稅收展望值가 現實과 다소 동떨어진 면이 없지 않다. 그 외의 稅收函數의 경우에는 MMSE와 LAD가 비교적 상당히 크게 나타나고 있으며, 또한 1996~1998년의 稅收展望值 분포도 상당히 편차가 크게 나타나고 있다. 이에 따라 申告分 稅收에 대해서는 위의 세 가지 稅收函數가 비교적 적절한 稅收函數인 것으로 사료된다.

勤勞所得稅에 대해서도 네 가지의 稅收函數를 검토해 본다. 먼저 MMSE와 LAD는 自然代數線形模型에 대한 것이 二次差分模型에 대한 것보다 작은 것을 볼 수 있으며 이러한 경향은 SUR 模型을 이용하여 분석한 경우에도 마찬가지로 보이고 있다. 또한 대체로 二次差分模型을 이용한 稅收函數가 自然代數線形模型을 이용한 稅收函數보다 1996~1998년의 稅收展望值가 다소 큰 값을 나타내는 것을 볼 수 있다. 그러나 稅收豫測力, 즉 稅收豫測誤差를 나타내는 MMSE와 LAD는 後者が 前者에 비해 매우 작기 때문에, 二次差分模型보다는 自然代數線形模型, 그 가운데에서도 INGN-2를 勤勞所得稅에 대한 適正 稅收函數로 선정하기로 한다.

利子·配當所得稅의 경우에는 利子·配當所得稅를 독립적으로 분석한 ININ-2가 MMSE와 LAD의 값이 가장 작다. 따라서 本節에서는 세 가지 稅收函數 가운데 ININ-2를 利子·配當所得稅에 대한 適正 稅收函數로 선정하기로 한다.

所得稅 源泉分 總計의 경우에는 비교적 稅收豫測力이 우수한 稅收函數가 많아 適正 稅收函數를 선정하는 데 많은 애로가 있다. 즉, 다음의 <表 IV-1>에서 보듯이 GNIN(=INGN-2 + ININ-2), INWNSUR-1, INWN-1의 세 가지의 경우에는 MMSE의 값이 모두 1 이하로 다른 稅收函數에 비해 그 값이 매우 작을 뿐 아니라 LAD도 매우 작은 값을 나타내고 있다. 다만 이 세 가지 稅收函數의 경우에는 향후의 稅收展望值가 상당히 큰 차이를 보이고 있는 것이 특징적이다. 특히 이 가운데 INGN-2와 ININ-2를 합산한 GNIN의 경우에는 다른 것에 비해 稅收展望值가 매우 크게 나타나고 있다. 반면에 INWNSUR-1의 경우에는 다른 推定式에 비해 稅收展望值가 작을 뿐만 아니라 최근의 세수실적을 고려해 볼 때 INWNSUR-1의 稅收展望值는 현실적인 數值와는 다소 거리가 있는 것으로 사료된다. 그러나 本 研究에서는 위의 세 가지 稅收函數의 경우에 있어 MMSE와 LAD가 매우 작은 값을 가지고 있는 만큼 所得稅 源泉分 總計에 대한 適正 稅收函數로는 위의 세 가지 稅收函數를 선정하기로 한다.

所得稅 總計의 경우에는, 總計에 대한 稅收函數 두 가지와 申告分 및 源泉分의 합계에 대한 아홉 가지 稅收函數 등 모두 11가지 稅收函數를 비교해 본다. 이 가운데 MMSE와 LAD가 가장 작은 것은 (YASA + GNIN)와 (INSISUR-1 + INWNSUR-1), (YASA + INWNSUR-1)의 세 가지이다. 다만, 申告分과 源泉分을 합산한 경우에는 申告分과 源泉分 각각에 대한 稅收豫測誤差가 서로 상쇄되는 효과가 있기 때문에, INCM-1의 경우와 같이 총계만을 분석한 경우보다는 MMSE와 LAD가 다소 작게 나타나는 것

이 일반적이라고 할 수 있다. 따라서 이러한 점을 감안하면, 總計만을 분석한 INCM-1도 상당히 의미가 있는 추정결과인 것으로 사료된다.

이상의 분석을 바탕으로 所得稅 總計에 대한 適正 稅收函數는, MMSE와 LAD의 두 가지 기준만을 놓고 볼 때, (YASA + GNIN)인 것으로 사료된다. 이에 따른 稅收展望値는 1996년에 14조 8천억원, 1997년에는 17조 7천억원, 1998년에는 약 21조 2,500억원에 이를 것으로 보인다.

<表 IV-1> 所得稅의 稅收豫測 및 豫測誤差

(單位: %, 億圓)

| | | | MMSE | LAD | 豫 測 値 | | | |
|-------------------------------|------------------|-------------|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | | | | 1996 | 1997 | 1998 | |
| 申 告 分 計 | 讓渡 所得 稅 | INYA-1 | 1.149 | 8.069 | 17,188 | 18,611 | 19,830 | |
| | | INYADI-1 | 5.328 | 17.856 | 19,404 | 21,005 | 21,517 | |
| | | INSISUR-1 | 4.473 | 16.305 | 15,709 | 16,652 | 17,111 | |
| | | INSIDISUR-2 | 2.933 | 12.665 | 19,041 | 21,918 | 26,780 | |
| | 事業 所得 稅 | INSA-1 | 0.410 | 4.639 | 32,171 | 35,457 | 39,173 | |
| | | INSADI-1 | 0.764 | 6.416 | 32,579 | 35,155 | 37,135 | |
| | | INSISUR-1 | 0.397 | 4.400 | 33,769 | 38,581 | 44,138 | |
| | | INSIDISUR-1 | 1.099 | 9.010 | 34,120 | 40,114 | 48,090 | |
| | | INSIDISUR-2 | 1.132 | 9.039 | 33,342 | 37,821 | 43,394 | |
| | 申 告 分 計 | 計 | INSI-2 | 0.570 | 5.893 | 55,138 | 62,970 | 72,510 |
| | | | INSIDI-2 | 1.417 | 9.252 | 52,065 | 57,734 | 64,167 |
| | | | INSISUR-1 | 0.662 | 6.205 | 49,479 | 55,233 | 61,249 |
| | | | INSIDISUR-1 | 0.332 | 4.108 | 53,141 | 63,519 | 81,582 |
| INCMSUR-1 | | | 0.899 | 7.716 | 51,900 | 57,726 | 64,777 | |
| INCMDISUR-2 | | | 1.870 | 11.759 | 51,914 | 57,329 | 63,322 | |
| SURI-1 | | | 0.736 | 7.196 | 50,630 | 56,102 | 63,069 | |
| SURDII-2 | | | 2.084 | 12.524 | 51,615 | 57,626 | 64,865 | |
| YASA=INYA-1+ INSISUR-1(事業) | | 0.306 | 3.861 | 50,957 | 57,192 | 63,968 | | |

<表 IV-1>의 繼續

(單位: %, 億圓)

| | | MMSE | LAD | 豫 測 值 | | | | |
|------------------|--------------------------|------------------|-------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | | | | 1996 | 1997 | 1998 | | |
| 源 泉 分 | 勤勞 所得 稅 | INGN-2 | 0.617 | 5.567 | 63,978 | 81,256 | 102,911 | |
| | | INGNDI-3 | 2.139 | 11.656 | 67,879 | 91,034 | 123,706 | |
| | | INWNSUR-1 | 0.698 | 6.547 | 53,057 | 61,031 | 70,089 | |
| | | INWNDISUR-1 | 2.620 | 11.848 | 66,794 | 87,003 | 113,546 | |
| | 利子 · 配當 所得 稅 | ININ-2 | 0.587 | 6.340 | 33,013 | 38,806 | 45,592 | |
| | | ININDI-1 | 1.151 | 7.406 | 34,864 | 40,748 | 47,657 | |
| | | INWNSUR-1 | 0.866 | 7.166 | 29,502 | 33,517 | 38,020 | |
| | | INWNSUR-2 | 0.866 | 7.168 | 29,577 | 33,614 | 38,144 | |
| | 源 泉 分 計 | 源 泉 分 計 | INWN-1 | 0.722 | 6.932 | 88,209 | 105,757 | 126,794 |
| | | | INWNDI-5 | 1.769 | 10.343 | 83,958 | 103,297 | 127,184 |
| | | | INWNSUR-1 | 0.486 | 5.765 | 82,559 | 94,548 | 108,109 |
| | | | INWNDISUR-1 | 1.305 | 8.562 | 101,259 | 127,285 | 160,645 |
| | | | INCMSUR-2 | 1.257 | 8.121 | 71,117 | 79,375 | 88,479 |
| | | | INCMDISUR-1 | 1.597 | 9.831 | 96,784 | 117,555 | 141,502 |
| SUR1-1 | | | 1.548 | 10.091 | 99,229 | 124,146 | 155,431 | |
| SURDI1-1 | | | 1.681 | 9.782 | 82,665 | 103,025 | 129,721 | |
| | GNIN= INGN-2+ININ-2 | 0.353 | 4.732 | 96,991 | 120,062 | 148,503 | | |
| 總 計 | INCM-1 | 0.315 | 4.519 | 149,937 | 173,822 | 202,214 | | |
| | | INCMDI-2 | 0.884 | 6.992 | 162,880 | 195,980 | 239,068 | |
| | YASA+GNIN | 0.161 | 3.308 | 147,948 | 177,254 | 212,471 | | |
| | YASA+INWNSUR-1 | 0.195 | 3.861 | 133,516 | 151,740 | 172,077 | | |
| | YASA+INWN-1 | 0.258 | 4.200 | 139,166 | 162,949 | 190,762 | | |
| | INSIDISUR-1+GNIN | 0.184 | 3.604 | 150,132 | 183,581 | 230,085 | | |
| | INSIDISUR-1+INWNSUR-1 | 0.205 | 3.803 | 135,700 | 158,067 | 189,691 | | |
| | INSIDISUR-1+INWN-1 | 0.228 | 4.124 | 141,350 | 169,276 | 208,376 | | |
| | INSISUR-1+GNIN | 0.199 | 3.609 | 146,470 | 175,295 | 209,752 | | |
| | INSISUR-1+INWNSUR-1 | 0.240 | 4.011 | 132,070 | 149,781 | 169,358 | | |
| INSISUR-1+INWN-1 | 0.268 | 4.416 | 137,688 | 160,990 | 188,043 | | | |

3. 法人稅

法人稅에 대한 主要 稅收函數에 대한 推定結果의 요약은 <表 IV-2>에서 보는 바와 같다. 法人稅의 경우에는 所得稅의 경우와 서와 마찬가지로 自然代數線形模型에 의한 추정결과가 二次差分模型에 의한 것보다 좋은 것을 볼 수 있다. 즉, 法人稅 申告分, 源泉分 및 總計, 그리고 SUR 모델을 이용한 것과 그렇지 않은 것을 막론하고 自然代數線形模型에 대한 MMSE와 LAD가 거의 대부분의 경우에 二次差分模型보다 작은 것을 볼 수 있다¹⁾. 이에 따라 本節에서는 自然代數線形模型을 중심으로 法人稅에 대한 適正 稅收函數를 선정하도록 한다.

法人稅 申告分의 경우에는 法人稅 申告分 稅收函數만을 고려한 CORS-1과 法人稅 源泉分도 함께 고려하여 SUR 모델으로 분석한 CORSUR-1을 비교해 보자. MMSE와 LAD의 값은 後者が 前者에 비해 모두 작게 나타나고 있다. 향후의 稅收展望値는 後者が 前者에 비해 前年對比 稅收增加率이 더 높게 나타나는데 그 차이는 크지 않다. 따라서 法人稅 申告分의 경우에는 어떤 稅收函數를 선정하더라도 向後의 稅收展望値에는 큰 차이가 없을 것으로 사료된다. 本節에서는 위의 두 가지 稅收函數 가운데 稅收豫測力에서 CORSUR-1이 가장 우수한바 CORSUR-1을 法人稅 申告分에 대한 適正 稅收函數로 선정하기로 한다.

法人稅 源泉分의 경우에도 申告分의 경우와 마찬가지로 源泉分 稅收를 독립적으로 분석한 CORW-5가 SUR 모델으로 분석한

1) 물론 이러한 논의가 單位根 및 共積分 문제를 전혀 고려하지 않은 것이므로 단순 비교하는 것에는 상당한 주의가 필요하다. 왜냐하면 만약 說明變數 및 被說明變數 모두 單位根을 가지고 있지만 共積分의 관계가 성립하지 않는다면, 비록 自然代數線形模型의 稅收豫測力이 二次差分模型에 비해 우월하다고 하더라도 自然代數線形模型을 適正 稅收函數로 선정하는 것은 곤란하기 때문이다.

<表 IV-2> 法人稅의 稅收豫測 및 豫測誤差

(單位: %, 億원)

| | | MMSE | LAD | 豫 測 值 | | |
|-----|--------------------------|-------|--------|---------|---------|---------|
| | | | | 1996 | 1997 | 1998 |
| 申告分 | CORS-1 | 1.036 | 8.106 | 62,816 | 66,246 | 74,804 |
| | CORSDI-5 | 2.743 | 14.273 | 55,602 | 56,062 | 59,321 |
| | CORSUR-1 | 0.890 | 7.435 | 61,943 | 69,956 | 79,459 |
| | CORDISUR-1 | 2.892 | 13.711 | 55,625 | 53,974 | 54,329 |
| 源泉分 | CORW-5 | 8.125 | 18.632 | 36,292 | 42,903 | 50,618 |
| | CORWDI-1 | 6.621 | 19.779 | 38,898 | 49,232 | 68,886 |
| | CORSUR-1 | 8.453 | 19.317 | 30,078 | 32,864 | 38,395 |
| 總計 | COR-6 | 0.909 | 7.893 | 94,664 | 103,673 | 117,969 |
| | CORDI-3 | 4.904 | 16.695 | 99,339 | 112,701 | 129,164 |
| | CORSUR-1 | 0.556 | 5.375 | 92,021 | 102,820 | 117,854 |
| | SUR1-1 | 1.145 | 8.369 | 101,716 | 115,199 | 130,890 |
| | SURDI-1 | 5.114 | 19.616 | 120,010 | 128,095 | 125,299 |
| | CORSUR-1+ CORW-5(申告分) | 0.663 | 6.076 | 98,235 | 112,859 | 130,077 |

CORSUR-1보다 MMSE와 LAD가 모두 작게 나타나고 있다. 그러나 CORW-5와 CORWDI-1의 경우에는 MMSE와 LAD의 대소가 서로 엇갈려 있어 兩者間에는 우열을 가리는 것이 쉽지 않다. 다만, 向後의 稅收展望値는 後者が 前者에 비해 상당히 크게 나타나고 있는 것을 볼 수 있다. 따라서 源泉分의 경우에는 어떠한 稅收函數를 선정하느냐에 따라 向後의 稅收展望値가 상당히 크게 차이가 날 가능성이 있는 만큼 많은 유의를 해야 한다. 이에 따라 本節에서는 法人稅 源泉分에 대한 適正 稅收函數를 선정함에 있어 잠정적으로 CORW-5를 선정하기로 한다.

法人稅 總計에 대한 稅收函數는, 法人稅 總計에 대한 稅收函數

다섯 가지와 申告分 및 源泉分 稅收函數의 合(CORSUR-1 + CORW-5) 등 모두 여섯 가지를 비교해 본다.

MMSE와 LAD의 값이 가장 작은 稅收函數로는 CORSUR-1을 들 수 있으며 그 다음으로는 申告分과 源泉分의 합을 나타내는 (CORSUR-1 + CORW-5)와 COR-6을 들 수 있다. 여기서 한 가지 특징적인 것은, (CORSUR-1 + CORW-5)의 경우 申告分 稅收와 源泉分 稅收를 합산함에 따라 推定值의 분산이 작아지는 경향을 보이고 있음에도 불구하고 法人稅 總計에 대한 CORSUR-1은 오히려 이보다 MMSE와 LAD의 값이 더 작을 뿐 아니라 COR-6의 경우에도 그 값이 큰 차이를 보이지 않고 있는 것으로 볼 때, CORSUR-1은 물론이고 COR-6도 (CORSUR-1 + CORW-5)에 못지 않은 稅收豫測力을 가지는 것으로 판단된다. 따라서 이상의 논의를 종합해 볼 때 法人稅 總計로서 가장 적절한 稅收函數는 CORSUR-1인 것으로 판단된다.

4. 相續稅

相續稅 相續分과 贈與分에 대한 稅收函數는, 稅目의 특성상 별개의 課稅對象과 稅率이 적용되는 만큼 각각을 구분하여 適正 稅收函數를 선정하기로 한다.

相續分의 경우에는 여섯 가지의 稅收函數를 비교하였는바 각각의 稅收函數는 MMSE와 LAD에 큰 격차를 보이고 있다. 그러나 대부분의 경우 稅收展望值는 큰 차이를 보이지 않고 있어, 어떠한 세수 함수를 선정하더라도 稅收豫測值에는 큰 차이가 없을 것이다. 이에 本節에서는 MMSE와 LAD가 가장 작은 SNGH-3을 適正 稅收函數로 선정한다.

相續稅 贈與分에 대한 여섯 가지 稅收函數는 SURDI1-2를 제외하고는 비교적 MMSE와 LAD에는 큰 차이가 없는 반면 向後의 稅

收展望値에는 상당히 큰 격차를 보이고 있다. 다만 SNGG-1, SNGSUR-2, SUR1-1 등의 경우에는 최근 地價 등이 안정되어 있는 것을 고려할 때 지나치게 과다하게 세수를 예측하고 있는 것으로 판단되는바 이를 제외한다면, 二次差分模型을 이용한 SNGDISUR-2가 적절한 稅收函數인 것으로 판단된다.

<表 IV-3> 相續稅의 稅收豫測 및 豫測誤差

(單位: %, 億圓)

| | | MMSE | LAD | 豫 測 值 | | |
|-----|------------|--------|--------|-------|-------|--------|
| | | | | 1996 | 1997 | 1998 |
| 相續分 | SNGH-3 | 5.769 | 19.039 | 6,092 | 8,223 | 11,061 |
| | SNGHDI-3 | 99.949 | 99.971 | 6,965 | 8,287 | 10,057 |
| | SNGSUR-3 | 7.012 | 19.498 | 6,045 | 7,947 | 10,457 |
| | SNGDISUR-3 | 12.154 | 26.632 | 6,981 | 8,42 | 10,315 |
| | SUR1-1 | 13.062 | 29.821 | 5,571 | 6,864 | 8,964 |
| | SURDI1-2 | 13.906 | 31.147 | 7,051 | 8,377 | 10,086 |
| 贈與分 | SNGG-1 | 3.951 | 15.981 | 6,891 | 8,284 | 10,506 |
| | SNGGDI-3 | 7.741 | 21.858 | 4,607 | 4,958 | 5,217 |
| | SNGGUR-2 | 5.143 | 17.179 | 7,038 | 8,530 | 10,992 |
| | SNGDISUR-2 | 7.500 | 21.442 | 4,720 | 5,184 | 5,533 |
| | SUR1-1 | 7.370 | 22.594 | 6,339 | 8,134 | 10,252 |
| | SURDI1-2 | 17.200 | 29.846 | 4,663 | 5,050 | 5,338 |

5. 附加價値稅

附加價値稅의 경우에는 國內分과 輸入分, 그리고 總計의 경우 모두 自然代數線形模型의 경우가 二次差分模型의 경우보다 稅收豫測力이 전반적으로 우수한 것으로 나타났다. 특히 國內分 附加價値稅의 경우에는 이러한 구별이 매우 명확하여 VATDDI-3이나 VATDISUR-1보다 VATD-4와 VATSUR-3, SUR2-2의 MMSE

와 LAD가 매우 작은 것을 볼 수 있다. 그러나 輸入分 附加價値稅와 附加價値稅 總計의 경우에는 이러한 격차가 크게 축소되어 二次差分模型에 의한 稅收豫測力도 상당 수준에 올라 있다고 하겠다.

먼저 國內分의 경우에는 國內分 稅收函數만을 고려한 VATSUR-3이 MMSE와 LAD가 가장 작으며 VATD-4와 SUR2-2가 근소하나마 VATSUR-3보다 MMSE와 LAD의 값이 약간 크다. 그러나 兩者間의 稅收展望値는 매우 비슷하다.

輸入分 附加價値稅의 경우에는 아래의 <表 IV-4>에 보고된 다섯 가지 稅收函數 모두 稅收豫測誤差를 나타내는 MMSE와 LAD의 값이 매우 근사하며, 向後의 稅收展望値의 값들도 다소의 진폭이 있기는 하지만 대체로 비슷한 것으로 볼 수 있다. 따라서 아래의 네 가지 稅收函數 가운데 어떠한 稅收函數를 선정하더라도 상당히 유사한 결과를 얻을 수 있을 것으로 사료된다. 이 가운데 輸入分 附加價値稅에 대한 適正 稅收函數를 선택한다면 MMSE와 LAD가 가장 작은 VATSUR-2(輸入分)인 것으로 판단된다.

附加價値稅 總計의 경우에는 비교대상이 되는 아홉 가지 稅收函數의 MMSE와 LAD의 값은 대체로 비슷한 것을 볼 수 있다. 그러나 向後의 稅收展望値에 있어서는 일곱 가지 稅收函數가 제각각 豫測值間에 상당히 큰 격차를 보이고 있다. 다만 여기서 한 가지 특징적인 모습을 찾는다면 대체로 二次差分模型을 이용한 稅收函數로부터의 稅收展望値의 값은 작은 값을 갖는 경우가 많은 반면 自然代數線形模型을 이용한 稅收函數로부터의 稅收展望値는 대체로 큰 값을 갖는 경우가 많은 것을 볼 수 있다. 따라서 어떠한 稅收函數를 선정하느냐에 따라 向後의 附加價値稅 稅收展望의 正確性 確保에 상당히 큰 영향을 미칠 것으로 사료된다.

다만, 아래의 아홉 가지 稅收函數 가운데 稅收豫測誤差도 작으면서, 최근의 稅收動向 등을 종합적으로 볼 때 豫測值의 실현가능성이 높은 稅收函數를 선정한다면, 아홉 가지의 세수함수 가운데 稅

收展望値가 중간 정도의 값을 나타내고 있는 VAT-3이 가장 적절한 것으로 판단된다.

<表 IV-4> 附加價値稅의 稅收豫測 및 豫測誤差

(單位：%, 億원)

| | | MMSE | LAD | 豫 測 值 | | |
|-----|----------------------------------|--------|--------|---------|---------|---------|
| | | | | 1996 | 1997 | 1998 |
| 國內分 | VATD-4 | 1.728 | 10.676 | 75,362 | 85,983 | 102,884 |
| | VATDDI-3 | 11.721 | 24.584 | 69,594 | 76,887 | 79,015 |
| | VATSUR-3 | 1.593 | 9.857 | 77,018 | 87,995 | 105,172 |
| | VATDISUR-1 | 11.354 | 24.326 | 68,368 | 71,137 | 70,567 |
| | SUR2-2 | 1.935 | 10.579 | 74,358 | 83,687 | 94,787 |
| 輸入分 | VATI-1 | 0.209 | 3.857 | 101,239 | 117,161 | 133,337 |
| | VATIDI-2 | 0.387 | 5.018 | 99,546 | 114,742 | 128,359 |
| | VATSUR-2 | 0.203 | 3.774 | 101,249 | 117,103 | 132,938 |
| | VATDISUR-1 | 0.393 | 4.798 | 100,645 | 116,874 | 131,984 |
| | SUR2-2 | 0.217 | 3.955 | 101,968 | 117,946 | 133,631 |
| 總 計 | VAT-3 | 0.095 | 2.455 | 167,891 | 187,186 | 213,672 |
| | VAT-6 | 0.081 | 2.354 | 179,169 | 205,850 | 231,864 |
| | VATDI-3 | 0.405 | 5.369 | 162,684 | 177,863 | 195,113 |
| | VATDI-6 | 0.417 | 5.423 | 164,078 | 179,393 | 191,829 |
| | VATSUR-3 | 0.107 | 2.838 | 179,089 | 206,242 | 239,741 |
| | VATDISUR-2 | 0.443 | 4.647 | 168,749 | 194,287 | 209,324 |
| | SUR2-1 | 0.082 | 2.448 | 178,008 | 204,287 | 230,017 |
| | SURDI2-1 | 0.392 | 5.211 | 158,427 | 173,972 | 183,827 |
| | VATSUR-3+VATSUR-2 (國內分) (輸入分) | 0.107 | 2.826 | 178,267 | 205,098 | 238,110 |

6. 特別消費稅

特別消費稅의 경우에는, 燈油와 天然가스를 포함한 경우와 그렇지 않은 경우의 두 가지의 경우에 대해 각각을 구분하여 적정 稅收函數를 선정해 본다.

먼저 燈油와 天然가스를 제외한 경우에는 모두 두 가지 稅收函數를 비교하였는바 二次差分模型을 이용한 SETNDI-1의 경우보다 自然代數線形模型을 이용한 SETN-1이 MMSE와 LAD 측면에서 우월한 것으로 나타났다. 이에 따라 燈油와 天然가스를 제외한 特別消費稅에 대한 適正 稅收函數로는 SETN-1을 선정하도록 한다. 이 경우 1996~98년에 예상되는 特別消費稅(燈油, 天然가스 除外)의 稅收는 각각 2조 4천 9백억원, 2조 7천 2백억원, 2조 9천 6백억원 정도에 이를 것으로 전망된다.

燈油와 天然가스를 포함하여 현행 特別消費稅의 모든 課稅對象²⁾을 대상으로 한 特別消費稅의 稅收函數로는 모두 네 가지를 비교한다. 特別消費稅의 경우에는, 前節의 輸入分 附加價値稅에서 보았듯이 二次差分模型으로 추정된 경우에도 自然代數線形模型으로 추정한 것과 비교해 볼 때 MMSE와 LAD의 차이가 크지 않다는 것을 볼 수 있다. 그러나 後者가 前者보다 미소하게나마 그 값이 작은 것을 볼 수 있다. 그러나 현실성을 감안할 경우에는 二次差分模型이 더 우수한바 特別消費稅에 대한 適正 稅收函數로는 SET-1을 선정하기로 한다. 다만, 二次差分模型을 이용한 SETDI-1과 SUR 模型을 이용하여 분석한 SUR2-1의 경우에도 稅收豫測誤差가 상당히 작은 편이므로 이들 稅收函數도 特別消費稅 稅收推計를 위한 참고 지표로 사용할 수 있을 것으로 사료된다.

2) 단, 交通稅의 課稅對象인 揮發油와 輕油는 除外한다.

<表 IV-5> 特別消費稅의 稅收豫測 및 豫測誤差

(單位: %, 億圓)

| | | MMSE | LAD | 豫 測 值 | | |
|-----------------|----------|-------|--------|--------|--------|--------|
| | | | | 1996 | 1997 | 1998 |
| 燈油, 天然가스 除 外 | SETN-1 | 1.531 | 8.913 | 24,940 | 27,206 | 29,649 |
| | SETNDI-1 | 2.213 | 10.496 | 27,034 | 31,627 | 37,980 |
| 燈油, 天然가스 包 含 | SET-1 | 1.534 | 8.978 | 27,744 | 30,265 | 32,982 |
| | SETDI-1 | 2.217 | 10.463 | 30,618 | 36,287 | 44,178 |
| | SUR2-1 | 2.183 | 11.478 | 27,079 | 29,429 | 32,317 |
| | SURDI2-1 | 2.307 | 10.943 | 29,588 | 32,770 | 36,019 |

7. 酒稅

酒稅의 경우에도 特別消費稅(燈油 및 天然가스 包含)에 대한 稅收函數에서 본 바와 마찬가지로 自然代數線形模型과 二次差分模型에 대한 MMSE와 LAD의 값이 별다른 차이를 보이지 않고 있다. 이로부터 酒稅의 경우에 二次差分模型을 이용한 稅收函數도 상당히 稅收豫測力이 높다는 것을 간접적으로 엿볼 수 있다.

MMSE와 LAD가 가장 낮은 稅收函數로는 LT-1과 SUR1-1(酒稅分)을 들 수 있으며, 양자에 대한 1996~98년의 稅收展望值도 상당히 유사한 값을 보이는 것을 볼 수 있다. 다만 그 이외의 稅收函數의 경우에도 이들과의 稅收豫測誤差의 값 차이가 크지 않을 뿐더러, 대체로 稅收展望值도 비슷한 값을 나타내고 있다. 이에 따라 酒稅의 경우에는 適正 稅收函數를 선정하는 것이 상당히 어렵다고 할 수 있으나 本節에서는 잠정적으로 SUR1-1을 酒稅에 대한 適正 稅收函數로 선정하기로 한다.

<表 IV-6> 酒稅의 稅收豫測 및 豫測誤差

(單位：%, 億원)

| | MMSE | LAD | 豫 測 值 | | |
|----------|-------|-------|--------|--------|--------|
| | | | 1996 | 1997 | 1998 |
| LT-1 | 0.439 | 5.470 | 21,254 | 21,521 | 22,683 |
| LTDI-1 | 1.187 | 8.787 | 21,652 | 21,454 | 24,393 |
| SUR1-1 | 0.394 | 5.245 | 19,645 | 20,658 | 22,467 |
| SURDI1-2 | 1.056 | 8.267 | 20,487 | 20,808 | 24,087 |

8. 印紙稅

印紙稅의 경우에는 대체로 自然代數線形模型을 이용하여 분석한 稅收函數가 二次差分模型을 이용하여 분석한 것보다 稅收豫測誤差가 작은 것으로 나타나고 있어 自然代數線形模型으로 향후의 세수를 예측하는 것이 보다 바람직한 것으로 사료된다. 그러나 이 경우에도 무조건적으로 自然代數線形模型이 보다 우수하다고 할 수는 없는 것으로 사료된다. 왜냐하면 二次差分模型 가운데에서도 SUR模型을 이용한 SURDI1-1의 경우에는 印紙稅 稅收函數만을 고려한 INJI-2 또는 INJI-4보다 MMSE와 LAD가 상당히 작기 때문이다. 그 밖에 印紙稅에 대한 稅收函數에 대한 비교분석에 있어 한 가지 특징적인 점은, 印紙稅만을 독립적으로 분석한 경우에는 稅收豫測誤差가 비교적 상당히 큰 값을 가진 데 비해, 다른 稅目에 대한 稅收函數를 병렬함으로써 稅目間의 (統計的) 相關關係를 고려하여 분석한 SUR模型의 분석결과에 따르면 稅收豫測誤差가 대폭 축소된 것을 볼 수 있다.

이상의 논의를 종합해 볼 때 印紙稅에 대한 適正 稅收函數로는 SUR1-2(印紙稅分)인 것으로 판단된다.

<表 N-7> 印紙稅의 稅收豫測 및 豫測誤差

(單位: %, 億원)

| | MMSE | LAD | 豫 測 值 | | |
|----------|--------|--------|-------|-------|-------|
| | | | 1996 | 1997 | 1998 |
| INJI-2 | 6.065 | 15.610 | 3,457 | 3,860 | 4,304 |
| INJI-4 | 5.979 | 15.659 | 3,517 | 3,906 | 4,395 |
| INJIDI-2 | 24.131 | 28.708 | 3,633 | 4,013 | 4,295 |
| INJIDI-4 | 24.680 | 28.374 | 3,614 | 3,974 | 4,214 |
| SURI-1 | 0.905 | 8.443 | 3,855 | 4,390 | 4,995 |
| SURI-2 | 0.902 | 8.351 | 3,807 | 4,325 | 4,909 |
| SURDI1-1 | 5.352 | 16.789 | 3,292 | 3,055 | 2,573 |

9. 電話稅

電話稅의 경우에는 다른 세목과 달리 二次差分模型에 의한 稅收豫測誤差가 自然代數線形模型에 의한 稅收豫測誤差보다 더 작은 것을 볼 수 있는바 전반적으로 前者가 後者에 비해 稅收豫測力이 보다 우수한 것으로 판단된다. 더욱이 二次差分模型의 경우에는 資料의 差分過程에서 상당히 많은 情報가 遺失된다는 점을 감안할 때 MMSE와 LAD가 自然代數線形模型보다 더 작게 나타난 것은 특기할 만하다.

그러나 二次差分模型이 自然代數線形模型에 비해 稅收豫測力이 우수하다고 하더라도 向後의 稅收展望値는 서로 매우 비슷한 수준을 나타내고 있는 것을 볼 수 있는바 양자간에는 실질적인 차이는 크지 않은 것으로 사료된다.

이러한 논의를 바탕으로 할 때 電話稅에 대한 適正 稅收函數로는 二次差分模型 가운데 SURDI2-1(電話稅分)인 것으로 판단된다.

<表 IV-8> 電話稅의 稅收豫測 및 豫測誤差

(單位: %, 億원)

| | MMSE | LAD | 豫 測 值 | | |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | | 1996 | 1997 | 1998 |
| TEL-6 | 1.244 | 8.799 | 6,628 | 7,706 | 9,122 |
| TELDI-1 | 1.086 | 8.850 | 6,418 | 7,477 | 8,505 |
| SUR2-1 | 0.942 | 6.767 | 5,754 | 6,347 | 7,889 |
| SURDI2-1 | 0.930 | 7.967 | 6,449 | 7,593 | 8,796 |

10. 關稅

關稅의 경우에도 自然代數線形模型과 二次差分模型間에 稅收豫測誤差의 차이가 크지 않은 편이다. 다만, 向後의 稅收展望值를 보면 自然代數線形模型에 의한 稅收展望值보다 二次差分模型에 의한 稅收展望值가 전반적으로 클 뿐만 아니라 時間의 經過에 따른 稅收增加 推移도 보다 탄력적인 것을 볼 수 있다.

本節의 주요 쟁점사항이 稅收豫測誤差 比較에 일차적인 목표가 있는 만큼 이러한 관점에서 關稅에 대한 適正 稅收函數로는 MMSE 와 LAD가 가장 작은 것으로 나타난 GW-2를 선정하기로 한다.

<表 IV-9> 關稅의 稅收豫測 및 豫測誤差

(單位: %, 億원)

| | MMSE | LAD | 豫 測 值 | | |
|----------|-------|-------|--------|--------|--------|
| | | | 1996 | 1997 | 1998 |
| GW-2 | 0.054 | 1.919 | 53,295 | 61,470 | 68,613 |
| GWDI-3 | 0.109 | 2.672 | 53,938 | 64,121 | 74,027 |
| SUR1-1 | 0.070 | 2.117 | 54,233 | 62,783 | 70,465 |
| SUR1-2 | 0.123 | 2.845 | 53,472 | 63,221 | 72,518 |
| SURDI1-1 | 0.108 | 2.683 | 54,203 | 64,719 | 75,156 |

11. 適正 稅收函數 選定에 대한 總評

앞의 第2節~第10節에서 稅目別로 適正 稅收函數를 선정한 결과를 살펴보면 대부분의 稅目에서 自然代數線形模型이 適正 稅收函數로 선정되었으며 二次差分模型을 이용한 稅收函數가 선정된 것은 相續稅 贈與分(SNGDISUR-2 가운데 相續稅 相續分)과 特別消費稅(SURDI2-1 가운데 特別消費稅分), 電話稅(SURDI2-1 가운데 電話稅分) 등 소수의 稅目에 불과하다는 (잠정적인) 결과를 얻었다. 이는 二次差分模型이 資料의 差分過程에서 水準變數가 지니고 있는 情報의 일부가 유실된다는 점, 그리고 二次의 差分過程에서 觀測值 두개를 잃어버리게 된다는 점 때문에 일반적으로 自然代數線形模型에 비해 적은 量의 情報를 가지고 回歸分析함에 따라 推定結果가 상대적으로 열악해진다는 점에 기인한다.

또한 이 외에도 이러한 결과가 나타난 원인으로서는, 만약 稅收函數의 說明變數와 被說明變數間에 共積分의 關係가 성립하지 않는 경우에 自然代數線形模型으로 추정하게 되면 假性回歸의 問題가 발생되는바, 自然代數線形模型의 形態로 稅收函數를 설정하는 것이 模型設定의 誤謬를 범하게 됨에도 불구하고 假性回歸의 일반적인 특성상 경우에 따라서는 마치 推定值의 統計的 有意性이 매우 높은 것처럼 推定結果가 나타나게 되어 오히려 模型設定이 제대로 된 二次差分模型에 비해 推定結果가 더 나은 것처럼 나타나는 경우가 있을 수 있다. 반대로 說明變數와 被說明變數間에 共積分의 關係가 존재하는 경우에는 自然代數線形模型에 의한 模型設定이 타당한 반면 二次差分模型의 형태로 模型을 설정하는 것은 模型設定의 誤謬를 범하게 되기 때문에 後者의 形態를 가지는 二次差分模型의 형태를 지닌 稅收函數의 推定結果가 좋지 않게 나타나는 경우도 있을 수 있다.

그러므로 利用資料의 情報量의 차이, 共積分의 존재여부에 따른

모형설정의 오류 등을 모두 종합적으로 살펴볼 때, 일반적으로 自然代數線形模型에 비해 二次差分模型에 대한 稅收函數의 推定結果가 대체로 좋지 않게 나타나는 것이 많다고 할 수 있다. 따라서 이러한 統計的 特性을 고려하지 않고 두 가지 형태의 稅收函數 모두 타당하다고 하는 다소 비현실적인 전제하에서 두 가지 형태의 稅收函數의 추정결과에 대해 동일한 適正 稅收函數 選定基準을 적용하게 되면, 대부분의 경우에 있어 稅收函數의 設定誤謬 與否에 관계없이, 二次差分模型에 의한 稅收函數보다는 自然代數線形模型에 의한 稅收函數가 適正 稅收函數로 선정될 가능성이 훨씬 높다.

다만 相續稅 相續分과 特別消費稅, 電話稅의 세 가지 세목의 경우에는 自然代數線形模型과 二次差分模型間의 일반적인 추정결과의 차이에도 불구하고 後者가 前者에 비해 稅收豫測誤差가 더 작고 母數 推定值의 統計的 有意性 또한 높은 것은, 비록 제한적인 전제하에서 兩者를 비교한 것이기는 하지만, 상당히 큰 발견이라고 할 수 있다. 이와 같이 다소 의외인 분석결과가 나타난 것에 대한 원인을 찾는 것은 용이하지 않지만 그러한 원인으로서는 꼽을 수 있는 것의 하나는, 特別消費稅의 경우처럼 다소 예외적인 경우가 있기는 하지만, 이들 세목이 다른 다른 세목에 비해 상대적으로 해당 稅目的 課稅體系가 단순하다는 점이다. 즉, 所得稅나 法人稅 등과 같이 稅率體系가 超過累進稅率體系로 되어 있으면서 각종의 所得控除 稅額控除 또는 損費認定, 減價償却 등과 같이 課稅體系를 설명할 수 있는 說明變數를 명시적으로 稅收函數의 說明變數로 內在化시키기 곤란한바 특히 이러한 상황에서 각 변수를 차분하게 되면 각 變數가 지니는 미묘한 變化要因에 대한 情報가 상당 부분 流失되기 때문에 二次差分模型에 의한 추정결과가 상대적으로 좋지 않게 된다. 반면에 電話稅 등의 세목의 경우에는 課稅體系가 상대적으로 단순하기 때문에 稅收資料의 變化趨勢가 안정화되어 있고 따라서 수준 자체의 변동요인보다는 稅收의 增加率(自然代數를 취한 稅收, 즉 로그

의 差) 또는 稅收增加率에 대한 加速度(로그의 差의 差, 즉 로그를 취한 稅收의 2次 差分)의 變動要因이 稅收를 설명함에 있어 더욱 유의하게 나타나는 것으로 판단되는바 이들 稅目的 경우에 二次差分模型에서의 推定結果가 더 좋게 나타난 것으로 사료된다. 이에 따라 단순한 과세체계를 지닌 경우에는 差分을 통한 증가율 또는 가속도 개념에 입각한 세수함수의 推定力이 보다 우수할 수 있다는 점을 시사해 준다는 차원에서 하나의 발견이라고 할 수 있다³⁾. 다만 稅目 自體의 課稅體系가 복잡하더라도 稅收函數의 說明變數가 복잡한 課稅體系를 모두 설명해 줄 수 있는 경우라면 二次差分模型에 의한 추정결과가 상당히 크게 개선될 수도 있을 것이라는 추측도 가능하다.

결론적으로 말해, 두 가지 形態의 稅收函數 가운데 최종적으로 어떤 것이 보다 적합한 稅收函數인지를 선택하느냐의 문제는 第1節에서도 간략히 언급하였듯이 共積分에 대한 검정이 필요하다는 점을 다시 한번 강조하고자 한다. 즉, 위에서의 適正 稅收函數 選定結果는 自然代數線形模型과 二次差分模型이 모두 타당하다는 전제하에서 도출된 잠정적인 결론일 뿐, 보다 정확한 選定基準은 共積分에 대한 검증작업이 있는 연후에야 이루어질 수 있다는 점을 놓고 볼 때, 自然代數線形模型과 二次差分模型間의 模型設定의 妥當性分析을 통해서만 진정한 의미에서의 適正 稅收函數를 선정할 수 있을 것이다.

本 研究에서는 비록 適正 稅收函數의 選定過程에서 다소 비현실적인 假定을 전제로 하였기 때문에 本 研究의 結論을 강조할 수 없다는 점에서 稅目別 適正 稅收函數 推定에 상당한 정도의 애로가 있기는 하지만, 稅收推計에 있어 說明變數와 被說明變數에 대한 單

3) 물론 이러한 발견이 일반화할 수 있는 결론이 아니라는 점에 유의하기 바란다.

位根 또는 共積分 문제를 제기함으로써 그 결과에 따라 稅收函數의 形態가 결정되어야 한다는 점을 최초로 제기하였으며, 또한 先驗적으로 두 가지 형태의 模型 가운데 어느 것이 타당한 모형인지 현 시점에서 알 수 없다는 점에서 兩者에 대한 稅收函數 形態 모두를 대상으로 稅收函數를 추정함으로써 適正 稅收函數 選定問題에 대한 걸음 다가설 수 있었다는 차원에서 稅收推計와 관련한 研究에서 本 研究의 意義가 있다고 하겠다.

다음의 第V章의 稅收展望에서는 本章에서 잠정적으로 선정한 適正 稅收函數를 바탕으로 稅收函數의 設定誤謬 可能性에 대한 現實的인 制約要因을 유보하고, 무차별적으로 선정한 適正 稅收函數를 통해 이들 세목에 대한 向後의 稅收를 전망해본다. 이와 같은 방법으로 向後의 세수를 전망하는 이유는, 비록 이러한 방법이 타당하지 않을 수 있다는 가능성이 있음에도 불구하고, 현 시점에서는 이에 대한 代案이 없기 때문이다. 따라서 向後의 研究에서는 이에 대한 보완을 위해, 稅收函數와 관련한 共積分 檢定模型 및 檢定統計表를 완성함으로써 稅收函數의 共積分 存在與否에 대한 檢定作業이 반드시 필요할 것이다.

V. 稅收展望

本章에서는 第Ⅳ章의 논의를 바탕으로 所得稅, 法人稅, 相續稅, 附加價値稅, 特別消費稅, 酒稅, 印紙稅, 電話稅, 關稅의 아홉 가지 稅目에 대한 稅收를 전망해 본다. 다만 本章에서의 稅收展望値는 1996年 稅法을 기준으로 한 것이고 1997年 改正稅法 또는 그 이후의 稅法改正의 내용을 포함하고 있지 않기 때문에, 이러한 稅法改正이 稅收에 미치는 영향은 전혀 반영되어 있지 않다. 따라서 稅法改正效果를 감안하여 稅收展望値를 예측한다면 아래의 <表 V-1>의 稅收展望値는 修正이 필요할 것임에 유의하기 바란다.

아래의 <表 V-1>을 보면 1996년의 경우 해당 稅目에 대한 豫算은 52조 4,339억원이고, 追加更正豫算은 이보다 8,531억원이 증가한 53조 2,870억원이다. 本 研究에서 분석한 適正 稅收函數를 기초로 예측한 1996년의 豫想稅收는 53조 1,456억원으로 追更豫算과 거의 비슷한 것을 볼 수 있다.

稅目別로는 所得稅, 附加價値稅, 特別消費稅, 印紙稅, 電話稅, 關稅의 경우에 展望値가 豫算(또는 追更豫算)을 다소나마 초과할 것으로 전망되었다. 반면에 法人稅, 相續稅, 酒稅의 경우에는 豫算보다 다소 작을 것으로 전망되었다. 이 가운데 所得稅의 경우에는 1996년에도 근로소득세를 중심으로 세수가 크게 증가한 데 그 원인이 있는 것으로 판단된다. 이는 지속적으로 賃金水準이 상승하였던 것에 기인하기 때문인 것으로 추측된다. 附加價値稅(특히 輸入分附加價値稅)와 關稅의 경우에는 輸入이 예년에는 그 예조차 찾아보기 힘들 정도로 당초의 예상보다 더 크게 증가하였기 때문에 稅收가 豫算을 크게 초과하게 되는 것으로 전망된 것으로 판단된다. 印

<表 V-1> 主要 稅目에 대한 稅收展望

(單位: 億圓)

| | 1996年 | | 1997年 | | | 1998年 展望 | |
|-------|----------------------|---------|---------|----------------------|---------------------|----------|---------------------|
| | 豫算 | 展望 | 豫算(案) | 展 | 望 | | |
| 所得稅 | 145,034 | 147,948 | 173,512 | 177,254 <173,822> | [160,990 ~ 195,980] | 212,471 | [169,358 ~ 239,068] |
| 法人稅 | 92,541 | 92,021 | 99,707 | 102,820 | [102,820 ~ 112,095] | 117,854 | [117,857 ~ 130,890] |
| 相續稅 | 12,748 | 10,812 | 11,709 | 13,407 | [11,822 ~ 16,661] | 16,594 | [14,181 ~ 21,983] |
| 附加價値稅 | 160,205 (166,064) | 167,891 | 186,925 | 187,186 | [173,972 ~ 206,763] | 213,672 | [183,827 ~ 241,252] |
| 特別消費稅 | 30,932 (29,102) | 29,588 | 33,543 | 33,770 | [30,265 ~ 36,763] | 36,019 | [32,317 ~ 36,019] |
| 酒稅 | 22,919 | 19,645 | 20,544 | 20,658 | [20,658 ~ 21,521] | 22,467 | [22,467 ~ 24,393] |
| 印紙稅 | 3,577 | 3,807 | 3,578 | 4,325 | [3,860 ~ 4,390] | 4,909 | [4,214 ~ 4,995] |
| 電話稅 | 5,888 | 6,449 | 7,498 | 7,593 | [6,347 ~ 7,706] | 8,796 | [7,889 ~ 9,122] |
| 關稅 | 50,495 (54,997) | 53,295 | 59,723 | 61,470 | [61,470 ~ 64,719] | 68,613 | [68,613 ~ 75,156] |

註: 1. () 안은 追加更正豫算(案)임.

2. [] 안은 第IV章의 논의를 근거로 한 各稅目別 主要 推定式의 稅收展望值의 最小 및 最大値의 範圍를 나타냄.

3. 稅收展望值는 所得稅, 法人稅, 相續稅, 附加價値稅, 特別消費稅, 酒稅, 印紙稅, 電話稅, 關稅의 경우 각각 (YASA + GNIN), (CORSUR-1(申告分) + CORW-5), (SNGH-3 + SNGDISUR-2(相續稅 贈與分)), VAT-3, SURDI2-1(特別消費稅分), SUR1-1(酒稅分), SUR1-2(印紙稅分), SURDI2-1(電話稅分), GW-2의 稅收展望值를 기초로 한 것임.

4. 단, < > 안은 INCM-1에 기초한 展望值임.

5. 위의 稅收展望值는 稅法改正效果를 반영하지 않은 것으로, 1996년의 稅制減免과 같은 稅法改正이 이루어진다면 1조~1조 수 천억원의 稅收가 감소할 것임. 그러한 경우에는 1997~1998년의 세수는 1조원 정도를 차감해야 함.

紙稅의 경우에는 최근 국지적으로 不動產에 대한 賣買가 소폭 증가하는 등 전반적으로 印紙의 판매가 예상보다 다소 호조를 보였기 때문이며, 電話稅의 경우에는 單位當 電話料率이 비싼 移動通信에 대한 需要가 지속적으로 爆增함에 따라 豫算을 초과한 것으로 판단된다.

반면에 法人稅의 경우에는 輸出不振 및 景氣下落 등이 주된 원인이 되어 전반적으로 기업들의 營業實績이 전년에 비해 크게 둔화되는 등 法人稅의 課標가 전년에 비해 축소되었는바, 이러한 요인이 法人稅收의 減少要因으로 작용하여 稅收가 微小하게나마 豫算에 未達하는 모습을 보이게 된 것으로 사료된다.

酒稅의 경우에는 一部 酒類의 경우 세율이 인하됨에 따라 전년에 비해 稅收減少 要因이 발생하였을 뿐만 아니라 酒稅收入의 상당 부분을 차지하는 麥酒에 대한 消費增加趨勢가 다소 둔화됨에 따라 酒稅收入이 부진할 것으로 예상되어 豫算에 미달할 것으로 전망되었다.

1997년에는 아홉 가지 稅目에 대한 豫算(案)이 59조 6,739억원이다. 이에 대해 本 研究에서는 60조 7,483억원 또는 60조 4,051억원 정도로 전망되어 豫算(案)을 초과하는 것으로 나타났다. 그러나 本 研究의 展望值가 1996년에 이미 확정된 또는 확정될 예정에 있는 각종의 稅制減免效果를 반영하지 않은 것을 감안하는 경우에는 本 研究의 展望值보다 1조원 정도 또는 그 이상이 減少한 59조 수천억원 정도의 세수가 징수될 것으로 전망되어 豫算(案)에서의 數値와 상당히 비슷해질 것으로 기대된다.

1998년의 경우에는 1997년의 展望值보다 15.5%(< > 안의 展望值 基準으로는 14.3%) 정도 증가한 70조 1,395억원(또는 69조 1,138억원) 정도가 징수될 것으로 예상된다. 이들 아홉 가지 세목이 대체로 소득에 대해 탄력적인 稅目이라는 점을 고려할 때 대체로 增加率 水準은 實現可能性이 높은 것으로 사료된다. 다만, 그러

한 경우라고 하더라도, 그 규모면에서 1996년의 세법개정 효과를 반영하지 않았기 때문에 이를 감안한다면 稅收規模는 이보다 1조 수천억원 정도가 축소된 68조 수천억~69조원 정도가 될 것으로 예상된다.

VI. 結論 및 稅收推計模型에 대한 向後 改善方向

稅收은 주어진 稅法體系 內에서 課稅對象과 관련된 經濟活動의 結果로서 결정되는 課稅標準에 法定稅率을 적용함에 따라 해당 稅目에 대한 稅金의 賦課·徵收가 이루어짐으로써 統計에 잡히게 된다. 즉, 稅收은 經濟活動의 結果物의 하나로서 事後的으로 실현되는 것이다. 稅收推計란 該當 稅目에 대한 稅收을 事前的으로 예측해 보는 것을 주된 목적으로 하여 稅收에 영향을 미치는 주요 經濟指標에 대한 예측치를 바탕으로 이에 상응하는 稅收을 예측하는 작업을 말한다¹⁾.

稅收推計의 方法에는 여러 가지가 있겠으나 그 중 대표적인 방법의 하나가 回歸分析의 方法을 이용하는 것이다. 이 방법은 해당 稅目에 대한 稅收函數를 설정하고, 經濟活動에 대한 결과치를 주어진 것으로 가정한 후 주어진 經濟活動의 結果值에 대응하는 稅收의 平均値를 예측하는 것이다. 따라서 이러한 방법을 통한 稅收推計의 結果物은 統計的으로 平均値에 불과할 뿐이며 따라서 稅收推計의 結果로 예측한 稅收豫測値는 該當 稅目的 稅收展望에 대한 하나의 參考指標로 사용되는 것이 바람직하다. 왜냐하면 景氣與件에 따라 事後的으로 실현되는 稅收이 당초의 展望値보다 커지거나 작아질 수도 있을 뿐만 아니라, 당초의 稅收推計時에 稅收函數의 說明變數

1) 경우에 따라 稅收推計는 事後的으로도 시행될 수 있는바, 이 경우에는 이미 실현된 稅收과 상호비교함으로써 稅收推計의 正確性을 檢證하거나 또는 실현된 稅收이 본래의 豫想 또는 豫算과 어느 정도의 차이를 발생시켰으며 이에 대한 원인이 무엇인가에 대한 분석을 위해서도 활용될 수 있다.

로 사용하였던 經濟指標가 사후적으로도 그대로 실현된다고 하더라도 稅收推計의 稅收函數에서는 稅收에 영향을 미치는 모든 變數를 說明變數化할 수 없기 때문에 불가피하게 稅收豫測誤差가 발생할 수 있고, 더욱이 그러한 것을 모두 다 포함하여 예측하였다고 하더라도 실제의 展望値는 平均値에 불과하기 때문에 실제로 실현되는 稅收는 平均値를 중심으로 한 일정한 確率分布 속에서 하나의 값으로 실현되는 것인 만큼 稅收展望値와 사후적으로 실현되는 稅收가 일치할 수 있는 가능성은 확률적으로 말해 零(0)이라고 할 수 있다.

그럼에도 불구하고 우리나라에서는 稅收推計의 결과로 예측된 평균적인 稅收展望値를 마치 目標値인 것으로 간주하는 경우가 많다²⁾. 이러한 형태의 행동양식은 稅收推計를 이해하는 올바른 認識方法이 아닐 뿐더러 한 걸음 더 나아가서는 이러한 認識方法은 該當 稅目 또는 租稅 全般에 걸친 關聯 制度 또는 行政의 歪曲을 초래할 가능성도 있기 때문에 바람직하지 않다고 하겠다. 또한 分析의 道具로서 稅收의 所得彈力性이 稅法改正 또는 기타 稅收函數의 구조에 영향을 미치는 構造變化 要因을 명시적으로 도입하기 위해 기울기 더미 등을 사용하였다. 그럼으로써 本 研究에서는 稅收推計와 관련한 分析의 틀을 크게 확충하였다는 데 그 의의가 있다고 하겠다.

이 가운데 差分模型과 관련해서는, 差分模型의 특성상 單位根이 존재하는 경우 이러한 문제를 회피할 수 있다는 장점이 있는 반면에 水準變數가 지니고 있는 數量的 特性이 자료의 차분과정에서 불가피하게 상당 부분이 유실되기 때문에 利用可能한 情報의 量이 줄어들어 추정결과의 有意性이 低下되는 문제가 있다. 그럼에도 불구하고 電話稅의 경우에는 差分模型의 稅收豫測誤差가 매우 작고 推定値의 統計的 有意性이 상당히 높게 나타났는바, 일부 세목의 경

2) 成明宰·玄鎭權(1994)과 成明宰(1995) 참조.

우 기존의 방법에 의한 추정결과보다 더 나은 추정결과를 얻을 수 있었다는 점에서 分析方法의 擴充에 따른 結實을 얻은 것으로 판단된다.

本 研究에서는 所得稅, 法人稅, 相續稅, 附加價值稅, 特別消費稅, 酒稅, 關稅, 電話稅, 印紙稅의 아홉 가지 稅目에 대해 稅收函數를 분석하였다.

稅收函數를 설정함에 있어 單位根 問題를 고려하여 稅收函數의 形態를 差分模型으로 설정하였으며, 共積分의 關係가 성립한다는 암묵적인 假定下에 自然代數線形模型下에서 CCR의 방법을 이용하여 추정하는 등, 模型設定 및 分析方法의 誤謬를 축소하고자 하였다. 뿐만 아니라 각각에 대해 成明宰(1995)의 연구에서와 같이 稅目別로 稅收豫測力이 높은 稅收函數를 선정함을 목적으로 하면서 SUR 模型을 이용한 분석도 병행하였고 여기에 추가하여 稅目間 相關關係의 존재 가능성도 염두에 두고 稅目間 相關關係에 기초한 SUR 模型도 분석하였다³⁾.

이 외에도 稅收函數의 說明變數와 被說明變數間에 共積分 關係가 성립한다는 假想的인 경우에 대해 분석하기 위해 共積分을 이용한 推定方法, 즉 CCR(SUR 模型의 경우에는 SUCCR)의 방법으로 稅收函數를 추정함으로써 分析의 方法을 확충하였다.

그리고 第V章에서는 위의 아홉 가지 稅目에 대해 1996~98년의 3년간 세수를 예측하였다. 예측결과를 요약하면, 1996년의 경우 예상되는 세수는 豫算(追更 豫算 基準)과 거의 비슷한 수준이 될 것으로 전망되었으며, 1997년의 경우에는 豫算(案) 59조 6,739억원보다 약 1조원 이상이 많은 60조 4천억~7천억원 정도가 징수될

3) 成明宰(1995)의 연구에서는 所得稅, 法人稅, 相續稅, 附加價值稅 등의 稅目에 대해 개별 稅目 內의 主要 構成項目을 대상으로 SUR 模型을 적용하여 분석하였으나, 本 研究에서는 稅目間 相關關係의 存在可能性을 기초로 稅目別 稅收函數의 誤差項間에 共分散이 존재한다는 假定下에 稅目別 稅收函數를 並列하여 SUR 模型으로 추정하였다.

것으로 예상된다. 그러나 稅法改正效果(약 -1조 수천억원)를 감안할 경우에는 역시 豫算(案)과 상당히 비슷한 59~60조원 정도에 이를 것으로 전망된다. 그리고 1998년에는 1997년 豫想稅收보다 15.5% 정도가 증가할 것으로 예상되는바, 이는 최근의 國民總生産에 대비한 稅收(國稅)의 彈力性이 1을 초과하였던 점을 감안할 때 대체로 무난한 수치인 것으로 판단된다.

單位根의 存在可能性을 염두에 두고 模型設定의 誤謬可能性에 대비하기 위해 差分模型에 대한 분석도 병행하였다. 다만 單位根의 問題가 제기될 때마다 당면하게 되는 問題의 하나가 共積分의 問題인바, 本 研究에서와 같이 稅收函數에 稅法改正이나 稅收函數의 構造變化를 나타내는 더미 변수나 稅率 등의 政策變數와 같이 確定的 分布를 가지는 變數가 說明變數에 포함되는 경우에는 아직까지 共積分 檢定에 대한 분석방법이 개발되어 있지 않은바 이에 대한 檢正노력이 필요할 것으로 사료된다.

이 외에도 우리나라의 稅收推計에 관한 研究物을 살펴볼 경우 미시적 자료를 이용한 稅收推計에 관한 연구가 미흡한 편이다. 이에 따라 所得稅나 消費稅 등과 같이 個別納稅者에 대한 稅負擔 分布 또는 勤勞意慾(勞動供給), 消費(또는 貯蓄) 등에 의해 크게 영향을 받는 稅目에 대해서는 本 研究에서와 같은 巨視的 接近方法뿐만 아니라 微視的 接近方法을 이용한 稅收推計에 대한 研究도 필요한 것으로 사료된다.

또한 登錄稅, 取得稅, 綜合土地稅, 財產稅, 自動車稅 등과 같은 財產稅의 성격을 가진 세목의 경우 국민경제 생활에 미치는 영향이 매우 클 뿐더러 地方財政收入 側面에서도 상당히 비중이 높은 稅目的 경우에도 稅收推計模型이 제대로 정립되어 있지 않은바 이에 대한 연구도 필요할 것이다.

參考文獻

- 羅城麟, 『韓國의 租稅-社會扶助模型 I』, 政策研究資料 91-41, 韓國開發研究院, 1991.
- 羅城麟·玄鎮權, 「韓國의 租稅-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」, 『財政論集』, 第7集, 韓國財政學會, 1993(A).
- _____, 『租稅 및 社會扶助 政策의 效果分析: Tax-Benefit 模型을 중심으로』, 研究報告書 93-09, 韓國租稅研究院, 1993(B).
- 盧基星·柳一鎬·尹建永·李鎮淳, 『稅收推計 模型開發에 관한 研究』, 韓國開發研究院, 1990.
- 朴宗淇, 『內國稅의 稅目別 稅收豫測方法』, 研究調查報告 75-20, 韓國開發研究院, 1975.
- 成明宰, 『稅收推計模型과 稅收展望, - IFGLS 方法을 이용한 SUR 模型을 中心으로 -』, 研究報告書 95-05, 韓國租稅研究院, 1995(A).
- _____, 『石油類 課稅體系의 改善方向』, 政策報告書 95-06, 韓國租稅研究院, 1995(B).
- _____, 『主要 石油製品에 대한 需要分析』, 韓國租稅研究院, 1996(A).
- _____, 『特別消費稅와 交通稅 體系 整備를 위한 政策課題와 改善方向』, 韓國租稅研究院, 1996(B).
- 成明宰·玄鎮權, 『稅收展望과 稅收推計의 改善方向』, 研究報告書 94-04, 韓國租稅研究院, 1994.
- 財政經濟院, 『財政金融統計』, 各號.
- 趙潤濟·朴宗奎, 「開放經濟下的 財政政策 - 巨視經濟調整 役割提高를 위한 方案-」, 『開放化·國際化에 따른 財政·金融政策의 方

- 向』, 研究論文集 94-01, 韓國租稅研究院, 1994.
- 車駟權, 『稅收推計模型의 精密化와 中短期 稅收展望』, 韓國經濟研究院, 1983.
- 韓國開發研究院, 『財政統計資料集』, 各 年度.
- Blanchard, Oliver J. and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *The American Economic Review*, Vol. 79 No. 4, 1989, pp. 655~673.
- Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw, "International Evidence on the Persistence of Economic Fluctuations," *Journal of Monetary Economics* 23, 1989, pp. 319~333.
- Choi, In, "Univariate Properties of the Korean Economic Time Series," *The Korean Economic Review*, Vol. 9, Winter, 1993, pp. 201~232.
- Cochrane, John H., "How Big Is the Random Walk in GNP?," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 5, 1988, pp. 893~920.
- Engle, Robert F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251~276.
- Goldberger, A. S., *A Course in Econometrics*, Harvard University Press, 1991.
- Haldrup, Niels, "Semiparametric Tests for Double Unit Roots," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, No. 1, 1994, pp. 109~122.
- Hamilton, James D., *Time Series Analysis*, Princeton Univer-

- sity Press, Princeton, New Jersey, 1994.
- Nelson, Charles R. and C. I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982, pp. 139~162.
- Nelson, Charles R. and Heejoon Kang, "Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series," *Econometrica*, Vol. 49, No. 3, 1981, pp. 741~751.
- Park, Joon Y., "Canonical Cointegrating Regressions," *Econometrica*, Vol. 60, 1992, pp. 119~143.
- Phillips, P. C. B., "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 277~301.
- Phillips, P. C. B. and Sam Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Co-integration," *Econometrica*, Vol. 58, 1990, pp. 165~193.
- Phillips, P. C. B. and Bruce E. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *The Review of Economic Studies*, Vol. 57, 1990, pp. 99~125.
- Said, Said E. and David A. Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Model of Unknown Order," *Biometrika*, 71, December 1984, pp. 599~607.
- Stock, J. H. and K. D. West, "Integrated Regressions and Tests of the Permanent-Income Hypothesis," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, 1988, pp. 85~95.
- West, K. D., "On the Interpretation of Near Random-Walk Behavior in GNP," *The American Economic Review*, Vol. 78, 1988, pp. 202~209.

<국문요약>

單位根 檢定과 稅收推計 - 自然代數線形模型과 差分模型의 比較 -

成 明 宰

主要 巨視指標을 사용하는 稅收函數의 推定에 있어서는 대부분의 說明變數와 被說明變數는 單位根이 존재하거나 共積分 關係가 있는 것으로 알려져 있다. 그러한 관계가 존재하는 경우에는 假性回歸의 問題 등 기존의 分析方法에 의한 稅收函數의 推定結果는 偏倚를 갖게 된다. 더욱이 推定結果의 偏倚로 인해 稅收推計의 正確性이 의문시될 수 있다. 따라서 差分模型이나 CCR 方法 등과 같은 새로운 分析方法이 필요하다.

單位根 檢定結果 2次的 單位根이 존재하는 것으로 나타났으나 共積分에 대해서는 本 研究에 부합되는 檢定方法이 개발되어 있지 않아 檢定하지 못하였다. 그러나 差分模型과 CCR 分析方法 등을 적용함으로써 共積分 存在與否에 따른 모든 경우에 대해 분석함으로써 연구결과와 신뢰성을 제고할 수 있었다.

本 研究에서는 所得稅, 法人稅, 相續稅, 附加價值稅, 特別消費稅, 酒稅, 印紙稅, 電話稅, 關稅의 아홉 가지 稅目에 대한 稅收函數를 분석하였다. 아홉 가지 稅目에 대한 1996년 稅收는 약 53조 1천 5백억원 (追更豫算은 약 53조 2천 8백억원)으로 추정되었고, 所得稅, 附加價值稅, 關稅 등은 (追更)豫算을 초과하는 반면, 法人稅, 相續稅, 酒稅 등은 豫算보다 작을 것으로 전망된다. 아홉 가지 稅目에 대한 1997년의 稅收는 60조 4천억~7천억원 정도 (豫算은 59조 6천 7백억원)로 전망되어 豫算을 초과하는 것으로 나타났다. 그러나 이는 稅法改正效

果를 감안하지 않고 1996년 稅法을 기준으로 작성된 것이며, 이를 감안할 경우에는 豫算과 거의 비슷한 수준이 될 것으로 사료된다. 아홉 가지 稅目에 대한 1998년의 稅收는 69조 1천억~70조 1천억원 정도가 예상되나 이 역시 1996년 稅法을 기준으로 추정하였기 때문에 이를 고려하는 경우 약 1조원 정도의 稅收가 줄어들 것으로 예상된다.

<Abstract>

Unit Roots Test and Revenue Forecast

Sung, Myung Jae

Most economic time-series data are known to have unit roots, and cointegration in some cases. In these cases, time-series are not stationary and traditional regression analyses such as OLS or GLS will cause spurious regression. Thus, the estimates based on traditional regression methods are no longer accurate and generally do not give legitimate asymptotic distributions.

In revenue forecasting models which are the main interest of this report and use many economic time-series, we may encounter similar problems and need to test statistical characteristics, i.e. unit roots and cointegration. As a result of the test, time-series under consideration have unit roots of degree two, but we cannot perform cointegration test since the appropriate testing method for this report has not been developed yet. Therefore, this report adopts CCR method and differenced regression models to avoid these.

This report focuses on Income Tax, and Corporate Tax, Inherit and Gift Tax, Value-Added Tax, Special Excise Tax, Liquor Tax, Stamp Tax, Telephone Tax and Customs Duties. The 1997 revenue estimate of the above nine taxes is sixty trillion and four to seven hundred billion won which slightly exceeds the budget(fifty nine trillion and six hundred seventy billion won). However, this figure did not reflect the effect of 1996 tax reform on revenue. If we

consider the effect, the revenue estimate will be reduced by about one trillion won.